



ใบรับรองวิทยานิพนธ์
บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต

ปริญญา

เศรษฐศาสตร์

สาขา

เศรษฐศาสตร์

ภาควิชา

เรื่อง ผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง

The Effect of Economic Factors on Thai Government Bond Yields in the Secondary Market

นามผู้วิจัย นางสาวทณวดี นานัง

ได้พิจารณาเห็นชอบโดย

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

(อาจารย์ธนา สมพรเสริม, Ph.D.)

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม

(อาจารย์ศักดิ์สิทธิ์ บุศยพลากร, Ph.D.)

หัวหน้าภาควิชา

(รองศาสตราจารย์โสเมสกว เพชรานนท์, Ph.D.)

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์รับรองแล้ว

(รองศาสตราจารย์กัญญา วีระกุล, D.Agr.)

คณบดีบัณฑิตวิทยาลัย

วันที่ เดือน พ.ศ.

ลิขสิทธิ์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

วิทยานิพนธ์

เรื่อง

ผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง

The Effect of Economic Factors on Thai Government Bond Yields in the Secondary Market

โดย

นางสาวทณวดี นานัง

เสนอ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
เพื่อความสมบูรณ์แห่งปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
พ.ศ. 2557

ลิขสิทธิ์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

พัฒนาลี นานัง 2557: ผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง ปริญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์
ภาควิชาเศรษฐศาสตร์ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก: อาจารย์ธนา สมพรเสริม,
Ph.D. 131 หน้า

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อ 1) ศึกษาถึงสภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทยและ
อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี 2) ศึกษาผลกระทบของปัจจัยทาง
เศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ระหว่างปี พ.ศ. 2542
ถึง พ.ศ. 2555 3) เปรียบเทียบผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตร
รัฐบาลไทยในตลาดรอง อายุ 3 ปี ใน 2 ช่วงเวลา คือ หลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 กับหลัง
เกิดวิกฤตซับไพร์ม ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนกันยายน พ.ศ. 2542 ถึง เดือน
ธันวาคม พ.ศ. 2555 โดยแบ่งการศึกษาออกเป็น 3 ช่วง คือ ช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ.
2540 ช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม และช่วงที่ครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540
และหลังการเกิดวิกฤตซับไพร์ม การศึกษาในครั้งนี้ได้ทำการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) เพื่อ
ทดสอบความนิ่งของข้อมูล จากนั้นทดสอบความเป็นเหตุผลด้วยวิธี Granger Causality และใช้วิธี
กำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจต่อ
อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทย

จากการศึกษาพบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในประเทศที่มีผลต่ออัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ได้แก่ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก ดัชนีราคาผู้บริโภค
ทั่วไป และปัจจัยทางเศรษฐกิจภายนอกประเทศที่มีผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทย
ในตลาดรองอายุ 3 ปี ได้แก่ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐระยะสั้น และเมื่อแบ่ง
การศึกษาออกเป็น 2 ช่วงเวลา พบว่า ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 สัดส่วนสินเชื่อ
ต่อเงินฝาก และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐระยะสั้น มีผลต่ออัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ในขณะที่ช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม พบว่า ดัชนีราคา
ผู้บริโภคทั่วไป และ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐระยะสั้น มีผลต่ออัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี

Thanwalee Nanang 2014: The Effect of Economic Factors on Thai Government Bond Yields in the Secondary Market. Master of Economics, Major Field: Economics, Department of Economics. Thesis Advisor: Mr. Thana Sompornserm, Ph.D. 131 pages.

The objectives of this research are to 1) study the general characteristics of Thai bond market and government bond yields in secondary market, 2) to study the effect of economic factors on Thai government bond yields in secondary market 3 years during 1999 to 2012, and 3) to compare the effect between two periods, including after Asian Financial Crisis and after Subprime Crisis. The paper uses monthly data from 1999:9 to 2012:12 which divided into three periods, including after Asian Financial Crisis, after Subprime Crisis and whole period. Firstly, the data are tested for stationary by employing unit root test. After that, granger causality test and employs Ordinary Least Squares to analyze the effect of economic factors on Thai government bond yields.

The results from the study indicate that domestic economic factors that affect Thai government bond yields 3 years are Consumer Price Index, Loan to deposit and external economic factors that affect Thai government bond yields 3 years is short term U.S.government bond yields. And device into two periods, for the case after Asian Financial Crisis shows that Loan to deposit and short term U.S.government bond yields affect Thai government bond yields 3 years. After Subprime Crisis shows that Consumer Price Index and short term U.S.government bond yields affect Thai government bond yields 3 years.

Student's signature

Thesis Advisor's signature

กิตติกรรมประกาศ

ความสมบูรณ์พร้อมในวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี เนื่องจากได้รับความช่วยเหลืออย่างดียิ่งจาก อ.ดร.ธนา สมพรเสริม อาจารย์ที่ปรึกษาหลัก ที่กรุณาสละเวลาอันมีค่าเพื่อให้คำปรึกษา ข้อเสนอแนะ ตลอดจนช่วยแก้ไขข้อบกพร่องในเนื้อหาหลายด้านเสมอมา รวมถึง อ.ดร.ศักดิ์สิทธิ์ บุญยพลากร อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม ผู้ซึ่งให้มุมมองและแง่คิดเพิ่มเติมในการทำงาน ทำให้สามารถนำไปปรับใช้ในการทำงานได้อย่างดียิ่ง

ทั้งนี้ จะขาดเลยมิได้ คือ กำลังใจและกำลังใจที่สำคัญจากบิดา น.ท.ธนพิทักษ์ นานัง และมารดา นางมาลี นานัง ผู้ที่คอยอยู่เคียงข้างและให้ความเข้าใจเสมอมา ตลอดจนเพื่อนๆ ศศิสุภาวค์ ศุภลักษณ์ และอลิษา ที่คอยช่วยเหลือและปลอบใจในช่วงที่ท้อแท้ต่องาน ขอบคุณกัทรันท์ สำหรับความห่วงใย รวมถึงการเป็นแรงบันดาลใจที่สำคัญ

นอกจากนี้ ขอขอบคุณพี่ๆ โครงการปริญญาโท คณะเศรษฐศาสตร์ ฟือลิส ที่คอยให้คำแนะนำและช่วยเหลือมาตลอด รวมถึง ขอขอบพระคุณครูบาอาจารย์ทุกท่านที่ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้จนทำให้ข้าพเจ้ามีวันนี้ ทั้งนี้ หากวิทยานิพนธ์ฉบับนี้มีข้อบกพร่องประการใด ข้าพเจ้าขอน้อมรับและรับผิดชอบแต่เพียงผู้เดียว

ธันวลี นานัง

กรกฎาคม 2557

สารบัญ

หน้า

สารบัญตาราง	(3)
สารบัญภาพ	(15)
บทที่ 1 บทนำ	1
ความสำคัญของปัญหา	1
วัตถุประสงค์ของการวิจัย	6
ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ	6
ขอบเขตการวิจัย	6
นิยามศัพท์	7
บทที่ 2 การตรวจเอกสาร	8
ทฤษฎีและแนวคิดที่ใช้ในการวิจัย	8
งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	22
กรอบแนวคิดในการวิจัย	30
สมมติฐานในการวิจัย	31
บทที่ 3 วิธีการวิจัย	33
การเก็บรวบรวมข้อมูล	33
วิธีการวิเคราะห์ข้อมูล	34
บทที่ 4 สภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทยและอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล ไทยในตลาดรอง	39
สภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทย	39
ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในช่วงปี พ.ศ. 2542 – 2555	41

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
บทที่ 5 ผลการวิจัย	60
ผลการทดสอบ Unit Root	60
ผลการทดสอบ Granger Causality	63
ผลการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด	66
การเปรียบเทียบผลการวิจัยในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ.2540 และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม	73
บทที่ 6 สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ	76
สรุปผลการวิจัย	76
ข้อเสนอแนะ	77
เอกสารและสิ่งอ้างอิง	79
ภาคผนวก	82
ภาคผนวก ก การทดสอบ Unit Root	83
ภาคผนวก ข การทดสอบ Granger Causality	102
ภาคผนวก ค ผลการตรวจสอบปัญหา Multicollinearity	115
ภาคผนวก ง ผลการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity	117
ภาคผนวก จ ผลการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation	122
ภาคผนวก ฉ ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด	126
ประวัติการศึกษาและการทำงาน	131

สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
1	ความสัมพันธ์ของอุปสงค์และอุปทานในตลาดพันธบัตรและตลาดเงินกู้ยืม	9
2	ผลการทดสอบ unit root ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา ณ ระดับ (At Level)	61
3	ผลการทดสอบ unit root ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา ณ ระดับ (At First Diffrence)	62
4	ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงภาพรวม (ก.ย. 42 – ธ.ค. 55)	64
5	ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540	65
6	ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม	66
ตารางผนวกที่		
1	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (GY) (พ.ศ. 2542 - 2555)	84
2	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (GY) (พ.ศ. 2542 - 2555)	84

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่	หน้า
3 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ ระดับ Level ของดัชนีพ้องเศรษฐกิจ (CEI) (พ.ศ. 2542 - 2555)	85
4 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ ระดับ First Difference ของดัชนีพ้องเศรษฐกิจ (CEI) (พ.ศ. 2542 - 2555)	85
5 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) (พ.ศ. 2542 - 2555)	85
6 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) (พ.ศ. 2542 - 2555)	86
7 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของสัดส่วนสินเชื่อเงินฝาก (L) (พ.ศ. 2542 - 2555)	86
8 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของสัดส่วนสินเชื่อเงินฝาก (L) (พ.ศ. 2542 - 2555)	86
9 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (พ.ศ. 2542 - 2555)	87
10 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (พ.ศ. 2542 - 2555)	87
11 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER) (พ.ศ. 2542 - 2555)	88

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่	หน้า
12 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีค่าเงินบาท แท้จริง (REER) (พ.ศ. 2542 - 2555)	88
13 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET) (พ.ศ. 2542 - 2555)	88
14 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีหลักทรัพย์ 50 (SET) (พ.ศ. 2542 - 2555)	89
15 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (พ.ศ. 2542 - 2555)	89
16 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (พ.ศ. 2542 - 2555)	89
17 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	90
18 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	90
19 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีฟ็องเศรษฐกิจ (CEI) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	91

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
20	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีพ้อยเศรษฐกิจ (CEI) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	91
21	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	91
22	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	92
23	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของสัดส่วนสินเชื่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	92
24	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของสัดส่วนสินเชื่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	92
25	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	93
26	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	93
27	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	93

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่	หน้า
28 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีค่าเงินบาท แท้จริง (REER) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	94
29 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	94
30 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคา หลักทรัพย์ 50 (SET) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	94
31 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลสหรัฐฯอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	95
32 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	95
33 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	96
34 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	96
35 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ ระดับ Level ของดัชนีฟ็องเศรษฐกิจ (CEI) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	97

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
36	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีพ้อยเศรษฐกิจ (CEI) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	97
37	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	97
38	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	98
39	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	98
40	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	98
41	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	99
42	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	99
43	ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	99

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่	หน้า
44 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีค่าเงินบาท แท้จริง (REER) (หลังวิกฤตซับไพรม์)	100
45 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET) (หลังวิกฤตซับไพรม์)	100
46 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคา หลักทรัพย์ 50 (SET) (หลังวิกฤตซับไพรม์)	100
47 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตซับไพรม์)	101
48 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตซับไพรม์)	101
49 ผลการทดสอบ Granger Causality ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีฟ้องเศรษฐกิจ (พ.ศ. 2542 - 2555)	103
50 ผลการทดสอบ Granger Causality ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาผู้บริโภค (พ.ศ. 2542 - 2555)	103
51 ผลการทดสอบ Granger Causality ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (พ.ศ. 2542 - 2555)	104

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่	หน้า
52 ผลการทดสอบ Granger Causality ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาด ลอนดอน (พ.ศ. 2542 - 2555)	104
53 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (พ.ศ. 2542 - 2555)	105
54 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (พ.ศ. 2542 - 2555)	105
55 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล สหรัฐอายุ 3 ปี (พ.ศ. 2542 - 2555)	106
56 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีฟองเศรษฐกิจ (หลังวิกฤต เศรษฐกิจ)	107
57 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (หลังวิกฤต เศรษฐกิจ)	107

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
58	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	108
59	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	108
60	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	109
61	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	109
62	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)	110
63	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีฟ็องเศรษฐกิจ (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	111

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
64	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	111
65	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	112
66	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	112
67	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	113
68	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	113
69	ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (หลังวิกฤตซับไพร์ม)	114

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
70	ผลการตรวจสอบ Multicollinearity ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 ถึง พ.ศ. 2555	116
71	ผลการตรวจสอบ Multicollinearity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540	116
72	ผลการตรวจสอบ Multicollinearity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม	116
73	ผลการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 – 2555	118
74	ผลการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity ในช่วงหลังวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540	119
75	ผลการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม	120
76	ผลการแก้ปัญหา Heteroskedasticity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม	121
77	ผลการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 – 2555	123
78	ผลการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ.2540	124
79	ผลการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation ช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม	125
80	ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ตั้งแต่ช่วงปี พ.ศ. 2542 - 2555	127

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
81	ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540	128
82	ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม ก่อนแก้ปัญหา Heteroskedasticity	129
83	ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม หลังแก้ปัญหา Heteroskedasticity	130

สารบัญภาพ

ภาพที่		หน้า
1	ดุลเงินสดของรัฐบาลและปริมาณการเสนอขายพันธบัตรรัฐบาลปี พ.ศ. 2540 - 2555	2
2	ปริมาณการซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลในตลาดรองช่วงปี พ.ศ. 2550 - 2555	2
3	อัตราการหมุนเวียนเปลี่ยนมือการซื้อขายต่อปีของพันธบัตรรัฐบาลไทยใน ตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2550 - 2555	3
4	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ในช่วงเดือน กันยายน พ.ศ. 2542 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2555	4
5	เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรและเส้นอุปทานของเงินทุน	10
6	เส้นอุปทานของพันธบัตรและเส้นอุปสงค์ของเงินทุน	11
7	ดุลยภาพในตลาดพันธบัตรและตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม	11
8	ความสัมพันธ์ระหว่างราคาพันธบัตรกับอัตราผลตอบแทนจากพันธบัตร	19
9	การกำหนดอัตราดอกเบี้ยในระบบเศรษฐกิจเปิดขนาดเล็ก	21
10	กรอบแนวคิดในการวิจัย	30
11	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2542 - 2555	42

สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่		หน้า
12	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2542	43
13	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2543	44
14	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2544	45
15	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2545	46
16	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2546	47
17	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2547	48
18	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2548	49
19	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2549	51
20	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2550	52
21	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2551	53
22	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2552	54
23	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2553	56
24	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2554	57
25	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2555	58

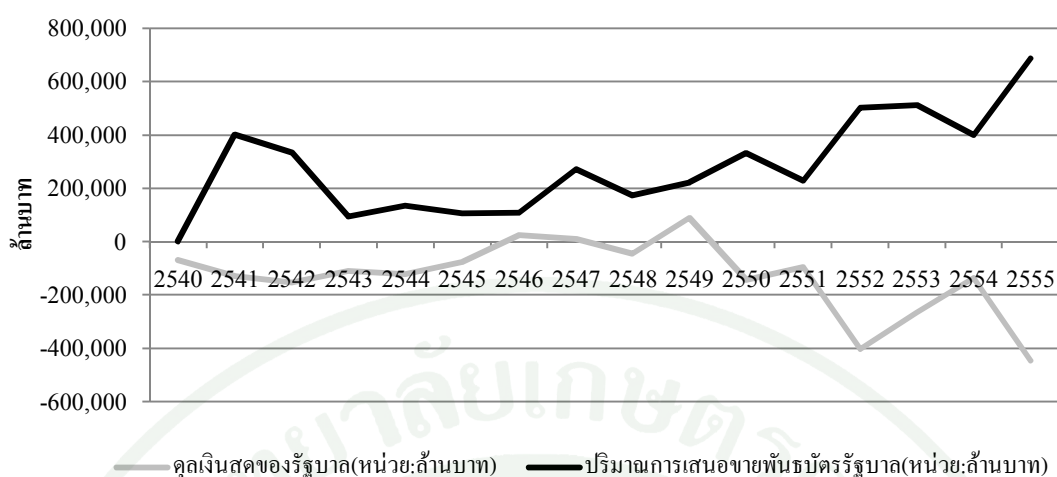
บทที่ 1

บทนำ

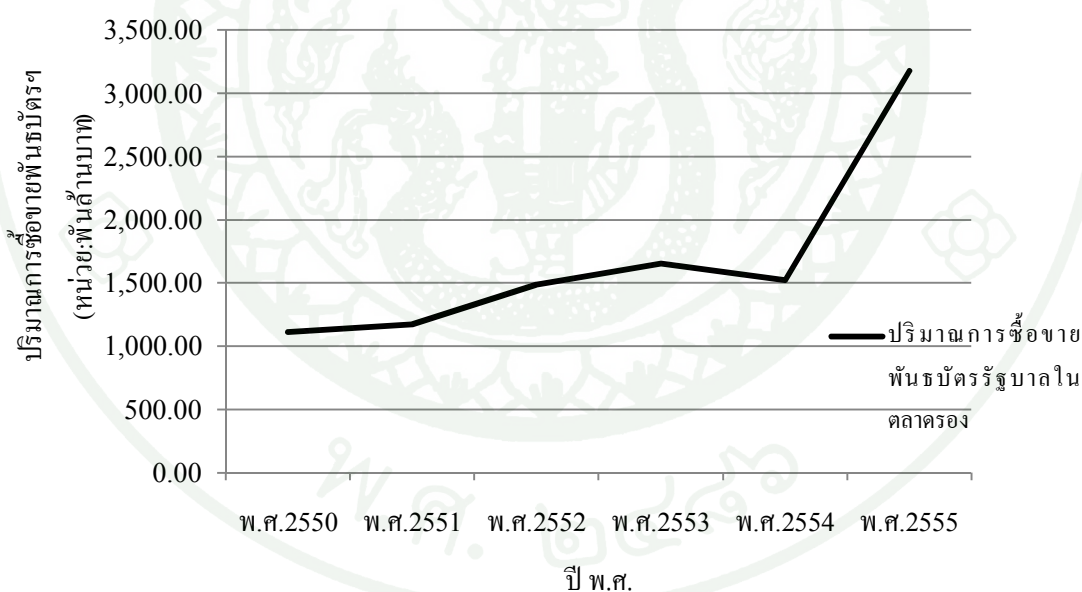
ความสำคัญของปัญหา

การพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศให้มีความเจริญก้าวหน้าถือเป็นบทบาทสำคัญของรัฐบาลในการดำเนินนโยบายด้านเศรษฐกิจให้มีความเหมาะสมและสอดคล้องกับสภาพการณ์ทางเศรษฐกิจ นับตั้งแต่เกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ในปี พ.ศ. 2540 การกู้ยืมเงินโดยการออกพันธบัตรรัฐบาล ถือเป็นช่องทางที่รัฐบาลใช้ในการระดมทุนอย่างต่อเนื่อง โดยส่วนใหญ่เป็นผลมาจากการขาดดุลเงินสดของรัฐบาล ซึ่งจากภาพที่ 1 แสดงถึงดุลเงินสดของรัฐบาลและปริมาณการเสนอขายพันธบัตรรัฐบาล ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2540 - 2555 พบว่า ดุลเงินสดของรัฐบาลส่วนใหญ่มีการขาดดุล โดยในปี พ.ศ. 2555 มีการขาดดุลเงินสดมากที่สุดถึง 445,674 ล้านบาท เนื่องจากการเร่งดำเนินนโยบายการคลังของรัฐบาลในการเพิ่มเงินเข้าสู่ระบบเศรษฐกิจเพื่อกระตุ้นให้มีการขยายตัวอย่างต่อเนื่อง ส่งผลให้รัฐบาลมีการออกพันธบัตรรัฐบาลในปริมาณมากที่สุดถึง 686,432 ล้านบาท ซึ่งเมื่อพิจารณาปริมาณการเสนอขายพันธบัตรรัฐบาลตั้งแต่วันที่ พ.ศ. 2540 - 2555 พบว่า รัฐบาลได้มีการออกพันธบัตรอย่างต่อเนื่อง ซึ่งเป็นผลมาจากการขาดดุลเงินสดของรัฐบาล

ดังนั้น จึงกล่าวได้ว่า วิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 มีส่วนในการผลักดันให้ตลาดตราสารหนี้ของภาครัฐมีการขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างมาก และส่งผลให้ในปี พ.ศ. 2541 พันธบัตรรัฐบาลไหลออกสู่ตลาดรองเป็นครั้งแรกในรอบทศวรรษ และถือเป็นก้าวสำคัญของการเปลี่ยนแปลงของตลาดตราสารหนี้ เนื่องจากการมีตลาดรองสำหรับการซื้อขายตราสารหนี้ มีส่วนในการส่งเสริมกระตุ้นให้การซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลในตลาดแรกมีความนิยมเพิ่มขึ้น ตลอดจนเพิ่มสภาพคล่องให้กับการซื้อขายตราสารหนี้ โดยที่นักลงทุนไม่จำเป็นต้องถือพันธบัตรจนครบกำหนดเพื่อให้ได้รับเงินต้น แต่สามารถนำพันธบัตรมาทำการเก็งกำไรซื้อขายก่อนถึงวันครบกำหนดได้ และเมื่อพิจารณาปริมาณการซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลในตลาดรองช่วงปี พ.ศ. 2550 - 2555 ดังภาพที่ 2 พบว่า ในช่วง 6 ปีที่ผ่านมาปริมาณการซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลในตลาดรองมีแนวโน้มโดยรวมที่เพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง โดยเฉพาะในปี พ.ศ. 2555 มีปริมาณการซื้อขายเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2554 ถึงร้อยละ 109 ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่าพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองมีการขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างมาก



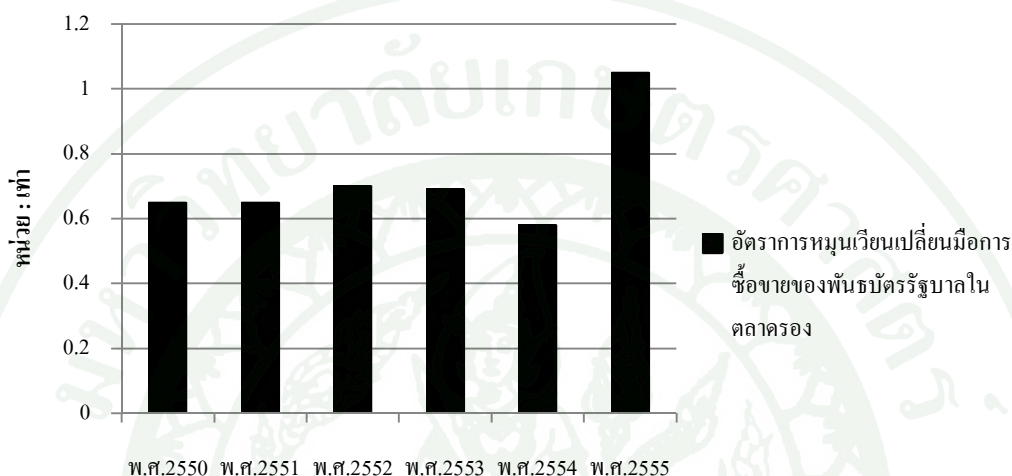
ภาพที่ 1 ดุลเงินสดของรัฐบาลและปริมาณการเสนอขายพันธบัตรรัฐบาล ปี พ.ศ. 2540 - 2555
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2555)
สำนักงานเศรษฐกิจการคลัง (2555)



ภาพที่ 2 ปริมาณการซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลในตลาดรองช่วงปีพ.ศ.2550-2555
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2555)

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาภาพที่ 3 แสดงให้เห็นถึงสภาพคล่องของการซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง โดยการใช้อัตราการหมุนเวียนเปลี่ยนมือการซื้อขาย (Turnover Ratio) เป็นตัววัด ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2550 - 2555 พบว่าพันธบัตรรัฐบาลมีสภาพคล่องของการซื้อขายเพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง

ยกเว้นในปี พ.ศ.2554 ที่ปรับลดลง เนื่องจากการประสบกับปัญหาอุทกภัย และปรับเพิ่มสูงอีกครั้งในปี พ.ศ. 2555 โดยมีอัตราการหมุนเวียนเปลี่ยนมือเท่ากับ 1.05 เท่า เพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2554 ถึงร้อยละ 81 ซึ่งเป็นการสะท้อนให้เห็นว่าจากในช่วงระยะเวลาที่ผ่านมา พันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองมีการขยายตัวและได้รับความสนใจจากนักลงทุนเพิ่มขึ้นอย่างมาก



ภาพที่ 3 อัตราการหมุนเวียนเปลี่ยนมือการซื้อขายต่อปีของพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง ในปี พ.ศ.2550-2555

ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2555)

ในอดีตที่ผ่านมาประเทศไทยได้ประสบกับปัญหาความไม่แน่นอนทางเศรษฐกิจในหลายด้าน ซึ่งจากภาพที่ 4 แสดงให้เห็นถึงการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (รายเดือน) ในช่วงเดือนกันยายน พ.ศ. 2542 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 ซึ่งเป็นช่วงเวลาที่ครอบคลุมช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และหลังการเกิดวิกฤตซับไพร์ม และเมื่อแบ่งช่วงเวลาเป็น 2 ช่วง คือ หลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 (ก.ย. 42 - ก.ค. 50) และภายหลังการเกิดวิกฤตซับไพร์ม (ส.ค. 50 - ธ.ค. 55) จะเห็นว่า จากภาพในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ มีความผันผวนค่อนข้างมากโดยมีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Deviation) เท่ากับ 1.223 และเมื่อเทียบกับในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม พบว่า ในช่วงนี้ จะมีความผันผวนน้อยกว่าโดยมีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Deviation) เท่ากับ 0.6721 ซึ่งที่น่าสนใจว่า ความผันผวนที่แตกต่างกันของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองที่เกิดขึ้น ได้รับผลกระทบมาจากปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในประเทศหรือภายนอกประเทศ



ภาพที่ 4 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตารางตรงอายุ 3 ปี ในช่วงเดือนกันยายน พ.ศ. 2542 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2555

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (2555)

ดังนั้น ในการพัฒนาตลาดรองของพันธบัตรรัฐบาลไทยให้มีสภาพคล่อง จึงถือว่าเป็นสิ่งสำคัญ เพราะช่วยสร้างแรงจูงใจและความเชื่อมั่นให้แก่นักลงทุนต่อการตัดสินใจลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองได้ ทั้งนี้ แม้ว่าการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองจะสามารถทำการซื้อขายได้สะดวกและมีความเสี่ยงต่ำ แต่ก็ยังคงมีความเสี่ยงในด้านของอัตราผลตอบแทน เนื่องจากอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลมีการปรับตัวขึ้นลงตามการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยทางเศรษฐกิจต่างๆ โดยการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นย่อมมีผลต่ออุปสงค์และอุปทานในตลาดพันธบัตรรัฐบาลและเงินกู้ยืม อันก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลในทิศทางใดทิศทางหนึ่ง ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005)

จากการศึกษาเกี่ยวกับปัจจัยที่มีผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลที่ผ่านมา อาทิเช่น Pami Dua กับ Nishita Raje (2010) ได้ทำการศึกษาปัจจัยที่กำหนดอัตราผลตอบแทนของตราสารหนี้รัฐบาลในอินเดีย ผลการศึกษา พบว่า การเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนฯ ระยะกลางและระยะยาว ส่วนใหญ่มีสาเหตุมาจากอัตราผลตอบแทนของตัวเองในอดีต และอัตราผลตอบแทนฯ

ระยะสั้นส่วนใหญ่จะตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยนโยบายและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากของปริมาณเงินค่อนข้างมาก และธีรยุทธ์ (2548) ได้ศึกษาถึงปัจจัยที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ย ผลการศึกษาพบว่าอัตราเงินเพื่อพื้นฐาน อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ Federal Fund Rate มีส่วนกำหนดอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ยอายุ 1 ปี 5 ปี 10 ปี และ 15 ปี อย่างมีนัยสำคัญ ในขณะที่สัดส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย R/P วันกับ Federal Fund Rate มีส่วนกำหนดอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ยอายุ 10 ปี 15 ปี อย่างมีนัยสำคัญเท่านั้น และทวีชัย (2549) ได้ทำการศึกษาถึงปัจจัยที่กำหนดอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรประเภทกู้ยืม ผลการศึกษา พบว่า อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมข้ามคืนระหว่างธนาคารและอัตราส่วนเงินฝากต่อสินเชื่อของธนาคารพาณิชย์มีความสัมพันธ์ลดลงเมื่ออายุของพันธบัตรเพิ่มมากขึ้น และการขาดดุลเงินสดของรัฐบาลจะมีความสัมพันธ์เพิ่มขึ้นเมื่ออายุพันธบัตรเพิ่มมากขึ้น นอกจากนี้ ได้มีการทำการศึกษาเพิ่มเติมเกี่ยวกับปัจจัยที่มีผลต่อราคาพันธบัตรรัฐบาล เนื่องจากราคาพันธบัตรรัฐบาลและอัตราผลตอบแทนมีความสัมพันธ์กันในทิศทางตรงข้าม ซึ่งเมื่อราคาพันธบัตรเกิดการเปลี่ยนแปลงย่อมส่งผลให้อัตราผลตอบแทนมีการเปลี่ยนแปลงด้วยเช่นกัน โดยงานวิจัยของ Nina Budina กับ Tzvetan Mantchev (2000) ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจกับราคาพันธบัตรเบรดีทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ผลการศึกษา พบว่ามูลค่าการส่งออกและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากต่างประเทศมีความสัมพันธ์เชิงดูลยภาพระยะยาวกับราคาพันธบัตรในทิศทางเดียวกัน ในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนกับค่าเสื่อมอัตราแลกเปลี่ยนเม็กซิกันมีความสัมพันธ์เชิงดูลยภาพระยะยาวกับราคาพันธบัตรในทิศทางตรงข้าม

จากงานศึกษาดังกล่าว พบว่า ยังมีได้มีผู้ใดทำการเปรียบเทียบผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล ภายหลังจากการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปีพ.ศ.2540 กับหลังเกิดวิกฤติซับไพร์ม ดังนั้น การศึกษาในครั้งนี้ จึงมุ่งเน้นศึกษาถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี และทำการเปรียบเทียบผลกระทบจากปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ได้ โดยแบ่งเป็น 2 ช่วงเวลา คือ หลังเกิดวิกฤติเศรษฐกิจปีพ.ศ. 2540 และหลังเกิดวิกฤติซับไพร์ม ซึ่งจากการศึกษาที่ได้จะทำให้ทราบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในและภายนอกประเทศมีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลที่แตกต่างกันหรือไม่ในช่วงวิกฤติเศรษฐกิจที่แตกต่างกัน และเพื่อเป็นแนวทางให้นักลงทุนวางแผนด้านการลงทุนและการออม โดยผ่านการคาดการณ์แนวโน้มอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลภายใต้ภาวะเศรษฐกิจที่เกิดขึ้น

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อศึกษาถึงสภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทย และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง ในช่วงปี พ.ศ. 2542 - 2555
2. เพื่อศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง อายุ 3 ปี
3. เพื่อเปรียบเทียบผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง อายุ 3 ปี ใน 2 ช่วงเวลา คือ หลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 กับ หลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. ทำให้เข้าใจถึงความสำคัญของปัจจัยทางเศรษฐกิจต่างๆที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง เพื่อเป็นแนวทางให้กับหน่วยงานที่เกี่ยวข้องสามารถนำข้อมูลดังกล่าวไปวิเคราะห์เพื่อเผยแพร่ข้อมูลให้แก่นักลงทุนได้
2. เพื่อเป็นแนวทางให้แก่ผู้ที่มีความสนใจลงทุนในตลาดตราสารหนี้ ในการตัดสินใจวางกลยุทธ์ในการลงทุน ตลอดจนการใช้เป็นแนวทางเพื่อการคาดการณ์แนวโน้มอัตราผลตอบแทนภายใต้การพิจารณาผ่านปัจจัยทางเศรษฐกิจต่างๆ

ขอบเขตการวิจัย

การศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ทำการศึกษาโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาแบบรายเดือน ตั้งแต่เดือนกันยายน พ.ศ. 2542 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 รวมระยะเวลา 160 เดือน โดยช่วงเวลาดังกล่าวครอบคลุมทั้งช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 (ก.ย. 42 - ก.ค. 50) และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม (ส.ค. 50 - ธ.ค. 55) ทั้งนี้ ในการเลือกทำการศึกษาอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี เนื่องจากพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี เป็นพันธบัตรรัฐบาลระยะสั้น ซึ่งเป็นที่นิยมซื้อขายในตลาดรอง เพราะเป็นตราสารที่มีสภาพคล่องสูง และเป็นช่วงอายุของตราสารหนี้ที่ใช้เป็น

พันธบัตรอ้างอิงในการเปรียบเทียบอัตราผลตอบแทนสำหรับการเลือกลงทุนในตราสารหนี้ประเภทต่างๆ

นิยามศัพท์

พันธบัตรรัฐบาล หมายถึง ตราสารหนี้ที่ออกโดยรัฐบาล มีอายุตั้งแต่ 1 ปีขึ้นไป และมีการจ่ายดอกเบี้ยเป็นงวดๆ ซึ่งโดยปกติจะจ่ายปีละสองครั้งและเมื่อสิ้นสุดอายุของพันธบัตร ผู้ลงทุนจะได้รับคืนเงินต้นเท่ากับราคาที่ตราบวกกับดอกเบี้ยงวดสุดท้าย (อัญญา ชันชวิทย์ และ สุลักษณ์ ภักทรธรรม มาศ, 2549)

อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล หมายถึง อัตราผลตอบแทนกระทั่งถึงกำหนดไถ่ถอนสามารถแบ่งออกเป็น 2 ส่วน คือ อัตราผลตอบแทนจากดอกเบี้ย และ อัตราผลตอบแทนจากกำไรจากการขาย (สถาบันพัฒนาความรู้ตลาดทุน ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย, 2551)

มูลค่าคงค้างของตราสารหนี้ภาครัฐ หมายถึง ยอดหนี้คงค้างของรัฐบาลที่กู้ยืมภายในประเทศจากการออกตราสารหนี้ต่างๆ (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2554)

ตลาดรอง หมายถึง ตลาดที่ได้มีการกระทำการซื้อขายตราสารหนี้ที่เคยถูกทำการซื้อขายผ่านจากในตลาดแรกด้วยการประมูลจากสถาบันต่างๆมาแล้ว เช่น สถาบันการเงิน หรือ บริษัทต่างๆโดยลักษณะพื้นฐานแล้วตลาดรองคล้ายๆกับตลาดขายของมือสอง ซึ่งเป็นตลาดที่มีไว้สำหรับเปลี่ยนมือของผู้ลงทุนที่ถือครองตราสารหนี้เท่านั้น แต่จะไม่มีการออกตราสารหนี้ใหม่ในตลาดรองเพิ่มเติมโดยไม่ผ่านตลาดแรก และสามารถทำการซื้อขายโดยที่ไม่ต้องถือตราสารหนี้ให้ครบกำหนดอายุการไถ่ถอน (สันติ กิระนันท์, 2548)

อัตราการหมุนเวียนเปลี่ยนมือของการซื้อขาย (Turnover Ratio) หมายถึง ค่าที่เป็นตัววัดสภาพคล่องของการซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลในตลาดรอง โดยคำนวณจากมูลค่าการซื้อขายหารด้วยมูลค่าคงค้างของตราสารหนี้ นั่น อัตราส่วนนี้แสดงให้เห็นว่าในช่วงเวลาหนึ่งตราสารหนี้ที่มีการซื้อขายเปลี่ยนมือเป็นกี่เท่าของมูลค่าคงค้างที่อยู่ในตลาด ดังนั้น ถ้าอัตราที่สูงก็แสดงว่าตราสารหนี้มีการเปลี่ยนมือบ่อย หรือหมายถึงมีสภาพคล่องสูงนั่นเอง (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2552)

บทที่ 2

การตรวจเอกสาร

การศึกษาเรื่องผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง อายุ 3 ปี มีส่วนของการตรวจเอกสารประกอบด้วย 2 ส่วน คือ แนวคิดและทฤษฎีที่ใช้ในงานวิจัย และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ทฤษฎีและแนวคิดที่ใช้ในการวิจัย

แนวคิดและทฤษฎีที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ ประกอบด้วย 4 ส่วน ดังนี้

ส่วนที่ 1 ทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม

ส่วนที่ 2 แนวคิดความสัมพันธ์ระหว่างราคาพันธบัตรกับอัตราผลตอบแทนของพันธบัตร

ส่วนที่ 3 ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค

ส่วนที่ 4 ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยของประเทศขนาดเล็กในระบบเศรษฐกิจแบบเปิด

ทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Supply and Demand in the bond market and Loanable Funds)

ทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005) เป็นทฤษฎีที่กล่าวถึง อัตราดอกเบี้ยในตลาดพันธบัตรที่ถูกกำหนดโดยอุปสงค์และอุปทานในตลาดพันธบัตร ซึ่งได้ทำการพิจารณาการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยภายใต้พฤติกรรมของผู้ซื้อและผู้ขายพันธบัตร รวมถึงการพิจารณาถึงปริมาณของพันธบัตรและราคาพันธบัตรในตลาดเงินกู้ยืม ซึ่งพบว่าอุปสงค์และอุปทานของทั้งในตลาดพันธบัตรและตลาดเงินกู้ยืมมีความสัมพันธ์กัน ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 1 ความสัมพันธ์ของอุปสงค์และอุปทานในตลาดพันธบัตรและตลาดเงินกู้ยืม

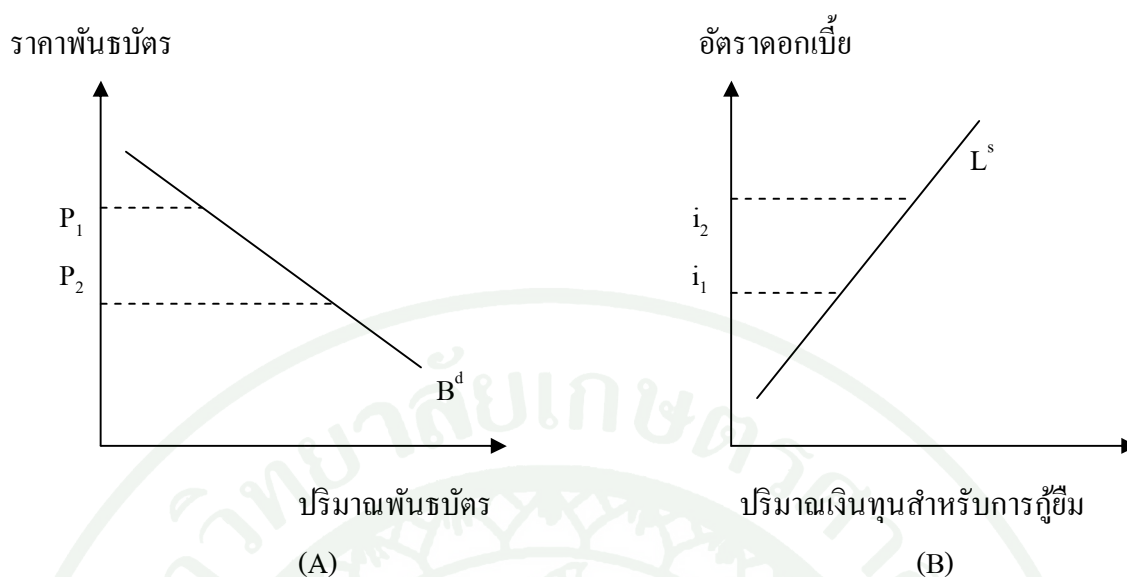
กรณีพันธบัตรเป็นสินค้า	กรณีเงินทุนเป็นสินค้า
ผู้ซื้อ คือ ผู้ซื้อพันธบัตรเป็นสินค้า	ผู้ซื้อ คือ ผู้ให้กู้
ผู้ขาย คือ ผู้ออกพันธบัตร	ผู้ขาย คือ ผู้ขอกู้
ราคา คือ ราคาของพันธบัตร	ราคา คือ อัตราดอกเบี้ยหรืออัตราผลตอบแทน

ที่มา: Hubbard (2005)

ความสัมพันธ์กันระหว่างตลาดพันธบัตรและตลาดเงินกู้ยืม ก็คือ ผู้ซื้อพันธบัตรในตลาดพันธบัตรจะเป็นผู้ให้กู้ ในตลาดเงินกู้ยืม และผู้ที่ทำการออกพันธบัตรในตลาดพันธบัตรจะเป็นผู้ขอกู้ ในตลาดเงินกู้ยืม โดยสามารถอธิบายถึงเส้นอุปสงค์และอุปทานของพันธบัตรได้ดังนี้

เส้นอุปสงค์ของพันธบัตร (Demand Curve)

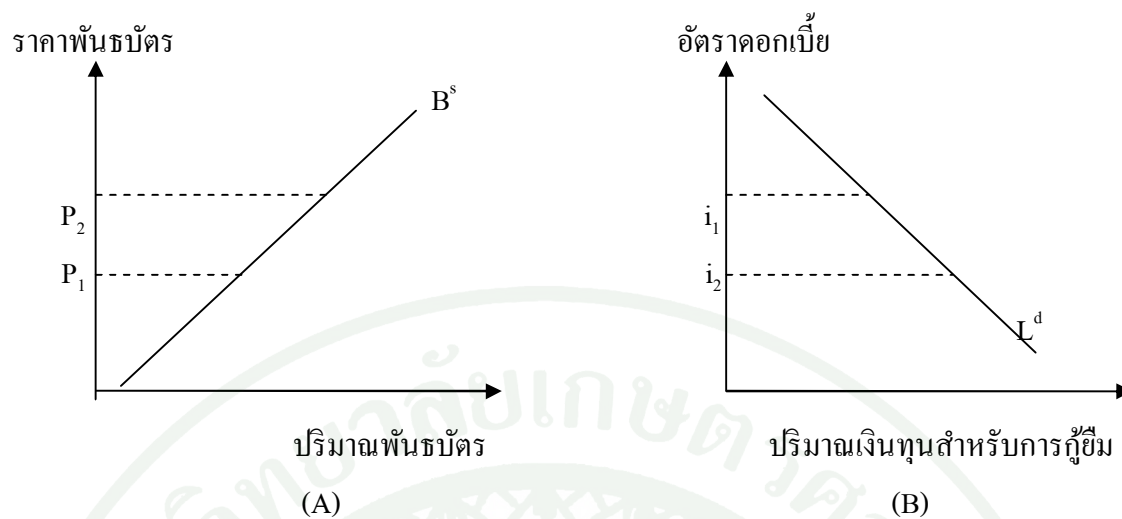
เส้นอุปสงค์ของพันธบัตร (B^d) เป็นเส้นที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างราคาพันธบัตรและปริมาณความต้องการพันธบัตรของผู้ให้กู้โดยมีความชันเป็นลบ ซึ่งจากภาพที่ 5A แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างราคาพันธบัตรและปริมาณความต้องการพันธบัตรที่มีทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ ผู้ให้กู้มีความเต็มใจและสามารถที่จะซื้อพันธบัตรได้มากขึ้นเมื่อราคาของพันธบัตรลดลง โดยกำหนดให้สิ่งอื่นๆคงที่ ซึ่งการเปลี่ยนแปลงในค่าของตัวแปรอื่นๆจะส่งผลให้เส้นอุปสงค์เปลี่ยนแปลง ทั้งนี้ เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรเปรียบเสมือนกับเส้นอุปทานของเงินทุน (L^s) ที่มีความชันเป็นบวก ซึ่งจากภาพที่ 5B เมื่ออัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้นผู้ให้กู้จะมีความเต็มใจและสามารถเพิ่มปริมาณของเงินทุนให้ผู้ขอกู้ได้มากขึ้น



ภาพที่ 5 เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรและเส้นอุปทานของเงินทุน
ที่มา: Hubbard (2005)

เส้นอุปทานของพันธบัตร (supply curve)

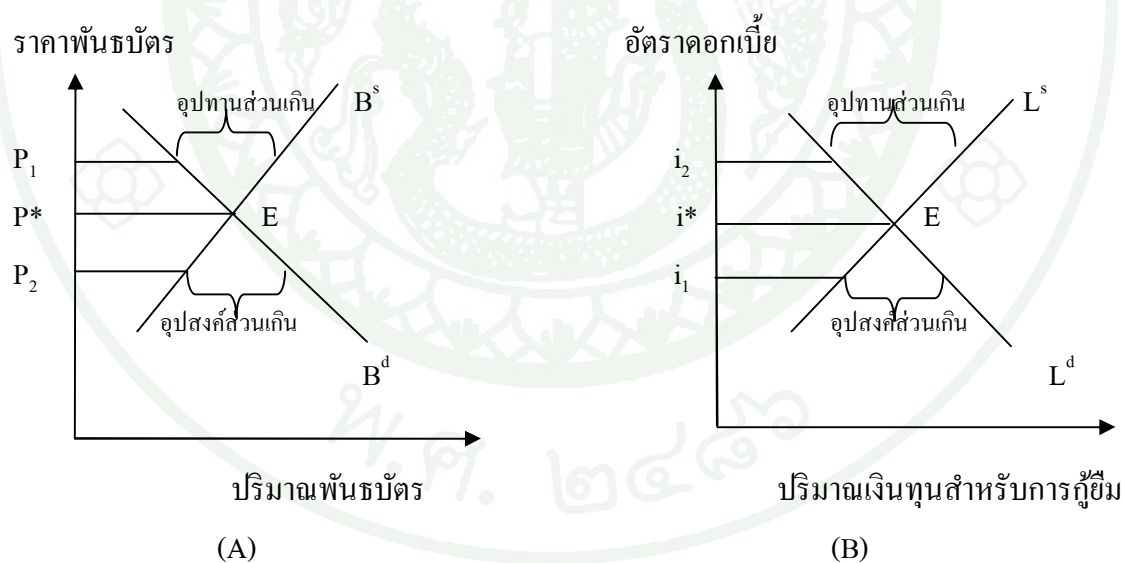
เส้นอุปทานของพันธบัตร (B^s) เป็นเส้นที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณของพันธบัตรที่ออกโดยผู้กู้ที่แปรผันตามราคาพันธบัตร โดยกำหนดให้สิ่งอื่นๆคงที่ จากภาพที่ 6A ปริมาณของพันธบัตรที่ออกโดยผู้กู้จะเปลี่ยนแปลงไปตามราคาพันธบัตร กล่าวคือ ผู้กู้จะมีความเต็มใจและสามารถในการเสนอขายพันธบัตรได้เพิ่มขึ้น เมื่อราคาพันธบัตรเพิ่มขึ้น ดังนั้น เส้นอุปทานของพันธบัตรจึงมีความชันเป็นบวก ทั้งนี้ อุปทานของพันธบัตรเปรียบเสมือนอุปสงค์ของเงินทุน (L^d) สำหรับการกู้ยืมซึ่งมีความชันเป็นลบ จากภาพที่ 6B เมื่อพิจารณาถึงพฤติกรรมของผู้กู้ยืมเงินทุน พบว่า จะมีความเต็มใจโดยการเพิ่มอุปสงค์ต่อเงินทุนมากขึ้นเมื่ออัตราดอกเบี้ยต่ำลง และหากอัตราดอกเบี้ยปรับตัวสูงขึ้น ความเต็มใจและความสามารถในการกู้ยืมเงินทุนจะลดลง เนื่องจากการเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยจะทำให้ผู้กู้มีต้นทุนในการกู้ยืมเงินสูงขึ้น



ภาพที่ 6 เส้นอุปทานของพันธบัตรและเส้นอุปสงค์ของเงินทุน

ที่มา: Hubbard (2005)

ดุลยภาพในตลาดพันธบัตรและตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม



ภาพที่ 7 ดุลยภาพในตลาดพันธบัตรและตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม

ที่มา: Hubbard (2005)

จากภาพที่ 7 (A) ราคาพันธบัตร ณ ระดับ P_1 เป็นราคาที่อยู่สูงกว่าราคา ณ จุดดุลยภาพ ที่ P^* ซึ่งทำให้ปริมาณอุปทานของพันธบัตรมากกว่าปริมาณอุปสงค์ของพันธบัตร ทำให้เกิดอุปทานส่วนเกิน (excess supply) ของพันธบัตรขึ้น จากการเกิดอุปทานส่วนเกิน แสดงให้เห็นถึง ผู้ขอกู้ยืม

รายไม่สามารถกู้ยืมเงินทุนได้ ณ ระดับราคาที่เป็นอยู่ ดังนั้น ผู้ซื้อจึงต้องลดราคาพันธบัตรให้ต่ำลง เพื่อชักจูงให้ผู้ซื้อพันธบัตรมากขึ้น ซึ่งจะส่งผลให้อุปทานส่วนเกินลดลงจนกระทั่งหมดไป ราคาพันธบัตรจะปรับตัวเข้าสู่ราคาดุลยภาพ ณ ระดับ P^* หรือจุดดุลยภาพที่จุด E อีกครั้ง โดยมีอุปสงค์ของพันธบัตรเท่ากับอุปทานของพันธบัตร

ทั้งนี้ ถ้าราคาพันธบัตรลดลงอยู่ในระดับ P_2 ซึ่งต่ำกว่าราคาดุลยภาพ ณ ระดับ P^* จะทำให้ปริมาณอุปสงค์พันธบัตรมากกว่าปริมาณอุปทานพันธบัตร ซึ่งทำให้เกิดอุปสงค์ส่วนเกิน (excess demand) ของพันธบัตรขึ้น ผู้ซื้อสามารถขายพันธบัตรได้ทั้งหมดที่ต้องการ ณ ราคาที่เป็นอยู่ในขณะนั้น แต่ผู้ซื้อหรือผู้ให้กู้บางรายอาจจะยังไม่สามารถซื้อพันธบัตรได้ ทำให้ราคาพันธบัตรเพิ่มสูงขึ้น ส่งผลให้ผู้ซื้อออกพันธบัตรเพิ่มขึ้น อุปสงค์ส่วนเกินจะปรับตัวลดลงจนกระทั่งหมดไป ซึ่งส่งผลให้ราคาพันธบัตรปรับตัวเข้าหาราคาดุลยภาพ ณ ระดับ P^*

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม จากภาพที่ 7(B) ณ อัตราดอกเบี้ย i_1 จะเกิดอุปสงค์ส่วนเกินของเงินทุน (excess demand for loanable funds) ในตลาดการเงิน ผู้กู้ยืมจะต้องเสนออัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น จนกระทั่งถึง ณ ระดับอัตราดอกเบี้ยดุลยภาพที่ i^* ณ จุดดุลยภาพ E และกระบวนการในทางตรงกันข้ามจะเกิดขึ้น เมื่ออัตราดอกเบี้ยที่เป็นอยู่สูงกว่าอัตราดอกเบี้ยดุลยภาพ ณ ช่วงเวลาใดเวลาหนึ่ง ดังนั้น พฤติกรรมของผู้ซื้อและผู้ขายถือเป็นปัจจัยที่ส่งผลให้เกิดดุลยภาพในตลาดพันธบัตรและตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม

การเปลี่ยนแปลงดุลยภาพของอัตราดอกเบี้ย

จากทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005) สามารถอธิบายถึงการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยหรืออัตราผลตอบแทน ได้จากการเปลี่ยนแปลงของอุปสงค์ของพันธบัตร อุปทานของพันธบัตร และเงินทุนสำหรับการกู้ยืม ซึ่งปัจจัยสำคัญที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงดังกล่าว สามารถอธิบายได้ดังนี้

1. การเคลื่อนย้ายเส้นอุปสงค์ของพันธบัตร (shift in the demand for bonds) มีสาเหตุมาจากปัจจัยต่างๆ ดังนี้ คือ

1.1 ความมั่งคั่ง (wealth) เมื่อเศรษฐกิจอยู่ในช่วงขยายตัว ความมั่งคั่งจะเพิ่มขึ้นส่งผลต่อการเพิ่มขึ้นของอุปสงค์ในพันธบัตร ในวัฏจักรธุรกิจถ้าความมั่งคั่งเพิ่มขึ้นจะส่งผลให้อุปสงค์ใน

พันธบัตรสูงขึ้น เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ในทางตรงข้าม ถ้าเศรษฐกิจอยู่ในช่วงถดถอย ความมั่งคั่งจะลดลง ทำให้อุปสงค์ในพันธบัตรลดลง เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนไปทางซ้าย และสำหรับปัจจัยที่ทำให้ความมั่งคั่งเพิ่มขึ้น ได้แก่ การออม กล่าวคือ การออมจะส่งผลให้ความมั่งคั่งเพิ่มขึ้น อุปสงค์ในพันธบัตรจะเพิ่มขึ้น เส้นอุปสงค์จะมีการเคลื่อนย้ายไปทางขวา และหากการออมลดลงจะส่งผลให้ความมั่งคั่งและอุปสงค์ในพันธบัตรลดลง เส้นอุปสงค์จะเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม การเพิ่มขึ้นของความมั่งคั่งจะส่งผลให้ผู้ให้กู้มีความเต็มใจและสามารถให้กู้ยืมเงินทุน ณ ระดับอัตราดอกเบี้ยใดๆ เพิ่มขึ้น ซึ่งจะส่งผลให้เส้นอุปทานของเงินทุนเคลื่อนย้ายไปทางขวา ซึ่งมีผลทำให้อัตราดอกเบี้ยปรับตัวลดลง

สรุป การเพิ่มขึ้นของความมั่งคั่งจะส่งผลให้ความต้องการซื้อพันธบัตรเพิ่มขึ้นเส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ราคาพันธบัตรจะปรับตัวสูงขึ้น และอัตราดอกเบี้ยลดลง ทั้งนี้หากความมั่งคั่งลดลงผลที่ได้ก็จะเป็นไปในทิศทางตรงกันข้าม

1.2 ผลตอบแทนที่คาดหวังและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ (expected returns and expected inflation)

สำหรับในด้านผลตอบแทนที่คาดหวังนั้น ถ้านักลงทุนมีการคาดหวังว่าผลตอบแทนของการลงทุนในพันธบัตรเพิ่มสูงขึ้น การลงทุนในพันธบัตรก็จะได้รับความสนใจเพิ่มขึ้น ทั้งนี้ในการเปลี่ยนแปลงอุปสงค์ของพันธบัตรหรือการลงทุนในพันธบัตรยังสามารถถูกกระทบได้จากการคาดการณ์ผลตอบแทนของสินทรัพย์อื่นด้วยเช่นกัน กล่าวคือ ถ้านักลงทุนมองว่า การลงทุนในตลาดหลักทรัพย์มีแนวโน้มดีขึ้น ก็จะทำให้ผลตอบแทนจากการเปลี่ยนแปลงราคาของหุ้นทุนที่คาดหวังเพิ่มสูงขึ้น เมื่อเปรียบเทียบกับผลตอบแทนที่คาดหวังของการลงทุนในพันธบัตรไม่เปลี่ยนแปลง ซึ่งจะส่งผลให้อุปสงค์ในพันธบัตรลดลง

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม การคาดการณ์ผลตอบแทนของสินทรัพย์อื่นที่เพิ่มขึ้นจะทำให้ความเต็มใจของผู้ให้กู้ลดลง ส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น

สรุป การเพิ่มขึ้นของผลตอบแทนที่คาดหวังของสินทรัพย์อื่นจะเป็นการลดอุปสงค์ของพันธบัตร ทำให้เส้นอุปสงค์เคลื่อนไปทางซ้าย ราคาพันธบัตรลดลง อัตราดอกเบี้ยเพิ่มสูงขึ้น ใน

กรณีการลดลงของผลตอบแทนที่คาดหวังของสินทรัพย์อื่น จะทำให้อุปสงค์ของพันธบัตรเพิ่มขึ้น เส้นอุปสงค์จะเลื่อนไปทางขวา ราคาพันธบัตรเพิ่มสูงขึ้น และอัตราดอกเบี้ยลดลง

สำหรับในด้านอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ ทางเลือกสำหรับการลงทุนมีได้มีเพียงเฉพาะการลงทุนในพันธบัตร แต่ยังมีสินทรัพย์ทางกายภาพอื่นๆที่น่าสนใจอีกหลายประเภท อาทิเช่น บ้าน รถยนต์ สินค้าโภคภัณฑ์ เป็นต้น ซึ่งในการคาดการณ์เงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้น จะส่งผลให้มูลค่าในอนาคตของสินทรัพย์ทางกายภาพดังกล่าวมีมูลค่าสูงขึ้น ทำให้ผู้ที่ลงทุนได้รับกำไรจากการเปลี่ยนแปลงราคาสินทรัพย์ที่เป็นตัวเงิน และผลตอบแทนที่คาดหวังจากการถือสินทรัพย์เหล่านั้นเพิ่มขึ้น ซึ่งหากการคาดการณ์ผลตอบแทนของพันธบัตรไม่มีการเปลี่ยนแปลง การเพิ่มขึ้นในอัตราผลตอบแทนที่คาดหวังของสินทรัพย์ทางกายภาพ จะส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรหรือการลงทุนในพันธบัตรปรับตัวลดลง

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม การคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้น จะทำให้ผู้ที่กู้ยืมมีความเต็มใจในการให้กู้ลดลง ณ ระดับอัตราดอกเบี้ย ณ ช่วงเวลาใดเวลาหนึ่ง เนื่องจากผู้ให้กู้จะสูญเสียอำนาจซื้อ เส้นอุปทานของเงินทุนจะเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย ทำให้อัตราดอกเบี้ยปรับตัวสูงขึ้น เพื่อชดเชยผลของขาดทุนจากอัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มสูงขึ้น

ดังนั้น การคาดการณ์เงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรลดลง เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย ราคาของพันธบัตรจะลดลง และอัตราดอกเบี้ยจะสูงขึ้น ในกรณีตรงกันข้าม หากการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อลดลงจะส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรเพิ่มขึ้น เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ราคาพันธบัตรจะปรับตัวสูงขึ้น และอัตราดอกเบี้ยลดลง

1.3 ความเสี่ยง (Risk)

ความเสี่ยงจากการลงทุนในพันธบัตร ถือเป็นปัจจัยที่ทำให้อุปสงค์ของพันธบัตรลดลงโดยมีข้อสมมติ คือ ผู้ลงทุนจะเป็นผู้ลงทุนประเภทหลีกเลี่ยงความเสี่ยง (risk-averse) ดังนั้น ความเสี่ยงที่เกิดจากความผันผวนของผลตอบแทนจากการลงทุนที่เพิ่มขึ้น จะส่งผลให้ความน่าสนใจในการลงทุนในพันธบัตรของนักลงทุนลดลง และมีผลทำให้ราคาพันธบัตรลดลง

ความเสี่ยงของพันธบัตรเมื่อเทียบกับทรัพย์สินอื่น ความเสี่ยงที่เพิ่มขึ้นจากการลงทุนในสินทรัพย์อื่น ซึ่งในที่นี้สมมติให้สินทรัพย์อื่นเป็นหุ้นสามัญ โดยจะมีความสัมพันธ์กับอุปสงค์ของ

พันธบัตร กล่าวคือ จะส่งผลให้การลงทุนในพันธบัตรมีความน่าสนใจมากยิ่งขึ้นเนื่องจากมีความเสี่ยงน้อยกว่า เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ราคาพันธบัตรจะเพิ่มสูงขึ้น

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม ความเสี่ยงจากการลงทุนในพันธบัตรที่ลดลง จะทำให้ผู้ให้กู้มีความเต็มใจในการให้กู้ยืมเพิ่มขึ้น เส้นอุปทานของเงินทุนจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา อัตราดอกเบี้ยจะลดลง ในทางตรงข้าม หากความเสี่ยงในการลงทุนของพันธบัตรเพิ่มขึ้น ผู้ให้กู้จะมีความเต็มใจในการให้กู้ยืมลดลง เส้นอุปทานของเงินทุนจะเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย ส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น เพื่อชดเชยความเสี่ยงจากการให้กู้ที่เพิ่มขึ้น

สรุป ความเสี่ยงจากการลงทุนในพันธบัตรที่เพิ่มขึ้น เมื่อเทียบกับการลงทุนในสินทรัพย์อื่น จะส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรลดลง เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย ทำให้ราคาพันธบัตรปรับตัวลดลง และอัตราดอกเบี้ยเพิ่มสูงขึ้น ในทางตรงข้าม หากความเสี่ยงจากการลงทุนในพันธบัตรลดลงเมื่อเทียบกับสินทรัพย์อื่น จะส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรเพิ่มขึ้น เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ราคาพันธบัตรปรับตัวสูงขึ้น และอัตราดอกเบี้ยลดลง

1.4 สภาพคล่องของพันธบัตร (Liquidity)

การลงทุนในสินทรัพย์ที่มีสภาพคล่องสูงจะทำให้ต้นทุนในการขายสินทรัพย์นั้นต่ำ ซึ่งการลงทุนในพันธบัตรเช่นกัน กล่าวคือ เมื่อการลงทุนในตลาดพันธบัตรมีสภาพคล่องสูงขึ้น ผู้ลงทุนจะมีความเต็มใจที่จะลงทุนในพันธบัตรมากขึ้น ส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรเพิ่มขึ้น เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ราคาพันธบัตรจะปรับตัวเพิ่มขึ้น ทั้งนี้ สำหรับการเปลี่ยนแปลงในสภาพคล่องของสินทรัพย์อื่น ที่มีผลต่ออุปสงค์ของพันธบัตร อาทิเช่น การลดค่าธรรมเนียมในการซื้อขายหุ้นสามัญ จะส่งผลให้ต้นทุนในการซื้อขายหุ้นสามัญลดลง สภาพคล่องในตลาดหุ้นจะเพิ่มขึ้น ทำให้นักลงทุนมีความสนใจลงทุนในหุ้นสามัญมากขึ้น ส่งผลกระทบต่อการลงทุนในพันธบัตรที่มีความน่าสนใจลดลง และทำให้เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย ราคาพันธบัตรปรับตัวลดลง

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในด้านตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม การเปลี่ยนแปลงใดๆที่ทำให้สภาพคล่องในตลาดสำหรับการกู้ยืมเพิ่มขึ้น ความเต็มใจของผู้ให้กู้จะเพิ่มขึ้น ณ ระดับอัตราดอกเบี้ยใดๆ ส่งผลให้เส้นอุปทานของเงินทุนเคลื่อนย้ายไปทางขวา อัตราดอกเบี้ยจะปรับตัวลดลง ในทางตรงข้าม การเปลี่ยนแปลงใด ๆ ที่ทำให้สภาพคล่องในตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืมลดลง จะส่งผลให้

ความเต็มใจของผู้ให้กู้ลดลง เส้นอุปทานของเงินทุนจะเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย และอัตราดอกเบี้ยจะปรับตัวเพิ่มขึ้น เพื่อชดเชยให้กับผู้ให้กู้สำหรับสภาพคล่องสูญเสียไป

สรุป สภาพคล่องที่เพิ่มขึ้นของพันธบัตรมีความสัมพันธ์กับสินทรัพย์อื่นโดยจะส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรเพิ่มขึ้น เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ราคาพันธบัตรจะปรับตัวเพิ่มขึ้นและอัตราดอกเบี้ยลดลง ในทางตรงข้าม หากสภาพคล่องของพันธบัตรลดลง เมื่อเทียบกับสินทรัพย์อื่น จะส่งผลให้อุปสงค์ของพันธบัตรลดลง เส้นอุปสงค์ของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย ราคาของพันธบัตรจะลดลงและอัตราดอกเบี้ยเพิ่มสูงขึ้น

2. การเคลื่อนย้ายเส้นอุปทานของตราสารหนี้ (shift in the supply for bonds) มาจากปัจจัยต่างๆ ดังนี้ คือ

2.1 การคาดการณ์ความสามารถในการทำกำไรจากการลงทุน (expected profitability) บริษัทส่วนใหญ่จะทำการหาเงินทุนเพื่อนำมาซื้อสินทรัพย์ทุน ที่ดิน และอุปกรณ์สำนักงาน เพื่อใช้ในการผลิตสินค้าและบริการ ซึ่งความสามารถในการทำกำไรในอนาคตของบริษัทจะขึ้นอยู่กับนวัตกรรมในการผลิตสินค้าและบริการของบริษัท ซึ่งเป็นผลมาจากการใช้เทคโนโลยีใหม่ๆ จะเพิ่มการคาดการณ์ความสามารถในการทำกำไรที่สูงขึ้น ทำให้บริษัทมีความต้องการกู้ยืมเงินทุน เพื่อนำมาลงทุนในโรงงานและอุปกรณ์ต่างๆ โดยการออกพันธบัตรเพิ่มมากขึ้น ซึ่งจะทำให้ราคาของพันธบัตรจะลดลง

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในด้านตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม การเพิ่มขึ้นของการคาดการณ์ความสามารถในการทำกำไร จะทำให้ความต้องการกู้ยืมเงินเพื่อนำมาลงทุนเพิ่มขึ้น เส้นอุปสงค์ของเงินทุนจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น

สรุป การคาดการณ์ความสามารถในการทำกำไรที่เพิ่มขึ้น จะส่งผลต่อความเต็มใจในการกู้ยืมเงินทุนที่เพิ่มขึ้น อุปทานของพันธบัตรจะเพิ่มขึ้น เส้นอุปทานของพันธบัตรจะเลื่อนไปทางขวา ส่งผลให้พันธบัตรมีราคาตกลง และอัตราดอกเบี้ยจะปรับตัวสูงขึ้น ในทางตรงข้าม การคาดการณ์ความสามารถในการทำกำไรที่ลดลง จะลดความเต็มใจในการกู้ยืมเงินทุนอุปทานพันธบัตรจะลดลง เส้นอุปทานของพันธบัตรจะเลื่อนไปทางซ้าย ราคาพันธบัตรจะปรับตัวเพิ่มขึ้น และอัตราดอกเบี้ยจะลดลง

2.2 ภาษีธุรกิจ (business taxation)

การเก็บภาษีธุรกิจ จะส่งผลกระทบต่อความสามารถในการทำกำไรในอนาคต เนื่องจากธุรกิจจะคำนึงถึงกำไรหลังจากหักภาษี ซึ่งสิ่งที่จะส่งเสริมให้มีการลงทุน ก็คือ สิทธิพิเศษทางภาษี (special tax subsidies) ที่จะทำให้ความสามารถในการทำกำไรของธุรกิจเพิ่มขึ้น และส่งผลต่อความเต็มใจในการลงทุนที่เพิ่มขึ้น ทำให้อุปทานของพันธบัตรเพิ่มขึ้น และราคาพันธบัตรจะปรับตัวลดลง

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในด้านตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม การยกเลิกภาษีธุรกิจนั้นจะเพิ่มอุปสงค์ต่อเงินทุนของธุรกิจ ทำให้อัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น ในทางตรงข้าม ภาระภาษีที่เรียกเก็บจากผลกำไรที่สูงขึ้น จะส่งผลกระทบต่อความต้องการลงทุนใหม่ลดลง ทำให้อุปทานของพันธบัตรลดลง ส่งผลให้ราคาพันธบัตรเพิ่มขึ้น และอัตราดอกเบี้ยลดลง

สรุป การคาดการณ์ความสามารถในการทำกำไรที่เพิ่มขึ้นหลังหักภาษีจะเพิ่มความเต็มใจในการกู้ยืมเงินทุน โดยการมีอุปทานพันธบัตรที่เพิ่มขึ้น ราคาพันธบัตรจะปรับตัวลดลง และอัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น ในทางตรงข้าม สำหรับการคาดการณ์ความสามารถในการทำกำไรหลังหักภาษีที่ลดลงจะลดความเต็มใจในการกู้ยืมเงิน ส่งผลให้อุปทานพันธบัตรลดลง ราคาพันธบัตรเพิ่มขึ้น และอัตราดอกเบี้ยลดลง

2.3 อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ (expected inflation)

การคาดการณ์เงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้นจะเป็นการลดมูลค่าของพันธบัตรที่มีอยู่ และทำให้ความเต็มใจของผู้ถือกู้ยืมเงินเพิ่มขึ้น โดยอุปทานของพันธบัตรเพิ่มขึ้น ราคาของพันธบัตรจะลดลง

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาในด้านตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม การคาดการณ์เงินเฟ้อที่สูงขึ้นจะเพิ่มอุปสงค์ต่อเงินทุน เนื่องจากจะลดต้นทุนของเงินกู้ที่แท้จริงลง และอัตราดอกเบี้ยจะเพิ่มขึ้น ดังนั้น การคาดการณ์เงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้น จะนำไปสู่การเพิ่มขึ้นของความเต็มใจของผู้ถือกู้โดยมีอุปทานของพันธบัตรเพิ่มขึ้น เส้นอุปทานของพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ราคาพันธบัตรจะลดลงและอัตราดอกเบี้ยจะสูงขึ้น สำหรับในกรณีการคาดการณ์เงินเฟ้อลดลงจะนำไปสู่การลดลงของความเต็มใจของผู้ถือกู้โดยการมีอุปทานพันธบัตรลดลง ทำให้ราคาพันธบัตรเพิ่มขึ้น และอัตราดอกเบี้ยลดลง

2.4 การกู้ยืมเงินของรัฐบาล (Government borrowing)

ในการกู้ยืมเงินของรัฐบาล ดุลงบประมาณจะมีผลต่อความต้องการของรัฐบาลที่จะออกพันธบัตร ซึ่งถือเป็นอุปทานที่สำคัญของตลาด โดยการตัดสินใจของภาครัฐบาลในการออกพันธบัตรจะส่งผลกระทบต่อราคาพันธบัตรและอัตราดอกเบี้ยได้ เช่น กรณีที่รัฐบาลมีงบประมาณขาดดุล (deficits) จะทำให้รัฐบาลตัดสินใจออกพันธบัตรเพิ่มขึ้น ทำให้เส้นอุปทานของพันธบัตรเคลื่อนย้ายไปทางขวา ถ้าภาคครัวเรือนไม่มีการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการออมเพื่อตอบสนองต่อการเพิ่มขึ้นของการกู้ยืมโดยภาครัฐบาล รวมทั้ง ภาคครัวเรือนมีความมั่งคั่งไม่เปลี่ยนแปลง ทำให้เส้นอุปสงค์พันธบัตรคงที่ไม่มีการเปลี่ยนแปลง ในขณะที่ปริมาณของพันธบัตรที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทำให้ราคาพันธบัตรลดลง ซึ่งการลดลงของราคาพันธบัตรแสดงถึงการกู้ยืมของภาครัฐบาลที่เพิ่มขึ้น และส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเพิ่มสูงขึ้น

สรุป ถ้าปัจจัยอื่นๆไม่มีการเปลี่ยนแปลง การออกพันธบัตรเพื่อชดเชยการขาดดุล เส้นอุปทานพันธบัตรจะเคลื่อนย้ายไปทางขวา ส่งผลให้พันธบัตรมีราคาลดลง และอัตราดอกเบี้ยปรับตัวสูงขึ้น ในทางตรงกันข้าม ถ้าภาครัฐบาลลดการกู้ยืมเงินลงจะทำให้อุปทานของพันธบัตรลดลง ทำให้เส้นอุปทานของพันธบัตรเคลื่อนย้ายไปทางซ้าย ราคาพันธบัตรจะเพิ่มขึ้นและอัตราดอกเบี้ยปรับตัวลดลง

แนวคิดความสัมพันธ์ระหว่างราคาพันธบัตรกับอัตราผลตอบแทนของพันธบัตร

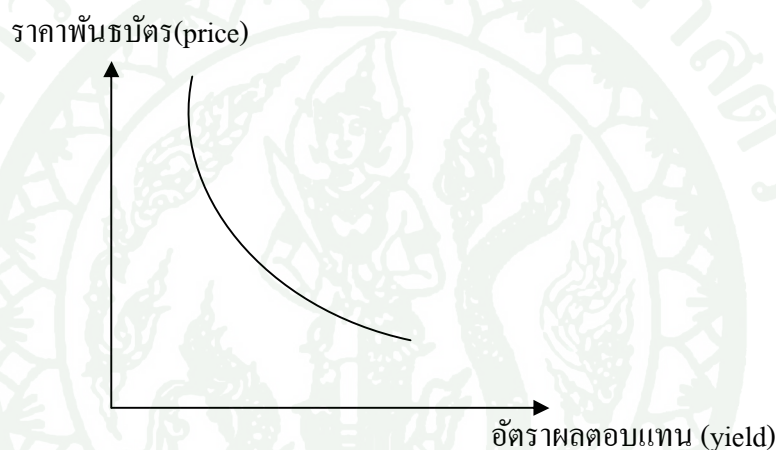
ราคาของพันธบัตรมีความสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนของพันธบัตร (ธีรยุทธ์ โกศลวิริยะ, 2548 อ้างถึง Livingston, 1988) ใน 4 ลักษณะ ดังนี้

1. ราคาพันธบัตรมีความสัมพันธ์ในเชิงผกผัน (inverse of negative relationship) กับอัตราผลตอบแทนจากภาพที่ 8 ซึ่งแกนนอนเป็นแกนอัตราผลตอบแทน และแกนตั้งเป็นแกนระดับราคาเสนอซื้อขาย จะพบว่า เส้นแสดงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราผลตอบแทนกับราคาพันธบัตรจะมีความชันเป็นลบ

2. ราคาเสนอซื้อขายสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนแบบไม่เป็นเส้นตรง (non-linear relationship) โดยมีลักษณะเป็นเส้นโค้งออกจากจุดกำเนิด (convex curve) โดยมีส่วนโค้งหันเข้าหาจุดกำเนิด

3. การตอบสนองของราคาตราสารต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนเป็นแบบไม่สมมาตร (asymmetry) กล่าวคือ อัตราผลตอบแทนเป็นตัวแปรเหตุที่มีอิทธิพลต่อราคาตราสารซึ่งมีสถานภาพเป็นตัวแปรตาม พฤติกรรมลักษณะนี้เป็นผลมาจากความสัมพันธ์แบบไม่เป็นเส้นตรงระหว่างราคาและอัตราผลตอบแทน

4. เมื่ออัตราผลตอบแทนมีระดับที่ต่ำ จะพบว่า การตอบสนองของราคาต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนเป็นไปอย่างรวดเร็ว ซึ่งพฤติกรรมลักษณะนี้เป็นผลมาจากความสัมพันธ์แบบไม่เป็นเส้นตรงระหว่างราคาและอัตราผลตอบแทน



ภาพที่ 8 ความสัมพันธ์ระหว่างราคาพันธบัตรกับอัตราผลตอบแทนจากพันธบัตร
ที่มา: ชิริยุทธ์ โกศลวิริยะ (2548 อ้างถึง Livingston, 1988)

ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค (ฐาปนา ถิ่นไพศาล, 2544)

ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคถือเป็นทฤษฎีหลักที่สำคัญของการทำธุรกรรมทางการเงินระหว่างประเทศ ซึ่งจอห์น เมย์นาร์ด เคนส์ เป็นบุคคลแรกที่ได้พัฒนาทฤษฎีนี้ในปี ค.ศ. 1930 โดยได้อธิบายถึงกฎของราคาหลักทรัพย์ควรมีราคาเดียวในตลาดหลักทรัพย์

เมื่อพิจารณาอัตราดอกเบี้ยเงินฝากของเงินดอลลาร์สหรัฐระยะเวลา 1 ปีของธนาคารในนิวยอร์กที่จ่ายให้ผู้ฝากเงิน 12% ต่อปี กับอัตราดอกเบี้ยเงินสวิสฟรังค์ของธนาคารในซูริกที่จ่ายให้ผู้ฝาก 8% ต่อปี เมื่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากของธนาคารในนิวยอร์กสูงกว่าอัตราดอกเบี้ยที่ซูริก

นักลงทุนก็จะพยายามเคลื่อนย้ายเงินทุนจากชวริกไปนิวยอร์กโดยขายเงินสวิสฟรังก์ และซื้อเงินดอลลาร์ไปลงทุน ณ ขณะนั้นอัตราแลกเปลี่ยนทันที $S_0(\text{SF}/\$)$ เท่ากับ 2 สวิสฟรังก์ต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐ อย่างไรก็ตามเมื่อนักลงทุนขายเงินสวิสฟรังก์ซื้อดอลลาร์สหรัฐเพื่อไปลงทุนในนิวยอร์กโดยหวังที่จะได้รับอัตราดอกเบี้ยที่สูงกว่าโดยไม่ได้คำนึงการเปลี่ยนแปลงของเงินสวิสฟรังก์กับเงินดอลลาร์สหรัฐทำให้นักลงทุนมีความเสี่ยงด้านอัตราแลกเปลี่ยน การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนจะทำให้จำนวนเงินที่ได้รับเปลี่ยนแปลงไปเมื่อนักลงทุนขายเงินดอลลาร์สหรัฐเพื่อแลกกับเงินสวิสฟรังก์ ถ้าเงินสวิสฟรังก์เพิ่มค่าเมื่อนักลงทุนขายเงินดอลลาร์สหรัฐก็จะได้รับเงินสวิสฟรังก์ลดลง เช่น อัตราแลกเปลี่ยนทันทีใหม่ $S_0(\text{SF}/\$)$ เท่ากับ 1.5 สวิสฟรังก์ต่อ 1 ดอลลาร์ ในทางตรงข้าม ถ้าเงินสวิสฟรังก์มีค่าลดลง นักลงทุนก็จะได้รับเงินสวิสฟรังก์เพิ่มขึ้นเมื่อขายเงินดอลลาร์สหรัฐ เช่น อัตราแลกเปลี่ยนทันทีใหม่ $S_0(\text{SF}/\$)$ เท่ากับ 2.5 สวิสฟรังก์ต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐ เพื่อเป็นการป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนผู้ลงทุนจะต้องขายเงินดอลลาร์สหรัฐในตลาดล่วงหน้า ซึ่งเป็นตลาดที่มีการซื้อขายเงินตราและมีการส่งมอบในอนาคต และอัตราล่วงหน้าเป็นอัตราของเงินสกุลหนึ่งเทียบกับเงินสกุลหนึ่งที่จะส่งมอบกันในอนาคตตามวันที่ระบุไว้ สมมติว่า อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า 1 ปีของเงินสวิสฟรังก์กับเงินดอลลาร์สหรัฐ เท่ากับ $F_1(\text{SF}/\$)$ ซึ่งเป็นอัตราเดียวกับอัตราแลกเปลี่ยนทันทีซึ่งมีค่าเท่ากับ 2 สวิสฟรังก์ต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐ ซึ่งนักลงทุนสามารถทำการเปรียบเทียบและคำนวณผลตอบแทนจากการขายเงินสวิสฟรังก์แล้วไปลงทุนต่อในเงินดอลลาร์สหรัฐ

สมมติว่ากำลังพิจารณาเงินลงทุน 1,000 ดอลลาร์สหรัฐ นักลงทุนชาวสวิสขายเงินจำนวน 2,000 สวิสฟรังก์ ณ อัตราแลกเปลี่ยนทันทีเท่ากับ 2 สวิสฟรังก์ ต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐ จะได้เงิน 1,000 ดอลลาร์สหรัฐแล้วนำเงินไปลงทุนในนิวยอร์กเมื่อสิ้นปีจะได้รับเงินจำนวน 1,120 ดอลลาร์สหรัฐ และเขาได้ขายเงินดอลลาร์สหรัฐในอัตราล่วงหน้า 2 สวิสฟรังก์ต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐ เมื่อครบกำหนดการลงทุน ณ สิ้นปีเขาจะได้รับเงิน 1,120 ดอลลาร์สหรัฐหรือเท่ากับ 2,240 สวิสฟรังก์ ดังนั้นเขาจะได้รับผลตอบแทนจากการลงทุนในเงินสวิสฟรังก์เท่ากับ

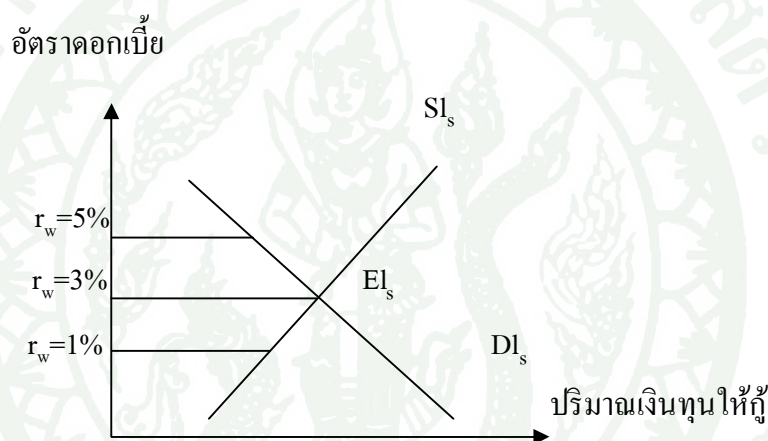
$$\frac{2,240-2,000}{2,000} = 12\%$$

ดังนั้นจากทฤษฎีดังกล่าว สามารถนำมาปรับใช้สำหรับในการอธิบายถึงผลกระทบของอัตราดอกเบี้ยจากต่างประเทศที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทย โดยอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศในที่นี้ คือ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน กล่าวคือ หากในช่วงใดอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอนปรับตัวลดลง ย่อมส่งผลให้อุปทานของเงินให้กู้ลดลง เนื่องจากผู้ให้กู้ได้รับอัตราผลตอบแทนลดลง ส่งผลให้เกิดการเคลื่อนย้ายเงินลงทุนไปยังประเทศที่ให้อัตรา

ผลตอบแทนที่สูงกว่า ซึ่งในที่นี้สมมติให้ มีการไหลเข้าของเงินทุนมายังประเทศไทย ทำให้อุปทานของเงินให้กู้ในประเทศไทยเพิ่มสูงขึ้น หรือ อุปสงค์ในพันธบัตรเพิ่มขึ้น ราคาพันธบัตรปรับตัวสูงขึ้น อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลปรับตัวลดลง

ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยของประเทศขนาดเล็กในระบบเศรษฐกิจแบบเปิด (Small Open Economy)

ทฤษฎีนี้อธิบายว่าประเทศที่มีระบบเศรษฐกิจแบบเปิดขนาดเล็กจำเป็นต้องรับเอาอัตราดอกเบี้ยโลกเป็นอัตราดอกเบี้ยภายใน จึงจะสามารถกำหนดระดับปริมาณเงินทุนและระดับการกู้ยืมระหว่างประเทศได้



ภาพที่ 9 การกำหนดอัตราดอกเบี้ยในระบบเศรษฐกิจเปิดขนาดเล็ก

ที่มา: Hubbard (2005)

Hubbard (2005) ได้กล่าวถึงทฤษฎีปริมาณเงินให้กู้สำหรับประเทศเล็กที่เป็นเศรษฐกิจเปิด สำหรับประเทศที่เป็นเศรษฐกิจปิด ไว้ว่า อัตราดอกเบี้ยดุลยภาพถูกกำหนดจากอุปสงค์และอุปทานของปริมาณเงินให้กู้ แต่สำหรับในประเทศเล็กที่เป็นเศรษฐกิจเปิด อุปทานของเงินให้กู้มีอิทธิพลน้อยมากต่ออัตราดอกเบี้ยในตลาดโลก และยังคงยอมรับอัตราดอกเบี้ยในตลาดโลกอีกด้วยหรืออาจกล่าวได้ว่าอัตราดอกเบี้ยในประเทศเล็กถูกกำหนดให้เท่ากับอัตราดอกเบี้ยในตลาดโลก มิฉะนั้นจะเกิดการเคลื่อนย้ายของเงินทุนออกนอกประเทศ จากภาพที่ 9 จะเห็นว่า ถ้าอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในตลาดโลก เท่ากับอัตราดอกเบี้ยในประเทศ คือ ร้อยละ 3 จะได้ว่าอุปทาน และอุปสงค์ของเงินให้กู้ในประเทศจะอยู่ที่จุด E ซึ่งเป็นจุดดุลยภาพจะไม่เกิดการเคลื่อนย้ายทุนออกนอกประเทศ แต่ถ้ากำหนดให้ อัตราดอกเบี้ยในตลาดโลกเป็น ร้อยละ 5 จะทำให้เกิดอุปทานส่วนเกินของเงินให้กู้ภายในประเทศ ผู้ออมเงินอาจจะได้รับผลตอบแทนที่ไม่ต่ำกว่า ร้อยละ 5 จึงส่งผลให้เกิดเงินทุนไหลออก เนื่องจาก

ผลตอบแทนในตลาดโลกสูงกว่าในประเทศ แต่ถ้าอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในตลาดโลกเป็น ร้อยละ 1 จะส่งผลให้ประเทศเล็กเกิดอุปสงค์ส่วนเกินของปริมาณเงินให้กู้เนื่องจากผู้กู้ อยากจะกู้ที่อัตราดอกเบี้ยที่ต่ำกว่าเพราะจะทำให้ต้นทุนถูกลง ส่งผลให้เกิดการกู้ยืมเงินจากตลาดโลกเนื่องจากอัตราดอกเบี้ยต่ำกว่าในประเทศ ซึ่งสำหรับประเทศไทยนั้นก็จัดได้ว่าเป็นประเทศที่ระบบเศรษฐกิจแบบเปิดขนาดเล็ก เมื่อพิจารณาตามทฤษฎีนี้ก็จะเห็นได้ว่าหากมีความเสรีของการเคลื่อนย้ายเงินทุนแล้ว อัตราดอกเบี้ยในประเทศจะใกล้เคียงกับอัตราดอกเบี้ยของประเทศขนาดใหญ่

งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ธีรยุทธ โกศลวิริยะ (2548) ศึกษาเรื่อง ปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลในประเทศไทย มีวัตถุประสงค์เพื่อ ศึกษาหาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ยและปัจจัยทางการเงิน เพื่อให้ทราบถึงขนาดและทิศทางของความสัมพันธ์ รวมถึงพฤติกรรมตามเวลาของอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ยในช่วงอายุคงเหลือต่างๆ โดยการศึกษาได้นำเทคนิค co-integration มาประยุกต์ใช้ทดสอบการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2544 ถึงเดือนธันวาคม 2547 สำหรับอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ย จะใช้พันธบัตรที่มีอายุคงเหลือ 1 ปี 5 ปี 10 ปี 15 ปี โดยที่ตัวแปรอิสระที่นำมาใช้ในการศึกษา ได้แก่ ดัชนีการอุปโภคบริโภคภาคเอกชน ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย R/P วันกับ Federal Fund Rate ดัชนีราคา SET 50 ผลต่างของดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน ปริมาณเงิน (M2a) สัดส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก อัตราผลตอบแทน SET 50 index อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ Federal Fund Rate และอัตราเงินเฟ้อ

ผลการศึกษาพบว่า การทดสอบ unit root ของตัวแปรอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ย อายุคงเหลือ 1 ปี 5 ปี 10 ปี 15 ปี ดัชนีการอุปโภคบริโภคภาคเอกชน ปริมาณเงิน (M2a) อัตราเงินเฟ้อ ดัชนีราคา SET50 สัดส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ federal fund rate และส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย R/P 14 วัน กับ Federal Fund Rate มีลักษณะ non-stationary ส่วนตัวแปรผลต่างดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน ณ เวลา t กับ เวลา $t-1$ อัตราผลตอบแทนดัชนีราคา SET50 มีลักษณะ stationary และจากการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ย พบว่า ในระยะสั้น อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ Federal Fund Rate มีส่วนกำหนดอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ยอย่างมีนัยสำคัญ ขณะที่ในระยะยาว อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ Federal

Fund Rate สัดส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย R/P วันกับ Federal Fund Rate มีส่วนกำหนดอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ยอย่างมีนัยสำคัญ

จากงานวิจัยดังกล่าว ทำให้ทราบว่า สัดส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก สามารถใช้เป็นตัวแปรที่แสดงถึงสภาพคล่องในตลาดเงิน ที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลแบบไม่จ่ายดอกเบี้ย อายุ 5 ปี 10 ปี 15 ปี และสามารถใช้อธิบายการเปลี่ยนของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรได้ดี รวมถึงผลต่างของดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานที่เป็นตัวแทนของอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ ซึ่งแนวคิดนี้สามารถนำมาใช้เป็นแนวทางสำหรับงานวิจัยในครั้งนี้ โดยการนำตัวแปรดังกล่าวมาใช้ในการศึกษา

นิพัทธ์ พันธนิล (2548) ศึกษาเรื่องผลกระทบของปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราดอกเบี้ยระยะยาวในประเทศไทย มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาถึงผลกระทบของนโยบายการเงิน นโยบายการคลัง และปัจจัยจากต่างประเทศ ที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราดอกเบี้ยระยะยาวในประเทศไทย โดยกำหนดให้อัตราผลตอบแทนรัฐบาลอายุ 10 ปี เป็นตัวแปรตามแทนอัตราดอกเบี้ยระยะยาว สำหรับตัวแปรอิสระ ได้แก่ อัตราดอกเบี้ยตลาดซื้อคืนพันธบัตรระยะ 14 วันที่แท้จริง เป็นตัวแทนของนโยบายการเงิน สัดส่วนการขาดดุลงบประมาณต่อ GDP เป็นตัวแทนของนโยบายการคลัง และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยระยะยาวต่างประเทศ โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือนตั้งแต่เดือนมิถุนายน พ.ศ.2543 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ.2547 สำหรับการศึกษาถึงความสัมพันธ์ของอัตราดอกเบี้ยระยะยาวกับปัจจัยต่างๆ จะทำการทดสอบ Cointegration เพื่อดูความสัมพันธ์ระยะยาว และทำการศึกษาด้วยแบบจำลอง VECM

ผลการศึกษา พบว่า การเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี กับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี และสัดส่วนการขาดดุลงบประมาณต่อ GDP มีความสอดคล้องกัน แต่มีความสัมพันธ์ในระดับที่ต่ำกว่าเมื่อเทียบกับอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรระยะ 14 วันที่แท้จริง ด้านการทดสอบ Unit Root พบว่า สัดส่วนการขาดดุลงบประมาณต่อ GDP เป็นข้อมูลที่มีลักษณะ Stationary ในขณะที่ตัวแปรอื่นๆจะมีลักษณะ Stationary เมื่อข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างลำดับที่ 1 และการทดสอบ Cointegration พบว่า อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี และปัจจัยต่างๆที่นำมาศึกษา มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว 1 ความสัมพันธ์ สำหรับแบบจำลอง VECM ได้แสดงให้เห็นว่า เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงในตัวแปรต่างๆ จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวประมาณ 12 - 13 เดือน สุดท้าย คือ การวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน พบว่า อัตราผลตอบแทน

พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ อายุ 10 ปี มีอิทธิพลต่อการปรับตัวในระยะยาวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 10 ปี มากที่สุด สำหรับปัจจัยภายในประเทศ พบว่า สัดส่วนการขาดดุลงบประมาณต่อ GDP มีอิทธิพลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 10 ปีมากกว่าอัตราดอกเบี้ยตลาดซื้อคืนพันธบัตรระยะ 14 วันที่แท้จริง ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่า การใช้นโยบายการคลังในการกำหนดทิศทางของตลาดการเงินมีความเหมาะสมมากกว่าการใช้นโยบายการเงิน

จากงานวิจัยดังกล่าว ทำให้ทราบว่า อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ มีอิทธิพลต่อการปรับตัวในระยะยาวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทย ซึ่งแนวคิดนี้สามารถนำมาใช้เป็นแนวทางสำหรับงานวิจัยในครั้งนี้ โดยการนำตัวแปรดังกล่าวมาใช้ในการศึกษา

ทวีชัย สรเศรษฐ์สกุล (2549) ศึกษาเรื่องพันธบัตรรัฐบาล และปัจจัยที่กำหนดอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรประเภทกู้ยืม (LB : Loanable Bond) มีวัตถุประสงค์เพื่อ 1.ศึกษาสาเหตุและขั้นตอนการออกพันธบัตรกู้ยืมเงินของกระทรวงการคลัง 2.ศึกษาถึงปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับการกำหนดอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรกู้ยืมเงินของกระทรวงการคลัง ในการศึกษาถึงปัจจัยที่กำหนดอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรประเภทกู้ยืม (LB) จะใช้วิธีการวิเคราะห์ความถดถอยเชิงพหุคูณ (Multiple regression analysis) ใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ กันยายน พ.ศ. 2542 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2549 ซึ่งอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรประเภทกู้ยืมที่นำมาศึกษาแบ่งเป็นช่วงอายุ 3 ปี 5 ปี 7 ปี 10 ปี ในขณะที่ตัวแปรอิสระที่นำมาศึกษาเพื่อแทนปัจจัยทางเศรษฐกิจ ได้แก่ อัตราส่วนเงินฝากต่อสินเชื่อบริษัทพาณิชย์ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมข้ามคืนระหว่างธนาคาร เบอร์เซ็นต์การเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อ เบอร์เซ็นต์การเปลี่ยนของดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรม และการขาดดุลเงินสดของรัฐบาล

ผลการศึกษาพบว่า อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมข้ามคืนระหว่างธนาคาร อัตราส่วนเงินฝากต่อสินเชื่อบริษัทพาณิชย์ และการขาดดุลเงินสดของรัฐบาล มีความสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรเป็นไปตามสมมติฐานทางทฤษฎี กล่าวคือ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมข้ามคืนระหว่างธนาคาร และการขาดดุลเงินสดของรัฐบาลมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตร แต่อัตราส่วนเงินฝากต่อสินเชื่อบริษัทพาณิชย์จะมีความสัมพันธ์แบบผกผันโดยอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมข้ามคืนระหว่างธนาคาร และอัตราส่วนเงินฝากต่อสินเชื่อบริษัทพาณิชย์จะมีความสัมพันธ์ลดลงเมื่ออายุของพันธบัตรเพิ่มมากขึ้น แต่การขาดดุลเงินสดของรัฐบาลจะมีความสัมพันธ์เพิ่มขึ้นเมื่ออายุพันธบัตรเพิ่มมากขึ้น สำหรับเบอร์เซ็นต์การเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อ และเบอร์เซ็นต์การเปลี่ยนของดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมพบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติกับอัตราผลตอบแทน และมีความสัมพันธ์ไม่เป็นไปตามสมมติฐานทางทฤษฎี

จากงานวิจัยดังกล่าว ทำให้ทราบถึงประวัติดังกล่าวเป็นมาในการออกพันธบัตรรัฐบาล ตลอดจนการซื้อขายพันธบัตรทั้งในตลาดแรกและตลาดรอง ซึ่งในส่วนนี้สามารถนำมาปรับใช้ในการศึกษาถึงสภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทยได้

ชลธาร ขอบเสียง (2550) ศึกษาเรื่อง ปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์และอุปทานการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลของกองทุนตราสารหนี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อ 1. เพื่อศึกษาโครงสร้าง ลักษณะ และนโยบายการลงทุนกองทุนรวมตราสารหนี้ในประเทศไทย 2. เพื่อศึกษาปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์และอุปทานการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลของกองทุนตราสารหนี้ โดยทำการศึกษาทั้งในเชิงพรรณนา และเชิงปริมาณ วิเคราะห์เชิงปริมาณโดยสร้างแบบจำลองเศรษฐมิติในการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดสองชั้น โดยใช้ข้อมูลทุกปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2544 – 2549 โดยแบ่งตัวแปรที่ทำการศึกษาเป็นสองด้าน คือ ตัวแปรด้านอุปสงค์การลงทุนในพันธบัตรรัฐบาล ซึ่งตัวแปรตามที่ทำการศึกษา คือ ปริมาณการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลของกองทุนตราสารหนี้ ตัวแปรอิสระ คือ อัตราผลตอบแทนเฉลี่ยพันธบัตรรัฐบาล (ร้อยละ) อัตราเงินเฟ้อ (ร้อยละ) ปริมาณเงินทุนของกองทุนตราสารหนี้ (ล้านบาท) อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปี ของธนาคารพาณิชย์ใหญ่ 5 แห่ง ได้แก่ ธนาคารกรุงเทพ ธนาคารกรุงไทย ธนาคารกสิกรไทย ธนาคารไทยพาณิชย์ ธนาคารกรุงศรีอยุธยา และตัวแปรด้านอุปทานของการออกพันธบัตรรัฐบาลของกองทุนตราสารหนี้ ซึ่งตัวแปรตามที่ทำการศึกษา คือ อุปทานการออกพันธบัตรรัฐบาล ตัวแปรอิสระ คือ อัตราผลตอบแทนเฉลี่ยพันธบัตรรัฐบาล (ร้อยละ) อัตราเงินเฟ้อ (ร้อยละ) ดุลงบประมาณของรัฐบาล (กำหนดให้เป็นตัวแปรหุ่น) ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศ (ล้านบาท) อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้ารายใหญ่ชั้นดีของธนาคารพาณิชย์

ผลการศึกษาพบว่า ปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์การลงทุนในพันธบัตรของกองทุนตราสารหนี้ ได้แก่ อัตราผลตอบแทนเฉลี่ยพันธบัตรรัฐบาล ปริมาณเงินทุนของกองทุนตราสารหนี้ และอัตราเงินเฟ้อ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน สามารถอธิบายปัจจัยที่มีผลทำให้เกิดอุปสงค์การลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลของกองทุนตราสารหนี้ได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ เมื่อพิจารณาด้านอุปทานของพันธบัตรรัฐบาลพบว่า ตัวแปรที่มีผลทำให้เกิดอุปทานของพันธบัตรรัฐบาล ได้แก่ อัตราเงินเฟ้อ ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้ารายใหญ่ชั้นดีของธนาคารพาณิชย์ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และสามารถอธิบายปัจจัยที่มีผลต่ออุปทานการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลของกองทุนตราสารหนี้ได้อย่างมีนัยสำคัญ

จากงานวิจัยดังกล่าว ทำให้ทราบถึง โครงสร้างและลักษณะของตราสารหนี้ไทย ซึ่งสามารถนำมาปรับใช้ในการศึกษาถึงสภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทยได้

วิมลีน ศัสมา (2552) ศึกษาเรื่อง ปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่มีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้ มีวัตถุประสงค์เพื่อ 1.เพื่อศึกษาสถานการณ์อัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้ในตลาดตราสารหนี้ไทย 2.เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้ ซึ่งในการศึกษาถึงความสัมพันธ์ดังกล่าวจะใช้วิธีการวิเคราะห์สมการถดถอยเชิงซ้อนพหุคูณ (Multiple Regression Analysis) โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2547 ถึง เดือนกันยายน พ.ศ. 2551 โดยตัวแปรตามที่ใช้ในการศึกษา คือ อัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้อายุคงเหลือ 2 ปี 5 ปี และ 7 ปี สำหรับตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาเป็นตัวแปรอิสระ ได้แก่ ดัชนีพ้องเศรษฐกิจ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ปริมาณเงินตามความหมายกว้าง การใช้จ่ายภาครัฐบาล และตัวแปรหุ่นคือ ช่วงก่อนและหลังการเกิดวิกฤตซับไพร์ม ซึ่งตัวแปรต่างๆที่นำมาใช้จะต้องผ่านการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี ADF Test พบว่า ตัวแปรทุกตัวในรูปการเปลี่ยนแปลงมีคุณสมบัติ Stationary

ผลการศึกษาพบว่า อัตราเงินเฟ้อ (INF) มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้ที่มีอายุคงเหลือ 2 ปี ดัชนีพ้องเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้ที่มีอายุคงเหลือ 5 ปี สำหรับอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้ที่มีอายุ 7 ปี พบว่า ไม่มีปัจจัยทางเศรษฐกิจใดเข้ามามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญที่ยอมรับได้

จากงานวิจัยดังกล่าว ทำให้ทราบว่า ดัชนีพ้องเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหุ้นกู้ที่มีอายุคงเหลือ 5 ปี ซึ่งแนวคิดนี้สามารถนำมาใช้เป็นแนวทางสำหรับงานวิจัยในครั้งนี้ โดยการนำตัวแปรการดังกล่าวมาใช้ในการศึกษา

Budina and Mantchev (2000) ศึกษาเรื่อง Determinants of Bulgarian Brady Bond Price: An Empirical Assessment มีวัตถุประสงค์เพื่อ วิเคราะห์ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ส่งผลต่อราคาพันธบัตรเบรดีของบัลแกเรีย โดยทำการศึกษาใช้เทคนิค Cointegration และ Error-Correction ภายใต้รูปแบบ VAR ใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือน กรกฎาคม พ.ศ. 2537 ถึง เดือน กรกฎาคม พ.ศ. 2541 ซึ่งตัวแปรตามที่ใช้ในการศึกษา คือ พันธบัตรที่มีส่วนลด 50% จากราคาหน้าตั๋ว และพันธบัตรที่ขายตามราคาหน้าตั๋ว ตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาเป็นตัวแปรอิสระ ได้แก่ มูลค่าการส่งออก อัตราแลกเปลี่ยนแท้จริง อัตราการเจริญเติบโตของทุนสำรองเงินตราต่างประเทศ สถานการณ์วิกฤติเอเชีย

(ตัวแปรหุ่น) สถานการณ์การเมืองและการขาดดุลงบประมาณ (ตัวแปรหุ่น) และค่าเสื่อมอัตราอัตราแลกเปลี่ยนเม็กซิกัน

ผลการศึกษาพบว่า มูลค่าการส่งออกและอัตราการเจริญเติบโตของทุนสำรองเงินตราต่างประเทศมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับราคาพันธบัตรในทิศทางเดียวกัน และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกับค่าเสื่อมอัตราแลกเปลี่ยนเม็กซิกันมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับราคาพันธบัตรในทิศทางตรงกันข้าม สำหรับในระยะสั้นพบว่าสถานการณ์วิกฤติเอเชียมีความสัมพันธ์กับราคาพันธบัตรในทิศทางตรงกันข้าม และสถานการณ์การเมือง การขาดดุลงบประมาณ (ตัวแปรหุ่น) มีความสัมพันธ์กับราคาพันธบัตรในทิศทางเดียวกัน

จากงานวิจัยดังกล่าว ทำให้ทราบว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีผลต่อราคาพันธบัตรในทิศทางตรงกันข้าม ซึ่งจากแนวคิดนี้ สามารถนำมาเป็นแนวทางในการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาใช้ในการศึกษา

Dua and Raje (2010) ศึกษาเรื่อง Determinants of weekly yields on government security in India มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยที่กำหนดอัตราผลตอบแทนของตราสารหนี้รัฐบาลในประเทศอินเดีย ทำการศึกษาโดยการทดสอบ Co-Integration, VECM, Granger causality และ Variance Decomposition Analysis (การวิเคราะห์การแยกส่วนความแปรปรวน) ใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ตั้งแต่เดือนเมษายน พ.ศ. 2544 ถึง เดือนมีนาคม พ.ศ. 2552 โดยอัตราผลตอบแทนของตราสารหนี้รัฐบาลที่นำมาใช้ในการศึกษาโดยกำหนดเป็นตัวแปรตาม แบ่งเป็น อัตราตัวเงินคลัง (15-91 วัน) พันธบัตรรัฐบาลอายุ 1 ปี พันธบัตรรัฐบาลอายุ 5 ปี และพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี สำหรับตัวแปรอิสระที่นำมาศึกษาเพื่อแทนปัจจัยต่างๆ ได้แก่ อัตราดอกเบี้ยนโยบาย ดัชนีราคาขายส่ง (แทนเงินเฟ้อ) ส่วนต่างอัตราผลตอบแทน (ส่วนต่างระหว่างอัตราผลตอบแทนตราสารหนี้ภาครัฐอายุ 10 ปี กับ อัตราผลตอบแทนตัวเงินคลังระยะเวลาคงเหลือ 15 – 91 วัน) อัตราการเจริญเติบโตของปริมาณเงิน อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (LIBOR 3 เดือน และ 6 เดือน) และ Forward Premium

ผลการศึกษาพบว่า มีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยกับตัวแปรแต่ละตัวซึ่งก็คือ อัตราดอกเบี้ยนโยบาย อัตราการเติบโตของปริมาณเงิน อัตราเงินเฟ้อ ส่วนต่างของอัตราผลตอบแทน อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศและการแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศเปอร์เซ็นต์ส่วนเพิ่ม ซึ่งปัจจัยเหล่านี้เป็น Granger cause อัตราผลตอบแทนพันธบัตรแต่ละอายุครบกำหนดไถ่ถอนและตัวเงินคลัง นอกจากนี้การวิเคราะห์การแยกส่วนความแปรปรวนทั่วไป แสดงให้เห็นว่า อัตราดอกเบี้ยนโยบายเป็นสิ่งที่สำคัญมากในการอธิบายสัดส่วนของการเปลี่ยนในระยะสั้นถึงระยะกลางของอัตรา

ผลตอบแทน อัตราเงินเฟ้อและการเจริญเติบโตของปริมาณเงินที่สูง มีความสำคัญค่อนข้างน้อย สำหรับการอธิบายการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปี และผลการศึกษายังพบว่า การเปลี่ยนแปลงโดยส่วนใหญ่ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 5 ปีและ 10 ปี มีสาเหตุมาจากอัตราผลตอบแทนของตัวเอง ทั้งนี้จากการศึกษาครั้งนี้ ที่เน้นการตอบสนองความแตกต่างของอัตราผลตอบแทนระยะสั้นและระยะยาวต่อปัจจัยต่างๆ รวมทั้งนโยบายการเงิน พบว่า อัตราดอกเบี้ยที่มีระยะเวลาไถ่ถอนสั้นจะตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยนโยบายและ อัตราการเจริญเติบโตของปริมาณเงินสูง

จากงานวิจัยดังกล่าว ทำให้ทราบว่า อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (LIBOR) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราผลตอบแทนตราสารหนี้รัฐบาลในประเทศอินเดีย ซึ่งจากแนวคิดนี้ สามารถนำตัวแปรดังกล่าวมาใช้ในการวิจัยครั้งนี้ได้

จากแนวคิดทฤษฎีและการตรวจสอบเอกสาร ทำให้สรุปได้ว่าอัตราผลตอบแทนพันธบัตรนั้น ถูกกำหนดมาจากอุปสงค์และอุปทานในตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืม ซึ่งมีความเชื่อมโยงกับอุปสงค์และอุปทานในตลาดพันธบัตรที่เป็นตัวกำหนดราคาพันธบัตร ซึ่งอัตราผลตอบแทนและราคาของพันธบัตรนั้นมีความสัมพันธ์เชิงผกผันกัน ทั้งนี้ การเปลี่ยนแปลงของอุปสงค์และอุปทานของตลาดพันธบัตรและตลาดเงินทุนสำหรับการกู้ยืมดังกล่าวขึ้นอยู่กับปัจจัยต่างๆ ดังที่ได้กล่าวไว้ในส่วนของแนวคิดทฤษฎี ซึ่งในการศึกษาถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง ได้มีการพิจารณาทั้งปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในประเทศและภายนอกประเทศ โดยสามารถสรุปได้ดังนี้

ปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในประเทศ แบ่งเป็น

1. ดัชนีฟ็องเศรษฐกิจ (CEI) เป็นตัวแปรแทนปัจจัยด้านความมั่งคั่ง เช่นเดียวกับงานวิจัยของ วิมลสิน (2552)
2. ดัชนีราคาผู้บริโภค โภคภัณฑ์ (CPI) เป็นตัวแปรแทนปัจจัยด้านอัตราเงินเฟ้อ เช่นเดียวกับงานวิจัยของ ชิริยุทธ์ (2548)
3. สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) เป็นตัวแปรแทนปัจจัยด้านสภาพคล่องในตลาดเงิน เช่นเดียวกับงานวิจัยของ ชิริยุทธ์ (2548)

4. ดัชนีราคาหลักทรัพย์50 (SET) เป็นตัวแปรแทนด้านอัตราผลตอบแทนที่คาดหวังของ
หลักทรัพย์อื่นๆ เช่นเดียวกับงานวิจัยของธีรยุทธ์ (2548)

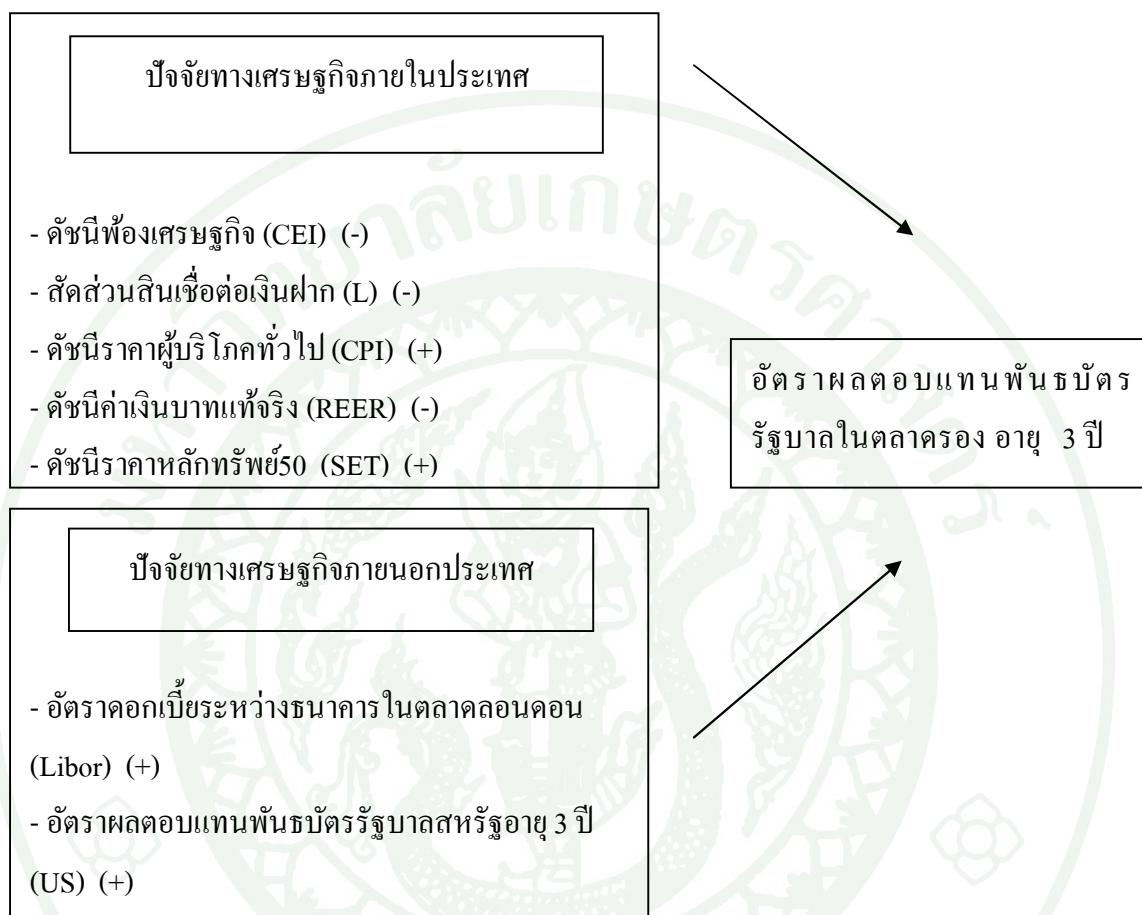
5. อัตราแลกเปลี่ยน เช่นเดียวกับงานวิจัยของ Nina Budina และ Tzvetan Mantchev (2000)
แต่ในการศึกษาครั้งนี้ จะใช้ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER) แทน อัตราแลกเปลี่ยน (บาท/ดอลลาร์
สหรัฐ) เนื่องจากดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง เป็นดัชนีค่าเงินที่เหมาะสมมากกว่าอัตรา แลกเปลี่ยน (บาท/
ดอลลาร์สหรัฐ) เพราะได้คำนึงถึงค่าเงินบาทโดยเปรียบเทียบกับค่าเงินทุกสกุลที่สำคัญ ทั้งคู่ค่าและ
คู่แข่งที่ไม่เฉพาะสหรัฐ (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2555)

ปัจจัยทางเศรษฐกิจภายนอกประเทศ แบ่งเป็น

1. อัตราผลตอบแทนพันธบัตรของรัฐบาลสหรัฐ (US) เป็นตัวแปรแทนปัจจัยต่างประเทศ
เช่นเดียวกับงานวิจัยของนิพัทธ์ (2548)

2. อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (LIBOR) เป็นอัตราดอกเบี้ยหนึ่งที่สำคัญในการใช้เป็นอัตรา
ดอกเบี้ยอ้างอิงระหว่างประเทศได้ เช่นเดียวกับงานวิจัยของ Pami Dua และ Nishita Raje (2010)

กรอบแนวคิดในการวิจัย



ภาพที่ 10 กรอบแนวคิดในการวิจัย

ที่มา: จากการเรียบเรียง

สมมติฐานในการวิจัย

ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาศึกษาในครั้งนี้ เป็นปัจจัยที่ได้จากแนวคิดทฤษฎีและการตรวจสอบเอกสาร ซึ่งจากภาพที่ 10 กรอบแนวคิดในการวิจัย แสดงให้เห็นถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี จากการตั้งสมมติฐานตามทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง สามารถสรุปสมมติฐานในการวิจัย ดังนี้

ดัชนีฟ็องเศรษฐกิจ (CEI) เป็นตัวแปรที่สะท้อนถึงภาวะเศรษฐกิจ ซึ่งหากภาวะเศรษฐกิจดี ย่อมแสดงถึงการที่ประชาชนมีความมั่งคั่งที่เพิ่มขึ้น ความสามารถในการออมเพิ่มขึ้น ซึ่งในที่นี้สมมติให้เลือกออมผ่านพันธบัตรรัฐบาล โดยเมื่อมีการซื้อพันธบัตรรัฐบาลมากขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนลดลง สรุป ดัชนีฟ็องเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ

ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI) เป็นตัวแปรที่สะท้อนถึงระดับภาวะเงินเฟ้อ ซึ่งหากมีการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อว่าจะสูงขึ้นจะส่งผลให้มูลค่าทางกายภาพสูงขึ้น เช่น ที่ดิน บ้าน นักลงทุนย่อมให้ความสนใจกับการลงทุนในพันธบัตรลดลง (ลงทุนทางกายภาพมากขึ้น) ซึ่งจะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนเพิ่มขึ้น สรุปดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ

ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER) ภายใต้เศรษฐกิจที่มีการเปิดเสรีทางการเงิน นักลงทุนจึงต้องคำนึงถึงความเสี่ยงในด้านอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งหากดัชนีค่าเงินบาทสูงขึ้นเมื่อเทียบกับสกุลเงินต่างๆ จะส่งผลให้นักลงทุนต่างชาติได้กำไรสูงขึ้นเมื่อมีการขายและแลกเปลี่ยนบาทเป็นเงินสกุลใดสกุลหนึ่งของนักลงทุน ซึ่งหากเป็นเช่นนั้นนักลงทุนจะเข้ามาลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลมากขึ้น ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯลดลง สรุป ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริงมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ

สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) เป็นตัวแปรที่สะท้อนถึงสภาพคล่องในตลาดเงิน ซึ่งหากมีสัดส่วนที่สูง แสดงว่าธนาคารมีการขยายการปล่อยสินเชื่อทำให้มีปริมาณเงินในตลาดเงินเพิ่มขึ้น ส่งผลให้ประชาชนมีเงินลงทุนมากขึ้น ซึ่งในที่นี้สมมติให้นำเงินลงทุนในพันธบัตรรัฐบาล โดยเมื่อมีการซื้อพันธบัตรรัฐบาลมากขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนลดลง สรุป สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝากมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ

อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) เป็นอัตราดอกเบี้ยที่ตลาดเงินของโลกใช้เป็นฐานในการกำหนดอัตราดอกเบี้ยอ้างอิงระหว่างประเทศได้ ดังนั้น จึงคาดว่า อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอนมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ

ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET) เป็นตัวแปรที่สะท้อนถึงอัตราผลตอบแทนที่คาดหวังของสินทรัพย์อื่นๆ ซึ่งหากดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 ปรับตัวสูงขึ้น ย่อมทำให้นักลงทุนสนใจที่จะลงทุนในตราสารทุนมากขึ้น โดยเลือกลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลลดลง ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนฯเพิ่มขึ้น สรุป ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ

อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯ 3 ปี (US) ในการเลือกลงทุนระหว่างพันธบัตรรัฐบาลไทยกับสหรัฐฯ แม้ว่าจะทดแทนกันได้ไม่สมบูรณ์ แต่เมื่อใดที่อัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ ปรับตัวลดลง ย่อมส่งผลให้นักลงทุนส่วนหนึ่งเลือกลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลไทยเพิ่มขึ้น ซึ่งจะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนลดลงฯ สรุปอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯ 3 ปี มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรฯ

บทที่ 3

วิธีการวิจัย

การเก็บรวบรวมข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิ มีลักษณะข้อมูลอนุกรมเวลา จัดเก็บข้อมูลเป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนกันยายน พ.ศ. 2542 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 ข้อมูลที่ใช้ในการวิเคราะห์ ได้แก่ อัตราผลตอบแทนเฉลี่ยรายเดือนของพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก ดัชนีพ้องเศรษฐกิจ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน 6 เดือน (LIBOR) ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี

แหล่งที่มาของข้อมูล

1. ข้อมูลจากธนาคารแห่งประเทศไทย ได้แก่ อัตราผลตอบแทนเฉลี่ยรายเดือนของพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครอง (GY) สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) ดัชนีพ้องเศรษฐกิจ (CEI) อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน 6 เดือน (LIBOR) ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER)
2. ข้อมูลจากตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ได้แก่ ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET)
3. ข้อมูลจากสำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI)
4. ข้อมูลจากกระทรวงการคลังสหรัฐอเมริกา (U.S. Department Of The Treasury) ได้แก่ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US)
5. ข้อมูลทางเศรษฐกิจอื่นที่สำคัญ รวบรวมจากวารสารและเอกสาร ธนาคารแห่งประเทศไทย สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย

วิธีการวิเคราะห์ข้อมูล

การศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง แบ่งการวิเคราะห์ข้อมูลได้ดังนี้

ตามวัตถุประสงค์ข้อที่ 1 การศึกษาถึงสภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทย และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2555 ซึ่งเป็นการวิเคราะห์ข้อมูลในเชิงพรรณนา (Descriptive Analysis) โดยใช้กราฟและตารางประกอบการบรรยาย

ตามวัตถุประสงค์ข้อที่ 2 การศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง อายุ 3 ปี ในช่วง ก.ย.42-ธ.ค.55 และตามวัตถุประสงค์ข้อที่3 เปรียบเทียบผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ใน 2 ช่วงเวลา คือ หลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 ตั้งแต่ ก.ย. 42 - ก.ค. 50 กับ หลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม ตั้งแต่ ส.ค. 50 - ธ.ค. 55 เป็นการวิเคราะห์ข้อมูลในเชิงปริมาณ (Quantitative Analysis) โดยใช้วิธีการทางเศรษฐมิติ กล่าวคือ ในลำดับแรกทำการทดสอบอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Unit Root Test) เพื่อศึกษาถึงความมีเสถียรภาพของข้อมูล (Stationary) และเมื่อได้ตัวแปรที่มีลักษณะ Stationary จึงนำตัวแปรดังกล่าวมาทำการทดสอบ Granger Causality Test เพื่อศึกษาความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลของตัวแปร จากนั้นนำตัวแปรทางเศรษฐกิจที่พบว่าเป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล มาทำการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) เพื่อศึกษาถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง โดยมีรายละเอียดของขั้นตอนในการวิเคราะห์ดังนี้

1. การทดสอบ Unit Root Test

การทดสอบหา Unit root เป็นการทดสอบตัวแปรแต่ละตัวที่ทำการศึกษามีลักษณะ stationary หรือไม่ เนื่องจากข้อมูลที่มีลักษณะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา มักมีความไม่นิ่งของข้อมูล (non-stationary) ซึ่งหากนำข้อมูลดังกล่าวมาใช้ในการวิเคราะห์จะทำให้เกิดความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious relationship) โดยในการศึกษาครั้งนี้จะทำการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey Fuller Test หรือ ADF Test โดยมีสมการพื้นฐานดังนี้ (Gujarati, 2003)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

โดยที่ β_1	คือ ค่าคงที่
β_2	คือ สัมประสิทธิ์ของแนวโน้มเวลา
t	คือ แนวโน้มเวลา
δ	คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรล่าช้า
m	คือ จำนวน Lag
ε_t	คือ ค่าความคลาดเคลื่อน
$\sum_{i=1}^m Y_{t-i}$	คือ ตัวแปร Lagged value of first difference

สำหรับการหาค่า Lag ที่เหมาะสม (Optimal Lag) ในการทดสอบ Unit Root จะพิจารณาจากค่าสถิติ Akaike Info Criterion (AIC) ที่ต่ำสุด โดยการทดสอบ Lag Difference แล้วทำการประมาณค่าเพื่อทดสอบสมมติฐานหลัก

โดยมีสมมติฐานในการทดสอบดังนี้

$H_0 : \delta = 0$ (เกิด Unit Root หรือ Non-Stationary)

$H_a : \delta < 0$ (Stationary)

ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่าตัวแปรมีลักษณะ Stationary แต่หากยอมรับสมมติฐานหลักแสดงว่าข้อมูลมีลักษณะ Non - Stationary ดังนั้น จึงควรนำข้อมูลดังกล่าวจัดให้อยู่ในรูปผลต่าง (Difference) จนกว่าจะได้ข้อมูลที่ปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือ มีลักษณะ Stationary

2. การทดสอบ Granger Causality Test

การทดสอบ Granger Causality Test เป็นการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล เพื่อศึกษาว่าตัวแปรใดเป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงในอีกตัวแปรหนึ่ง ซึ่งการทดสอบในครั้งนี้จะทำการทดสอบด้วย Multivariate Granger Causality เพื่อให้ได้ความล่าช้าที่เหมาะสม (Optimal Lag) ในการนำไปทดสอบสมมติฐานหลัก โดยพิจารณาจากค่าสถิติ Akaike Info Criterion (AIC) ที่ต่ำสุด

โดยสมมติให้มีตัวแปรอนุกรมเวลา 2 ตัวแปร คือ X และ Y โดยมีสมมติฐานหลักในการทดสอบ แบ่งเป็น 2 กรณี (Gujarati, 2003) ดังนี้

H_0 : X ไม่ได้เป็นสาเหตุของ Y (X does not Granger Cause Y)

H_a : Y ไม่ได้เป็นสาเหตุของ X (Y does not Granger Cause X)

จากตัวแปรดังกล่าวสามารถนำมาเขียนเป็นสมการถดถอย โดยแบ่งเป็นสมการถดถอยที่มีข้อจำกัด (Retricted Regresssion) และไม่มีข้อจำกัด (Unretricted Regresssion) ภายใต้การทดสอบเพื่อพิสูจน์สมมติฐานหลัก ได้ดังนี้

2.1 การทดสอบ X เป็นสาเหตุของ Y หรือไม่

- สมการถดถอยที่มีข้อจำกัด

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-1} + U_t$$

- สมการถดถอยที่ไม่มีข้อจำกัด โดยใช้ข้อมูลในอดีตของ X มาพิจารณาเพิ่มเติม

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-1} + U_t$$

2.2 การทดสอบ Y เป็นสาเหตุของ X หรือไม่

- สมการถดถอยที่มีข้อจำกัด

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-1} + U_t$$

- สมการถดถอยที่ไม่มีข้อจำกัด โดยใช้ข้อมูลในอดีตของ Y มาพิจารณาเพิ่มเติม

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-1} + U_t$$

ทั้งนี้ในการพิจารณาว่า X เป็นสาเหตุของ Y หรือ Y เป็นสาเหตุของ X หรือไม่นั้น สามารถพิจารณาได้จากค่า F-statistic test ซึ่งหากพบว่ามีความสูงกว่าค่าวิกฤติ ($\text{Prob} < \alpha$) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก H_0 ซึ่งหมายความว่า X ไม่ได้เป็นสาเหตุของ Y หรือ Y ไม่ได้เป็นสาเหตุของ X ตามลำดับ โดยค่า F-statistic สามารถคำนวณได้ดังนี้

$$F_{m,(n-k)} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)}$$

โดยที่ : RSS_R คือ ผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองของสมการที่มีข้อจำกัด (Restricted Regression)

RSS_{UR} คือ ผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองของสมการที่ไม่มีข้อจำกัด (Unrestricted Regression)

3. การทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares)

จากการทดสอบ Granger Causality จะทำให้ทราบว่าตัวแปรใดที่มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง จากนั้นนำตัวแปรดังกล่าวมาใช้ในการทดสอบด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด เพื่อศึกษาถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง โดยมีรูปแบบสมการดังนี้

$$GY = \beta_0 + \beta_1 CEI + \beta_2 CPI + \beta_3 L + \beta_4 LIBOR + \beta_5 REER + \beta_6 SET + \beta_7 US + \epsilon_t$$

โดยที่	GY	คือ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง
	CEI	คือ ดัชนีฟองเศรษฐกิจ
	CPI	คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป
	L	คือ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก
	LIBOR	คือ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน
	REER	คือ ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง

SET	คือ ดัชนีราคาหลักทรัพย์50
US	คือ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ
$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$	คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร
ϵ	คือ ค่าความคลาดเคลื่อนในแบบจำลอง



บทที่ 4

สภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทยและอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทย ในตลาดรอง

การศึกษาในบทนี้ มุ่งเน้นการศึกษาที่แบ่งออกเป็นสองส่วน โดยส่วนแรก ศึกษาถึงสภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทย ซึ่งประกอบด้วย ลักษณะของตลาดตราสารหนี้ไทย การลงทุนในตลาดตราสารหนี้ไทย และบทบาทของตลาดตราสารหนี้ในการพัฒนาระบบการเงินของไทย และในส่วนที่สอง ศึกษาถึงการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทย อายุ 3 ปี ในตลาดรอง พ.ศ. 2542 - 2555

สภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทย

1. ลักษณะของตลาดตราสารหนี้ไทย

ตลาดตราสารหนี้ คือ สถานที่ที่ผู้ซื้อและผู้ขายตกลงทำการซื้อและขายตราสารหนี้ โดยหลักทรัพย์ที่ทำการซื้อขายในตลาดตราสารหนี้ อันประกอบด้วย ตราสารที่แสดงถึงสถานภาพความเป็นหนี้ แบ่งเป็นตราสารที่มีอายุครบกำหนดระยะสั้น (1 - 3 ปี) ระยะปานกลาง (3 - 5 ปี) และระยะยาว (5 ปีขึ้นไป) โดยมีบริษัทเอกชนและรัฐบาลเป็นผู้ออกจำหน่าย ซึ่งตลาดตราสารหนี้จะเป็นตลาดที่มีลักษณะแบบ Over the counter (OTC) กล่าวคือ ไม่จำเป็นต้องมีสถานที่ในการตกลงทำการซื้อขายด้วยตนเองและไม่มีการกำหนดเวลาซื้อขายเปิดปิดที่แน่นอน การซื้อขายตราสารหนี้สามารถตกลงทำซื้อขายกันเองระหว่างนักลงทุนหรืออาจซื้อขายกับผู้ค้าหนี้ ซึ่งในปัจจุบันช่องทางหลักที่ใช้ในการติดต่อซื้อขายตราสารหนี้ คือ โทรศัพท์ โดยติดต่อผ่านบริษัทผู้ค้าตราสารหนี้ (Dealer) ที่ผ่านการได้รับใบอนุญาตจากสำนักงาน ก.ล.ด. ทั้งนี้ในส่วนของผู้ค้าที่เป็นสถาบันการเงิน ต้องเป็นสมาชิกสมาคมตลาดตราสารหนี้แห่งประเทศไทย (Thai BMA)

2. การลงทุนในตลาดตราสารหนี้ไทย

การลงทุนในตลาดตราสารหนี้ไทย แบ่งออกเป็น 2 ประเภท ได้แก่ ตลาดแรกและตลาดรอง โดยรายละเอียด ดังนี้

- การลงทุนในตลาดแรก คือ การซื้อขายตราสารหนี้ที่มีการออกจำหน่ายเป็นครั้งแรกในตลาด โดยการออกตราสารหนี้สามารถแบ่งออกเป็นกระบวนการออกพันธบัตรรัฐบาลและรัฐวิสาหกิจ รวมถึงกระบวนการออกหุ้นกู้ ในการศึกษาครั้งนี้ จะมุ่งเน้นอธิบายเฉพาะกระบวนการออกพันธบัตรรัฐบาล โดยมีรัฐบาลหรือกระทรวงการคลังเป็นผู้ออก ซึ่งการซื้อขายที่เกิดในตลาดแรกนั้น จะใช้วิธีการประมูลที่จัดขึ้นโดยธนาคารแห่งประเทศไทย ภายใต้การประมูลแบบแข่งขันราคา ซึ่งผู้ประมูลจะเสนอราคาที่ต้องการในรูปของอัตราผลตอบแทน (Yield) จากนั้นเมื่อปิดการประมูล ผู้ที่เสนออัตราผลตอบแทนต่ำที่สุด หรือ ให้ราคาสูงที่สุด จะเป็นผู้ที่ได้รับการจัดสรรพันธบัตรรุ่นนั้นเป็นลำดับแรก โดยการจัดสรรจะเรียงลำดับจากผู้ประมูลที่เสนออัตราผลตอบแทนจากต่ำที่สุดไปยังสูงที่สุดตามลำดับ จนกระทั่งพันธบัตรที่ได้รับการจัดสรรมียอดรวมครบตามปริมาณของพันธบัตรที่ทำการออกจำหน่ายในครั้งนั้น

- การลงทุนในตลาดรอง คือ การซื้อขายตราสารหนี้ที่ผ่านการซื้อขายในตลาดแรกเรียบร้อยแล้ว โดยผู้ขายมิใช่ผู้ที่ออกตราสาร แต่เป็นผู้ลงทุนที่ถือตราสารนั้นอยู่เดิม และมีความต้องการขายตราสารนั้น ซึ่งในการซื้อขายตราสารหนี้ดังกล่าว ผู้ซื้อและผู้ขายสามารถกระทำการซื้อขายได้ 2 แบบ คือ การซื้อขายแบบ OTC และ การซื้อขายผ่านระบบของตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (อัญญา, 2546) ทั้งนี้ ในการลงทุนสำหรับประชาชนรายย่อยที่มีวงเงินในการซื้อขายที่ไม่สูงนัก การลงทุนแต่ละครั้งควรทำการตรวจสอบเงื่อนไขการจำหน่ายของสถาบันการเงินแต่ละแห่งก่อน เพราะอาจมีการกำหนดวงเงินหรือเงื่อนไขในการจำหน่ายที่ไม่เท่ากัน (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2556)

3. บทบาทของตลาดตราสารหนี้ในการพัฒนาระบบการเงินของไทย สามารถสรุปได้ ดังนี้ (ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย, 2556)

- ส่วนประกอบสำคัญของโครงสร้างการเงินของประเทศ ทั้งหน่วยงานภาครัฐและเอกชนของไทย มักระดมเงินทุนผ่านการกู้ยืมจากธนาคารพาณิชย์ ทั้งในและต่างประเทศเป็นส่วนใหญ่ หากระบบธนาคารพาณิชย์ไม่สามารถทำหน้าที่เป็นตัวกลางทางการเงินในการให้กู้ยืมแก่ธุรกิจที่ต้องการเงินทุนได้อย่างสมบูรณ์ ย่อมส่งผลกระทบต่อผลการดำเนินงานของธุรกิจและระบบเศรษฐกิจโดยรวมได้ ดังนั้น ตลาดตราสารหนี้จึงได้พัฒนาขึ้นและมีบทบาทสำคัญในตลาดการเงินไทย ในฐานะเป็นช่องทางหนึ่งในการระดมทุนสำหรับหน่วยงานภาครัฐและเอกชน

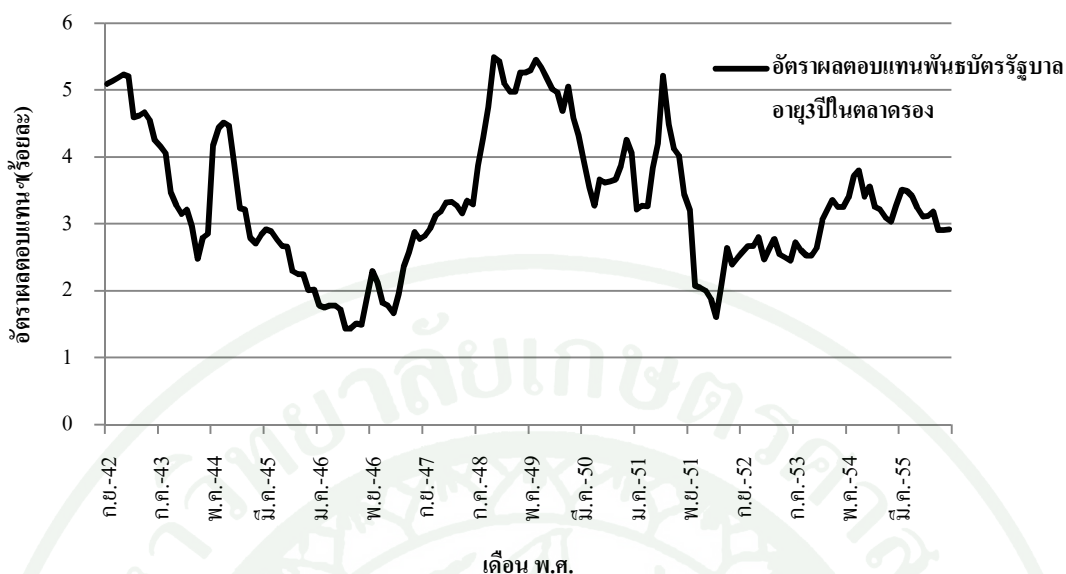
- รัฐบาลสามารถใช้พันธบัตรรัฐบาล เป็นเครื่องมือในการบริหารนโยบายการเงินโดยการควบคุมระดับอัตราดอกเบี้ย และปริมาณเงินที่หมุนเวียนในตลาดได้ โดยผ่านกระบวนการซื้อขายพันธบัตรกับคู่ค้าที่ธนาคารแห่งประเทศไทยเป็นผู้จัดตั้ง

- สำหรับสถาบันการเงินที่มีใบอนุญาตเป็นตัวแทนจำหน่ายหลักทรัพย์ และเป็นທີ່ปรึกษาทางการเงินให้บริษัทที่ออกหุ้นกู้ จะสามารถสร้างรายได้จากค่าธรรมเนียมได้ และหากทำการลงทุนในหุ้นกู้นั้นไว้เอง ก็จะช่วยให้สถาบันมีสภาพคล่องและความยืดหยุ่นมากขึ้นหากเปรียบเทียบกับกรณีไม่มีสภาพคล่องในการให้กู้ยืมโดยตรง

- สำหรับนักลงทุนประเภทสถาบัน และบุคคลธรรมดา การขยายตัวของตลาดตราสารหนี้ จะช่วยให้นักลงทุนมีทางเลือกในการออมเงินตามความต้องการที่หลากหลายมากขึ้น

ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรองในช่วงปี พ.ศ. 2542 - 2555

สำหรับภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปีในตลาดรอง ตั้งแต่ในช่วงเดือนกันยายน พ.ศ.2542 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ.2555 (ภาพที่ 11) จะเห็นได้ว่า อัตราผลตอบแทนดังกล่าวมีการเปลี่ยนแปลงขึ้นลงตามสถานการณ์ทางเศรษฐกิจ ซึ่งเป็นที่น่าสนใจว่า การเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนที่เกิดขึ้นในแต่ละปีนั้น มีสาเหตุมาจากปัจจัยใด ดังที่จะได้ศึกษาในลำดับต่อไป

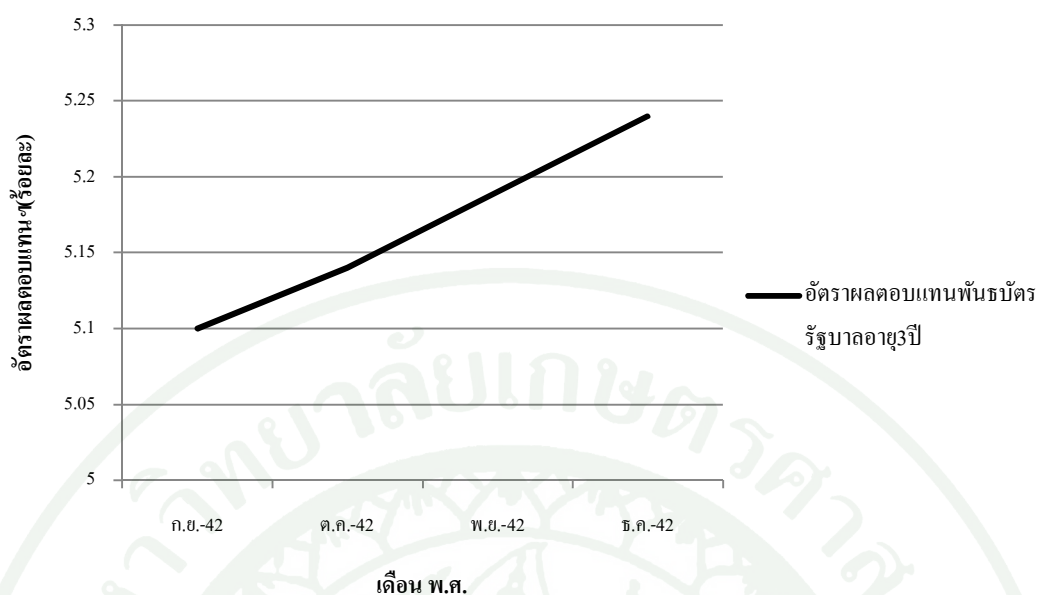


ภาพที่ 11 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2542 - 2555
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2555)

1. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2542

ในปี พ.ศ. 2542 ถือเป็นปีในการฟื้นตัวของตลาดตราสารหนี้ทั้งในตลาดแรกและตลาดรอง นับตั้งแต่การเกิดวิกฤตการณ์ทางเศรษฐกิจปี 40 โดยจากรายงานการซื้อขายจากผู้ค้าตราสารหนี้ที่เป็นสมาชิกของศูนย์ซื้อขายตราสารหนี้ฯ ซึ่งเป็นรายการที่เกิดขึ้นระหว่างสมาชิกผู้ค้าตราสารหนี้ด้วยกัน และระหว่างสมาชิกผู้ค้าตราสารหนี้กับลูกค้าหรือผู้ค้าตราสารหนี้ที่ไม่เป็นสมาชิกของศูนย์ พบว่า ปริมาณการซื้อขายในตลาดรองของตราสารหนี้มีปริมาณการซื้อขายรวมทั้งสิ้น 431,197.07 ล้านบาท โดยพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขายสูงสุดเป็นจำนวน 341,084.17 ล้านบาท

สำหรับอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี ในตลาดรอง พบว่า ลดลงตั้งแต่ในช่วงต้นปีอย่างต่อเนื่องและได้ปรับตัวเพิ่มขึ้นภายหลังจากไตรมาสที่ 3 จากการปรับตัวเพิ่มขึ้นของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรดังกล่าว เนื่องจากนักลงทุนมีความกังวลต่อการปรับตัวของอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินที่จะเกิดในช่วงปลายปีมากขึ้น ส่งผลให้มีการเทขายพันธบัตรรัฐบาลโดยเฉพาะพันธบัตรระยะสั้น ซึ่งส่งผลให้อัตราผลตอบแทนปรับตัวสูงขึ้น ดังภาพที่ 12 ที่แสดงให้เห็นถึงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ตั้งแต่เดือนกันยายนถึงเดือนธันวาคม (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2542) ที่ได้มีการปรับสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง



ภาพที่ 12 อัตราผลตอบแทนพันธุ์กล้วยไม้ไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2542

หมายเหตุ: มีการปรับการคำนวณอัตราผลตอบแทนพันธุ์กล้วยไม้ใหม่โดยเริ่มตั้งแต่

เดือนกันยายน พ.ศ.2542

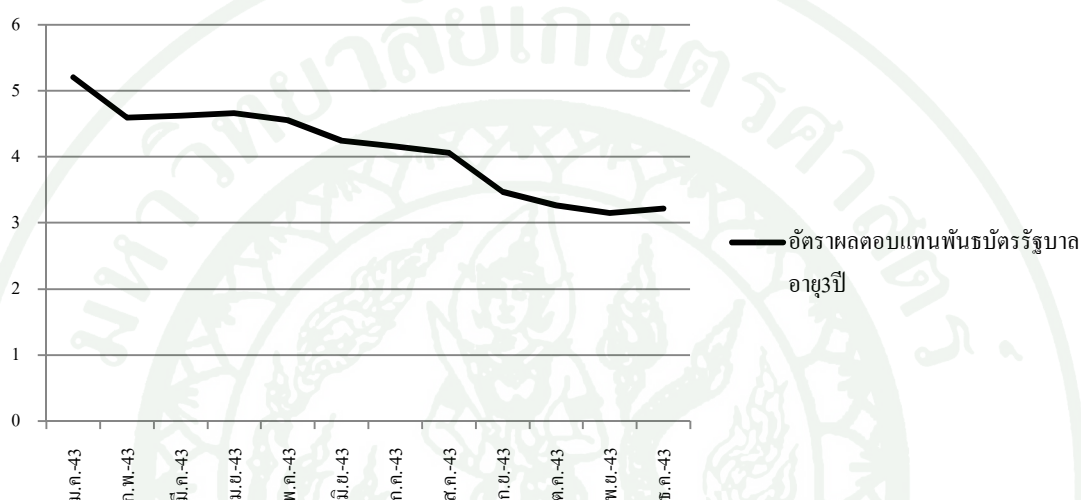
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2542)

2. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธุ์กล้วยไม้ไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2543

ในปีพ.ศ. 2543 ภาวะเศรษฐกิจโดยรวมมีการฟื้นตัวต่อเนื่องจากปี พ.ศ. 2542 การเคลื่อนไหวของตลาดตราสารหนี้มีความคึกคักทั้งในตลาดแรกและตลาดรอง โดยในตลาดรองมีปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้เพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2542 ร้อยละ 214.73 และมีปริมาณการซื้อขายทั้งสิ้น 1,357,121.27 ล้านบาท โดยพันธุ์กล้วยไม้เป็นตราสารหนี้ที่มีปริมาณการซื้อขายสูงที่สุด 1,027,781 ล้านบาท หรือคิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 75.73 จากปริมาณซื้อขายทั้งหมด

จากรายงานของสมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย พบว่า อัตราผลตอบแทนพันธุ์กล้วยไม้ไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรองลดลงนับตั้งแต่ต้นปีและต่อเนื่องมาจนถึงปีเนื่องจากได้มีการปรับลดอัตราดอกเบี้ยหลายครั้งเพื่อกระตุ้นเศรษฐกิจ และเมื่อพิจารณาภาพที่ 13 จะพบว่า อัตราผลตอบแทนมีการเคลื่อนไหวลดลงค่อนข้างแรงในช่วงต้นปี เนื่องจากการคาดการณ์ทิศทางของอัตราดอกเบี้ยที่คาดว่าจะปรับตัวลดลง ส่งผลให้นักลงทุนซื้อพันธุ์กล้วยไม้มากขึ้นเนื่องจากเมื่ออัตราดอกเบี้ยลด จะทำให้ราคาพันธุ์กล้วยไม้สูงขึ้น ทั้งนี้ เมื่อเปรียบเทียบอัตราผลตอบแทนพันธุ์กล้วยไม้ทุกช่วงอายุ ณ สิ้นปี

พ.ศ. 2543 กับ ณ สิ้นปี พ.ศ. 2542 พบว่า อัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลทุกช่วงอายุปรับตัวลดลง 92-251 bp. โดยอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี ซึ่งจัดเป็นพันธบัตรที่อยู่ในกลุ่มพันธบัตรระยะสั้น (อายุ 1 -3 ปี) มีการปรับตัวน้อยที่สุด คือ 92-204 bp. ในขณะที่กลุ่มพันธบัตรรัฐบาลระยะกลาง (อายุ 5 – 7 ปี) มีการปรับลดลงมากที่สุด 249-251bp. (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2543)

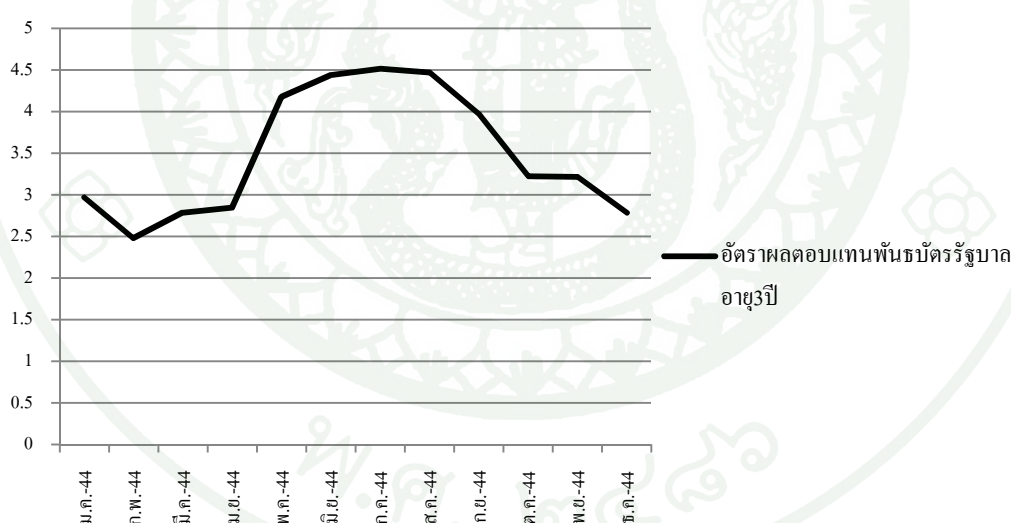


ภาพที่ 13 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2543
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2543)

3. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2544

ในปี พ.ศ. 2544 เศรษฐกิจยังคงอยู่เฉยๆในระดับต่ำและในชะลอตัวลงเล็กน้อยเมื่อเทียบกับปี พ.ศ. 2543 แหล่งเงินทุนภายในประเทศถือเป็นแหล่งสำคัญทั้งต่อภาครัฐและเอกชน เนื่องจากมีต้นทุนการกู้ยืมหรือมีอัตราดอกเบี้ยที่ต่ำกว่าเมื่อเทียบกับต่างประเทศ ทำให้รัฐบาลระดมทุนโดยการออกพันธบัตรเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับปีที่ผ่านมา ส่งผลให้ตลาดตราสารหนี้ไทยยังคงมีแนวโน้มเติบโตทั้งในตลาดแรกและตลาดรอง โดยปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ในตลาดรอง มีปริมาณการซื้อขายรวมทั้งสิ้น 1,592.22 พันล้านบาท ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปีพ.ศ.2543 ร้อยละ 17.32 โดยพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขายสูงที่สุดถึง 916.47 พันล้านบาท หรือร้อยละ 57.56จากปริมาณการซื้อขายทั้งหมด แต่เมื่อเทียบกับปริมาณการซื้อขายในปีพ.ศ.2543 พบว่าลดลงถึง 1,027.78 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 75.73 (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2544)

สำหรับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง (ภาพที่ 14) มีการปรับลดลงอย่างรวดเร็วในช่วง 2 เดือนแรก อันเป็นผลจากการนำลงทุนกลุ่มต่างๆเข้ามาลงทุนในระยะสั้น ซึ่งต่อมาได้มีการปรับตัวสูงขึ้นในเดือนมีนาคม เนื่องจากการเร่งเทขายและภาวะตื่นตระหนกของนักลงทุน และปรับตัวสูงขึ้นอย่างรุนแรงในช่วงปลายเดือนพฤษภาคม เนื่องจากการเปลี่ยนผู้ว่าการธนาคารแห่งประเทศไทย และส่งผลให้การปรับตัวเพิ่มขึ้นในลักษณะผันผวน เพราะความไม่แน่ใจของนักลงทุน อย่างไรก็ตามในช่วงปลายเดือนกันยายนจนถึงสิ้นปี จะเห็นได้ว่าอัตราผลตอบแทนมีการปรับตัวลดลงอย่างต่อเนื่อง เนื่องด้วยการเกิดเหตุการณ์ก่อวินาศกรรมในสหรัฐอเมริกาส่งผลต่อการชะลอตัวของเศรษฐกิจโลก เพราะก่อให้เกิดความไม่มั่นใจในสถานการณ์และทิศทางของตลาดการเงิน ซึ่งทำให้ผู้นำทางการเงินชั้นนำระหว่างประเทศทั้งสหรัฐอเมริกา ยุโรป และเอเชีย ได้ร่วมมือกันปกป้องเศรษฐกิจและตลาดการเงินของโลก โดยประกาศผ่อนคลายนโยบายการเงินและนโยบายการคลัง อันส่งผลให้ท้ายที่สุดอัตราดอกเบี้ยของไทยมีการปรับลดเช่นกัน (โครงการวิจัยเศรษฐกิจและการเงินแห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2544) ดังนั้น จึงสรุปได้ว่าอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลในปีนี้อ่อนข้างจะมีความผันผวนที่มาจากทั้งปัจจัยภายในและภายนอกประเทศ



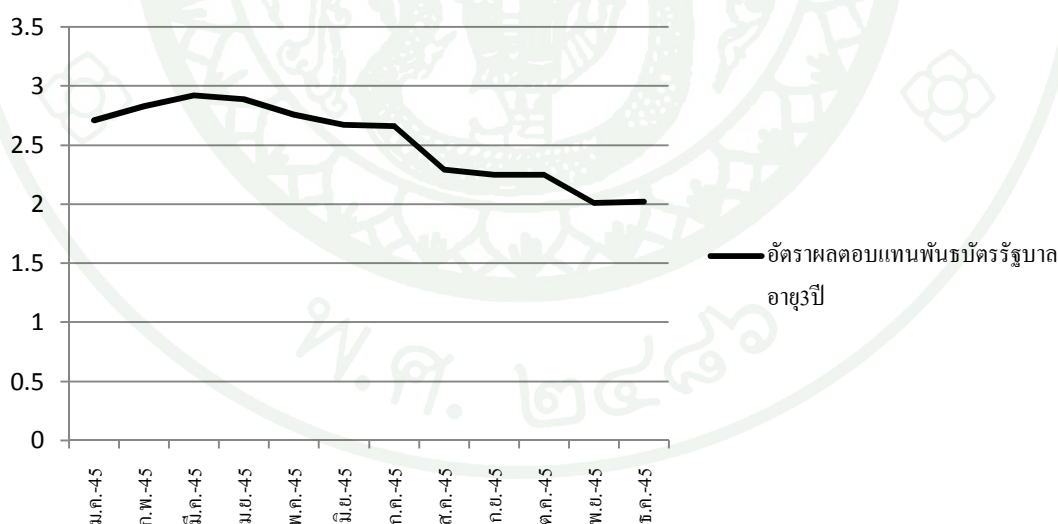
ภาพที่ 14 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปีพ.ศ. 2544

ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2544)

4. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2545

ในปี พ.ศ. 2545 ตลาดตราสารหนี้ในตลาดแรกและตลาดรองยังคงได้รับความสนใจจากนักลงทุน โดยสำหรับปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ในตลาดรอง มีปริมาณซื้อขายทั้งสิ้น 2,145.04 พันล้านบาท ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2544 ร้อยละ 34.72 โดยพันธบัตรรัฐบาลยังคงเป็นตราสารหนี้ที่มีปริมาณการซื้อขายสูงสุดด้วยมูลค่า 1,177.2 พันล้านบาท หรือร้อยละ 54.88 จากปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ในปี พ.ศ. 2545 (ภาพที่ 15) พบว่า ในช่วงเดือนมกราคมถึงเมษายนอัตราผลตอบแทนมีการปรับตัวเพิ่มขึ้น แต่หลังจากเดือนพฤษภาคมเป็นต้นมา อัตราผลตอบแทนกลับมีการปรับตัวลดลง ทั้งนี้ เนื่องมาจาก การปรับลดอัตราดอกเบี้ยของธนาคารพาณิชย์ รวมถึงปัจจัยภายนอก ได้แก่ การคาดการณ์ในส่วนของอัตราดอกเบี้ยเงินเฟ้อของธนาคารกลางของสหรัฐอเมริกา นำมาซึ่งผลที่ทำให้ธนาคารกลางของสหรัฐและธนาคารแห่งประเทศไทยทำการปรับลดอัตราดอกเบี้ย (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2545)



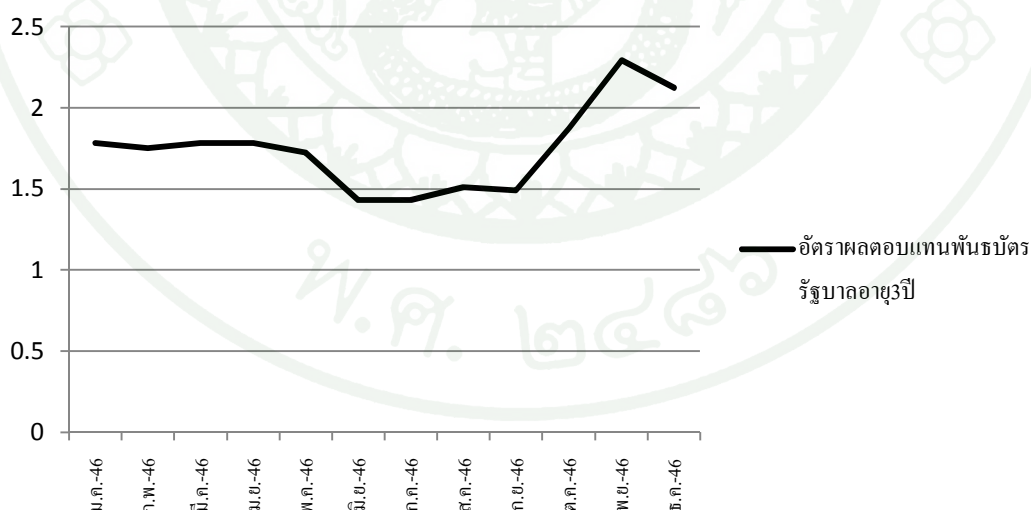
ภาพที่ 15 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปีพ.ศ.2545

ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2545)

5. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2546

ในปี พ.ศ. 2546 ตลาดตราสารหนี้ไทยมีการเติบโตที่ค่อนข้างสูง โดยปริมาณการซื้อขายในตลาดรอง มีปริมาณการซื้อขายทั้งสิ้น 2,606.66 พันล้านบาท ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปีพ.ศ. 2545 ร้อยละ 21.52 ในขณะที่พันธบัตรรัฐบาลยังคงเป็นตราสารหนี้ที่มีปริมาณการซื้อขายสูงที่สุดด้วยมูลค่าการซื้อขาย 1,154.58 พันล้านบาท หรือร้อยละ 44.29 จากปริมาณตราสารหนี้ที่ทำการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับด้านการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ในปี พ.ศ.2546 (ภาพที่ 16) พบว่า อัตราผลตอบแทน ในช่วงเดือนมกราคมถึงกรกฎาคมมีการปรับตัวลดลง เป็นผลจากการตอบสนองกับนโยบายการปรับลดอัตราดอกเบี้ยที่มีการปรับลดค่อนข้างมาก แต่ในช่วงครึ่งปีหลังตั้งแต่เดือนสิงหาคมเป็นต้นไป พบว่า อัตราผลตอบแทนมีการปรับตัวเพิ่มขึ้น เนื่องจากการฟื้นตัวทางเศรษฐกิจภายในประเทศและต่างประเทศ ทำให้มีการคาดการณ์ว่าอัตราดอกเบี้ยจะปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นในระยะเวลายันใกล้ ส่งผลให้นักลงทุนมีความสนใจลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลในกลุ่มอายุระยะสั้นมากขึ้น จึงทำให้อัตราผลตอบแทนในระยะสั้นปรับตัวเพิ่มขึ้น (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2546)



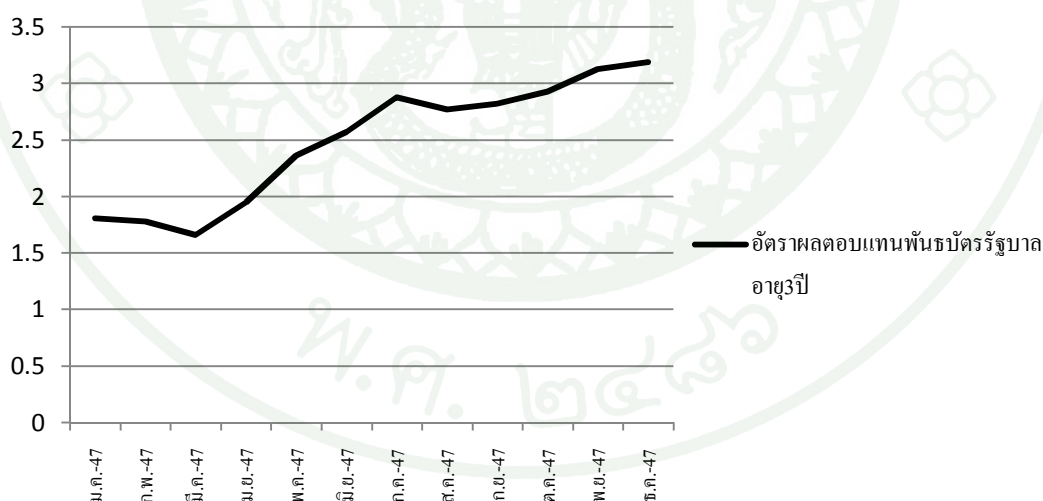
ภาพที่ 16 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปีพ.ศ. 2546

ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2546)

6. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 254

ในปี พ.ศ. 2547 ตลาดตราสารหนี้มีการเติบโตอย่างต่อเนื่อง ในขณะที่การซื้อขายในตลาดรองโดยรวมค่อนข้างเงียบ ซึ่งการซื้อขายส่วนใหญ่จะเน้นไปที่ตราสารภาครัฐ โดยปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ในตลาดรองรวมทั้งสิ้น มีมูลค่าเท่ากับ 2,969.47 พันล้านบาท เพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2546 ร้อยละ 13.92 และมีปริมาณตราสารหนี้ที่มีการซื้อขายสูงที่สุด ได้แก่ พันธบัตรรัฐบาลด้วยมูลค่า 1,054.75 หรือ ร้อยละ 35.52 จากปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง (ภาพที่ 17) พบว่า การเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนโดยรวมในช่วงเดือนมกราคมถึงกรกฎาคมมีแนวโน้มการปรับตัวสูงขึ้น และตั้งแต่เดือนสิงหาคมเป็นต้นมา พบว่าอัตราผลตอบแทนมีการปรับตัวที่ค่อนข้างสูงจนถึงสิ้นปี อันเนื่องมาจากนโยบายการปรับขึ้นอัตราดอกเบี้ยเพื่อตอบรับตามการปรับขึ้นของ Fed Fund Rate และจากการปรับเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อในประเทศ (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2547)



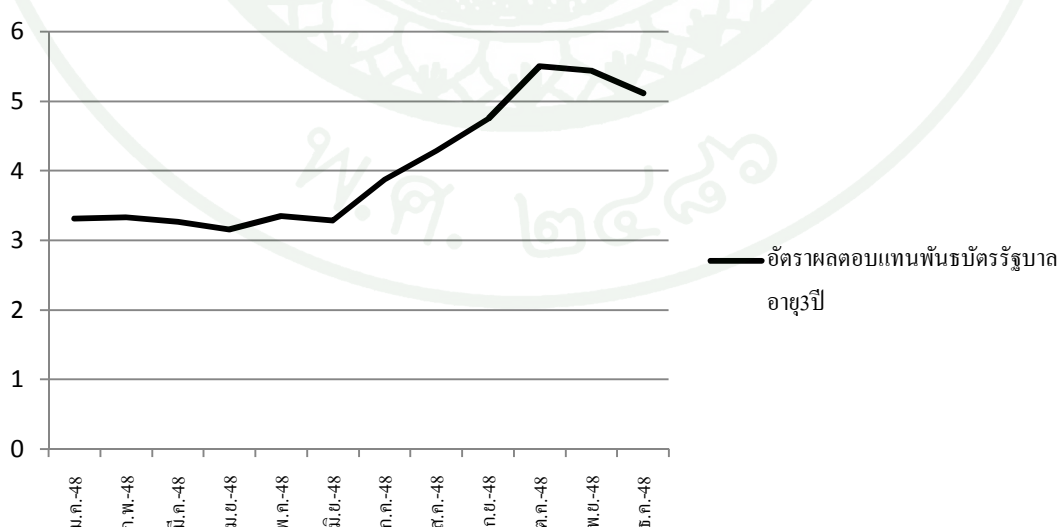
ภาพที่ 17 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปีพ.ศ.2547

ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2547)

7. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2548

ในปี พ.ศ. 2548 ตลาดตราสารหนี้ทั้งในตลาดแรกและตลาดรองมีการเติบโตอย่างต่อเนื่อง จากปี 2547 โดยปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ในตลาดรอง มีปริมาณการซื้อขายทั้งสิ้น 3,884.75 พันล้านบาท เพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ.2547 ร้อยละ 30.82 ซึ่งปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ที่สูงสุด คือ พันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทย ที่มีปริมาณการซื้อขายสูงสุดถึง 1,886 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 49 จากปริมาณตราสารหนี้ที่ทำการซื้อขายทั้งหมด สำหรับพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขายอยู่ที่ 785.06 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 20.21 จากปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ในปี พ.ศ. 2548 (ภาพที่ 18) พบว่า ภายหลังจากช่วงเดือนมิถุนายนเป็นต้นมา อัตราผลตอบแทนปรับตัวเพิ่มสูงขึ้น สาเหตุยังคงเน้นในเรื่องของทิศทางอัตราดอกเบี้ยในประเทศและนอกประเทศที่อยู่ในช่วงขาขึ้น และในปี พ.ศ. 2547 ที่ผ่านมา คณะกรรมการนโยบายการเงิน ได้ปรับอัตราดอกเบี้ย R/P 14 วัน เป็นจำนวนถึง 6 ครั้ง ส่งผลให้นักลงทุนส่วนใหญ่กังวลถึงความไม่แน่นอนของอัตราดอกเบี้ยที่อาจมีการปรับขึ้นอีก ดังนั้น การซื้อขายพันธบัตรรัฐบาลในปีจึงเน้นการลงทุนที่พันธบัตรรัฐบาลที่มีระยะสั้น ซึ่งทำให้ตั้งแต่ในช่วงเดือนตุลาคมจนถึงสิ้นปีมีการปรับตัวลดลง อันเนื่องมาจากอุปสงค์ในพันธบัตรรัฐบาลที่มีมากขึ้น (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2548)

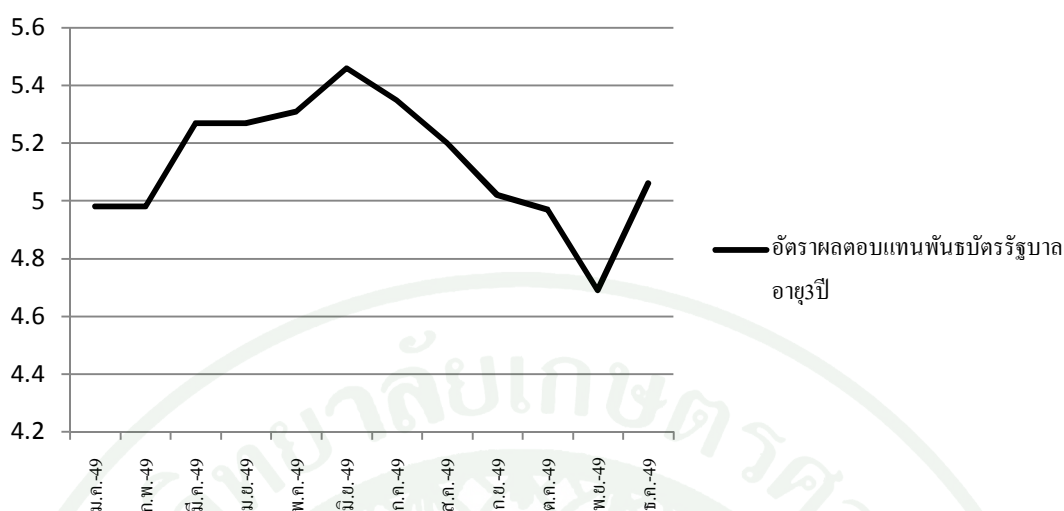


ภาพที่ 18 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2548
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2548)

8. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2549

ในปี พ.ศ. 2549 ตลาดตราสารหนี้ที่เป็นตลาดแรกมีการเติบโตเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2548 ถึง ร้อยละ 62 สำหรับในด้านตลาดรองมีปริมาณการซื้อขายรวมทั้งสิ้นถึง 4,277.50 พันล้านบาท ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2548 ถึง ร้อยละ 51.84 ในขณะที่พันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทยยังคงเป็นตราสารหนี้ที่มีปริมาณการซื้อขายสูงที่สุดด้วยมูลค่า 1,968.20 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 46 จากปริมาณตราสารหนี้ที่ซื้อขายทั้งหมด สำหรับพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขายเพียง 631.12 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 15 จากปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (ภาพที่ 19) พบว่า ในช่วงครึ่งปีแรก ณ สิ้นไตรมาสที่ 2 มีการปรับตัวสูงขึ้น สาเหตุหนึ่งเป็นเพราะนักลงทุนมองว่าอัตราดอกเบี้ยที่เพิ่มขึ้นจากในปี พ.ศ. 2548 เริ่มคงที่และมีแนวโน้มลดลง ทำให้นักลงทุนให้ความสนใจต่อการลงทุนในพันธบัตรที่มีระยะปานกลางและยาวมากขึ้น ทั้งนี้ ภายหลังจากเดือนมิถุนายนถึงเดือนพฤศจิกายน อัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลได้มีการปรับตัวลดลงและปรับลดต่ำสุดในเดือนพฤศจิกายน เนื่องจากปัญหาความไม่แน่นอนทางด้านการเมืองส่งผลกระทบต่อความเชื่อมั่นในการบริโภคและการลงทุน ทำให้นักลงทุนเล็งความเสี่ยงด้วยการลงทุนในตราสารหนี้ระยะสั้น ทั้งนี้ ได้มีการปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นอีกครั้งในเดือนธันวาคม อันเป็นผลจากการประกาศมาตรการสกัดค่าเงินบาท เมื่อวันที่ 19 ธันวาคม พ.ศ. 2549 ดังนั้น จึงสรุปได้ว่า ในการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรดังกล่าวมีสาเหตุสำคัญอยู่สองประการ โดยสาเหตุแรกคือ ผลของการคาดการณ์อัตราดอกเบี้ยในประเทศของปี พ.ศ. 2550 ที่มีแนวโน้มว่าจะลดลง นำมาซึ่งผลของการปรับตัวของอัตราผลตอบแทนตั้งแต่ในช่วงครึ่งปีหลังเริ่มลดลง และสาเหตุที่สอง คือ มาตรการสกัดเงินบาทของธนาคารแห่งประเทศไทย ซึ่งจะเป็นการปิดกั้นไม่ให้นักลงทุนต่างชาติเข้ามาลงทุน ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี มีการปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นอย่างรวดเร็วในเดือนธันวาคม ทำให้อัตราผลตอบแทน ณ สิ้นปีอยู่ที่ ร้อยละ 5.06 ซึ่งมีความใกล้เคียงกับอัตราผลตอบแทนในช่วงปลายปี พ.ศ. 2548 ที่อยู่ในระดับร้อยละ 5.11 (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2549)



ภาพที่ 19 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ.2549

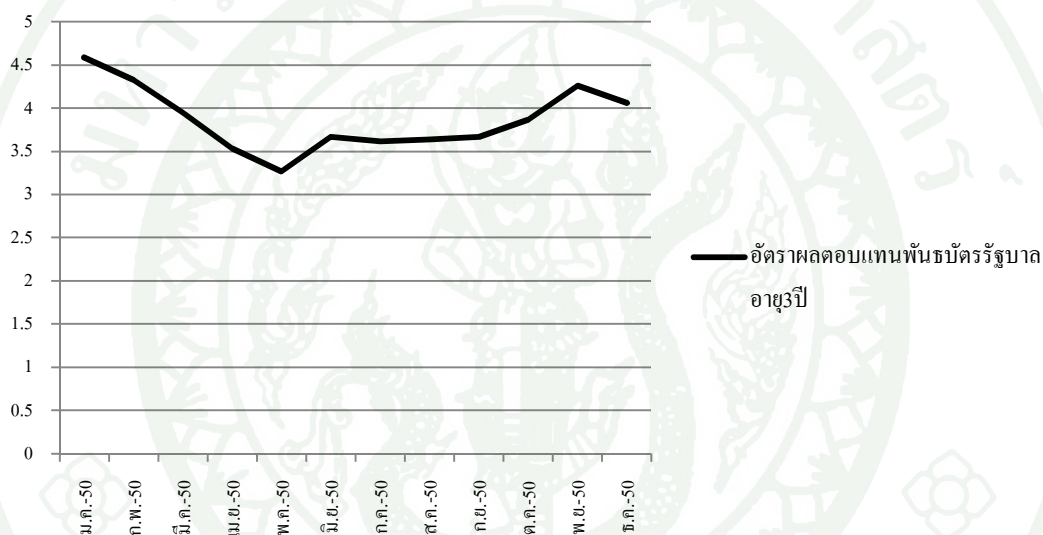
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2549)

9. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2550

ในปี พ.ศ. 2550 ตลาดตราสารหนี้ในตลาดรองมีปริมาณการซื้อขายรวมทั้งสิ้น 10,532.49 พันล้านบาท หรือ เพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2549 ถึง ร้อยละ 146.43 โดยตราสารหนี้ที่มีปริมาณการซื้อขาย สูงที่สุด คือ พันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทย ด้วยมูลค่าถึง 8,406.20 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 79.81 จากปริมาณการซื้อขายทั้งหมด สำหรับพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขายมูลค่า 1,112.26 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 10.56 จากปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (ภาพที่ 20) พบว่า ตั้งแต่ในช่วงเดือนมกราคม ถึง เดือนพฤษภาคมอัตราผลตอบแทนได้มีการปรับลดลง ซึ่งสาเหตุหนึ่งเป็นผลจากการปรับลดอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (RP 1 วัน) เป็นจำนวนถึง 3 ครั้ง ซึ่งหากรวมทั้งปี พบว่า ได้มีการประกาศลดอัตราดอกเบี้ยดังกล่าวถึง 4 ครั้ง ทั้งนี้ สาเหตุของการลดลงของอัตราผลตอบแทนส่วนหนึ่งเป็นผลมาจากปัญหาวิกฤติซับไพรม์ ในสหรัฐอเมริกาที่ส่งผลให้นักลงทุนให้ความสนใจต่อการถือสินทรัพย์ประเภท Safe Heaven มากขึ้น ซึ่งก็คือ การลงทุนในพันธบัตรรัฐบาล โดยจากวิกฤติดังกล่าวทำให้นักลงทุนต่างชาติส่วนหนึ่งเข้ามาลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลไทยมากยิ่งขึ้น อันส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรปรับลดลง

อย่างไรก็ตามในช่วงเวลาดังกล่าว ธนาคารแห่งประเทศไทย ได้มีการออกพันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทยอย่างต่อเนื่องทั้งปี โดยกว่าร้อยละ 93 จัดเป็นตราสารหนี้ระยะสั้นทั้งสิ้น ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี ซึ่งจัดเป็นตราสารหนี้ระยะสั้นได้รับผลกระทบโดยการปรับลดลงค่อนข้างมาก และจากเดือนมิถุนายน เป็นต้นมาพบว่า อัตราผลตอบแทนโดยรวมมีแนวโน้มปรับตัวเพิ่มขึ้น เนื่องจากแนวโน้มของทิศทางอัตราดอกเบี้ย คาดว่าอยู่ในช่วงที่ต่ำที่สุดแล้ว โดยอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปีดังกล่าว ณ สิ้นปี พ.ศ. 2550 อยู่ที่ร้อยละ 4.06 ซึ่งอยู่ในระดับที่ลดลงเมื่อเทียบกับอัตราผลตอบแทน ณ สิ้นปี พ.ศ. 2549 ที่เท่ากับร้อยละ 5.06 (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2550)



ภาพที่ 20 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ.2550

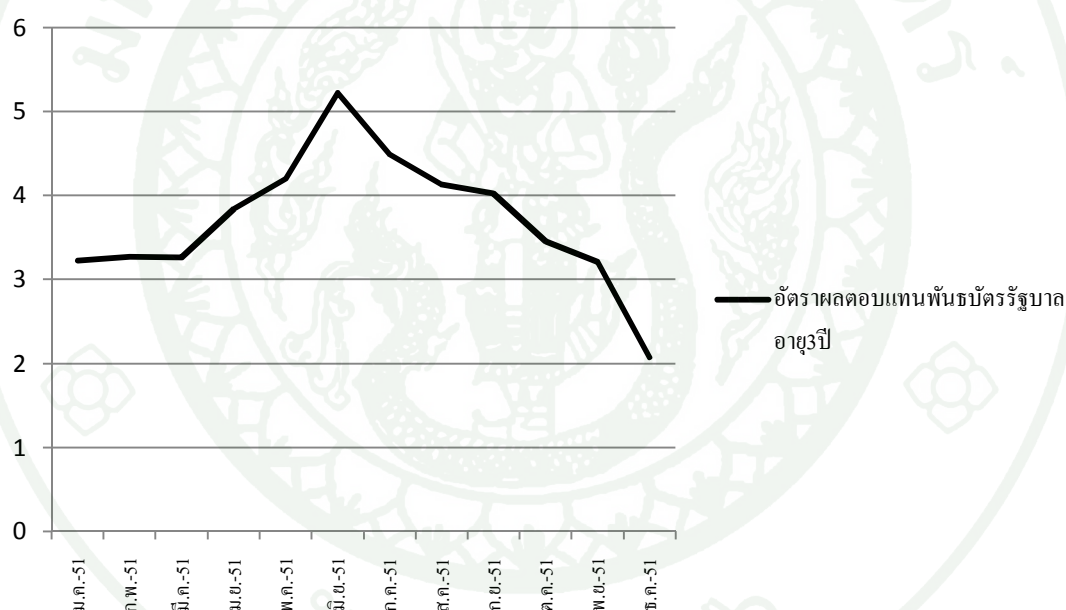
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2550)

10. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ.2551

ในปี พ.ศ.2551 ความเคลื่อนไหวของการซื้อขายตราสารหนี้ในตลาดรอง จากทั้งปัจจัยความไม่แน่นอนของการเมืองภายในประเทศ รวมถึงปัญหาวิกฤติ ซับไฟร์มของสหรัฐอเมริกา ทำให้นักลงทุนหลีกเลี่ยงการลงทุนในตราสารหนี้ที่มีความเสี่ยงสูง โดยให้ความสนใจในการลงทุนตราสารหนี้ภาครัฐมากขึ้น ซึ่งปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ในปีนี้รวมทั้งสิ้น 17,362.27 พันล้านบาท เพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2550 ถึง ร้อยละ 65 โดยส่วนใหญ่ปริมาณการซื้อขายยังคงเป็นพันธบัตรธนาคารแห่ง

ประเทศไทย ที่มีมูลค่าถึง 15,431.79 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 88.9 ของปริมาณการซื้อขายทั้งหมด สำหรับพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขายเท่ากับ 1,172.89 พันล้านบาท หรือร้อยละ 6.8 ของปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (ภาพที่ 21) พบว่า มีแนวโน้มปรับลดลงเมื่อเทียบกับอัตราผลตอบแทนในช่วงปลายปี พ.ศ. 2550 ซึ่งผลกระทบหลักมาจากการปรับลดอัตราดอกเบี้ยอ้างอิงอย่างต่อเนื่องจากธนาคารกลางของประเทศต่างๆทั่วโลก รวมถึงธนาคารแห่งประเทศไทย โดยมีอัตราผลตอบแทนพันธบัตร ๓ ปี ปี พ.ศ. 2551 อยู่ที่ระดับร้อยละ 2.07 ในขณะที่อัตราผลตอบแทนพันธบัตร ๓ ปี ปี พ.ศ. 2550 อยู่ที่ร้อยละ 4.06 (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2541)



ภาพที่ 21 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตราครอง ปี พ.ศ.2551

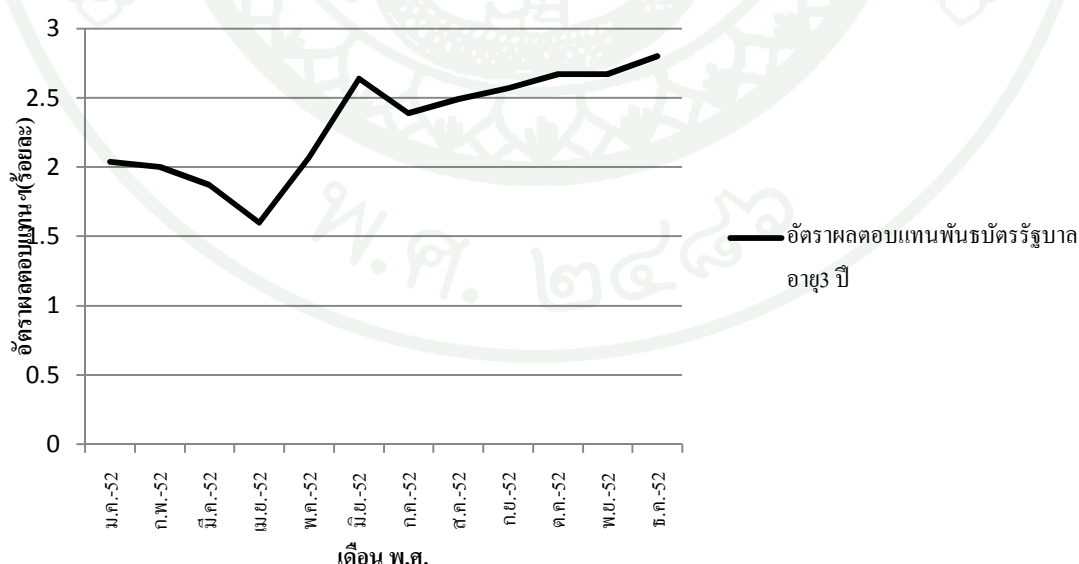
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2551)

11. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตราครอง ในปี พ.ศ.2552

ในปี พ.ศ.2552 เศรษฐกิจไทย เริ่มฟื้นตัวจากผลกระทบของวิกฤติซับไพร์มของประเทศสหรัฐอเมริกาในปี พ.ศ. 2551 โดยสำหรับตลาดตราสารหนี้ไทยในตราครองมีปริมาณการซื้อขายรวม

ทั้งสิ้นถึง 14,544.73 พันล้านบาท ลดลงจากปีพ.ศ.2551 ประมาณร้อยละ 16 ซึ่งปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ที่สูงสุด คือพันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทยด้วยมูลค่าถึง 11,520.11 พันล้านบาท หรือร้อยละ 79.20 ของปริมาณการซื้อขายทั้งหมด สำหรับพันธบัตรรัฐบาลปริมาณการซื้อขายประมาณ 1,484,396.65 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 10.21 ของปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี (ภาพที่ 22) พบว่า ตั้งแต่ช่วงเดือนมกราคมถึงเดือนเมษายนอัตราผลตอบแทนมีการปรับตัวลดลงอย่างต่อเนื่องเนื่องจาก การคาดการณ์ล่วงหน้าของนักลงทุนในตลาดที่คาดว่าธนาคารแห่งประเทศไทยจะทำการปรับลดอัตราดอกเบี้ยนโยบายลงในการประชุมคณะกรรมการนโยบายการเงิน จึงทำให้ในช่วงก่อนหน้าที่จะมีการประชุมนั้น อัตราผลตอบแทนในตลาดตราสารหนี้ได้ปรับตัวลดลงไปค่อนข้างมาก และภายหลังจากที่ผลการประชุมออกมาตั้งแต่เดือนพฤษภาคมเป็นต้นมา พบว่า อัตราผลตอบแทนได้มีการปรับตัวเพิ่มขึ้น และปรับลดลงอีกครั้งภายหลังจากเดือนมิถุนายน ซึ่งพบว่าปัจจัยที่ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนมีการปรับลดลง เนื่องจากอุปทานของพันธบัตรรัฐบาลลดลงจากเดือนก่อน และได้มีการปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นอีกครั้งในเดือนสิงหาคมจนถึงเดือนธันวาคม ซึ่งอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี ณ สิ้นเดือนธันวาคม ปีพ.ศ.2552 อยู่ที่ร้อยละ 2.80 ซึ่งมีระดับที่ใกล้เคียงอัตราผลตอบแทน ณ สิ้นปี พ.ศ.2551 ที่มีอัตราผลตอบแทนเท่ากับ ร้อยละ 2.07 (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2552)



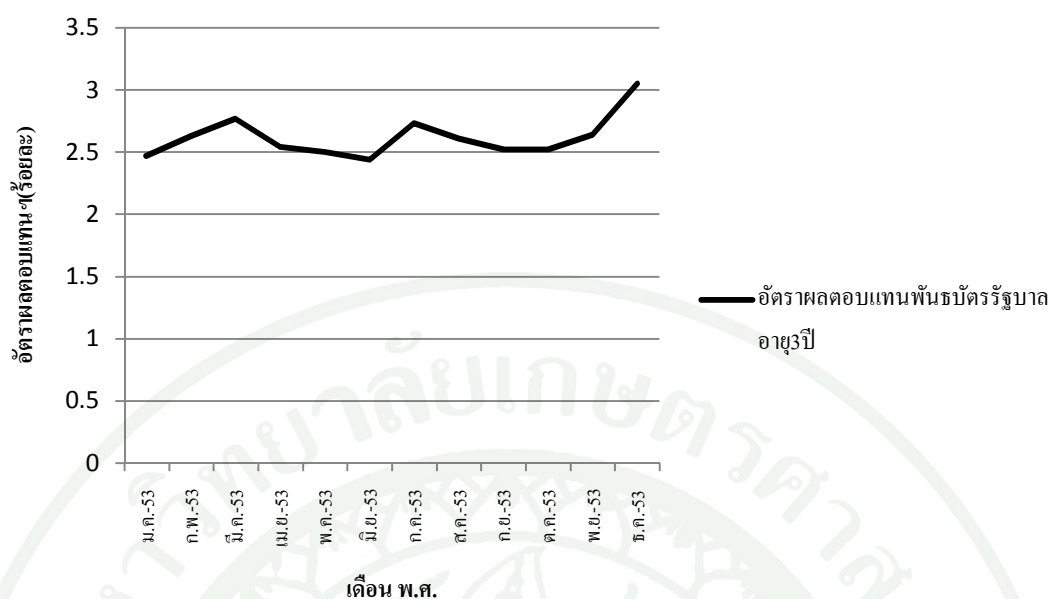
ภาพที่ 22 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปีพ.ศ.2552

ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2552)

12. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ.2553

ในปี พ.ศ. 2553 ตลาดตราสารหนี้ไทยในตลาดรองมีปริมาณการซื้อขายรวมทั้งสิ้น 16,607.69 พันล้านบาท เพิ่มขึ้นจากปีพ.ศ. 2552 ร้อยละ 14 โดยปริมาณการซื้อขายส่วนใหญ่ คือ พันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทย ที่มีมูลค่าเท่ากับ 13,815.52 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 83.19 ของมูลค่าการซื้อขายตราสารหนี้ทั้งหมด สำหรับพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขาย เท่ากับ 1,754.41 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 10.56 จากมูลค่าการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี (ภาพที่ 23) พบว่า มีการปรับตัวเพิ่มสูงขึ้น ตั้งแต่ต้นปีจนถึงเดือนมีนาคม อันเนื่องมาจากผลการประชุมคณะกรรมการนโยบายการเงิน และสถานการณ์ความขัดแย้งทางการเมืองในประเทศ หลังจากสิ้นเดือนมีนาคม กระทรวงการคลังได้ประกาศลดการออกพันธบัตรรัฐบาล ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนปรับตัวลดลง และปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นอีกครั้งในเดือนกรกฎาคม โดยส่วนหนึ่งเป็นผลมาจากการปรับขึ้นอัตราดอกเบี้ยนโยบาย ซึ่งในตลาดได้มีการคาดการณ์ล่วงหน้าว่าธนาคารแห่งประเทศไทยจะทำการปรับอัตราดอกเบี้ยนโยบายขึ้น และปรับตัวลดลงอีกครั้งตั้งแต่เดือนกันยายนถึงตุลาคม และปรับตัวเพิ่มขึ้นอีกครั้งในเดือนพฤศจิกายนจนถึงสิ้นปี โดยปัจจัยส่วนหนึ่งมาจากการปรับตัวตามอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2553)



ภาพที่ 23 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ.2553

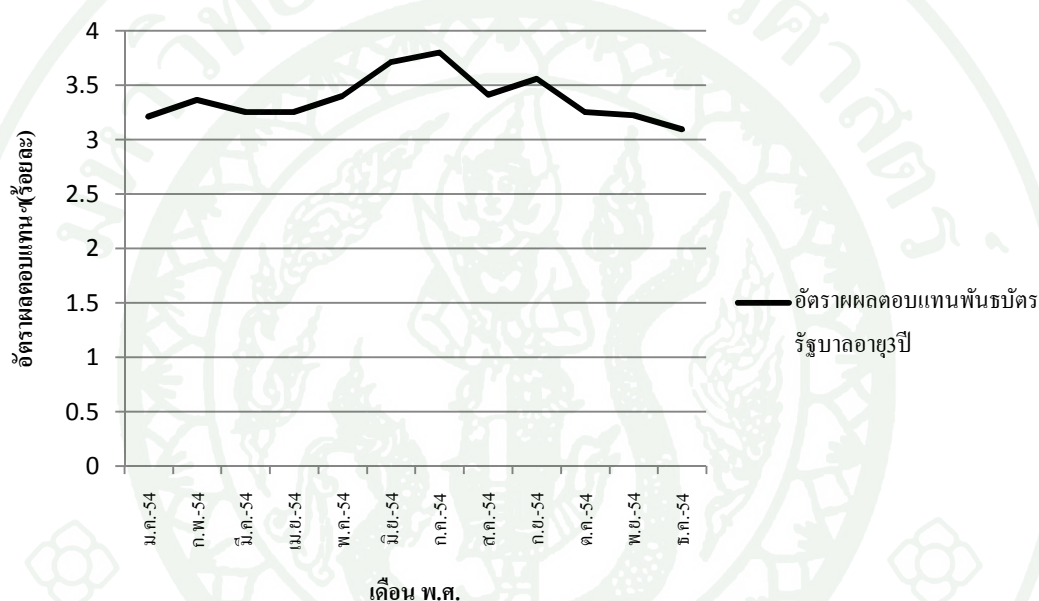
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2553)

13. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ในปี พ.ศ.2554

ในปี พ.ศ.2554 เศรษฐกิจอยู่ในช่วงได้รับแรงกดดันจากทั้งปัจจัยภายในและภายนอกประเทศ ทั้งในเรื่องของวิกฤติหนี้สาธารณะ รวมถึงความอ่อนแอทางเศรษฐกิจของประเทศสหรัฐอเมริกา ตลอดจนความวุ่นวายทางการเมืองภายในประเทศ และปัญหาอุทกภัย สำหรับปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ในตลาดรองมีปริมาณการซื้อขายรวมทั้งสิ้น 17,582.97 พันล้านบาท หรือเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2553 ร้อยละ 6 โดยปริมาณการซื้อขายสูงสุด คือ พันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทย ด้วยมูลค่าเท่ากับ 15,781.12 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 89.75 ของปริมาณการซื้อขายทั้งหมด สำหรับพันธบัตรรัฐบาลมีปริมาณการซื้อขายเท่ากับ 1,523.50 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 8.66 ของปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลในตลาดรองอายุ 3 ปี (ภาพที่ 24) พบว่า ในช่วง 2 เดือนแรกของปี อัตราผลตอบแทนปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นตามปัจจัยภายในและภายนอกประเทศ โดยปัจจัยภายนอกที่ส่งผลกระทบต่อปรับตัวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลในบางช่วง คือ การปรับตัวขึ้นลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ และในเดือนกรกฎาคมได้มีการปรับตัว

สูงที่สุด เนื่องจากปัจจัยด้านการเมืองภายในประเทศหลังจากมีการเลือกตั้ง ซึ่งส่งผลให้ตลาดตราสารหนี้มีความตึงเครียดมากขึ้น และในช่วงเวลาต่อมา พบว่าอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลดังกล่าวปรับตัวลดลงมาเล็กน้อย แต่อย่างไรก็ตามปัจจัยเรื่องทิศทางเงินเฟ้อในประเทศ และอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่ยังมีแนวโน้มปรับขึ้น ถือเป็นปัจจัยหลักที่ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนในช่วงเดือนกรกฎาคมสูงที่สุด และเมื่อพิจารณาอัตราผลตอบแทน ณ สิ้นปี พ.ศ. 2554 อยู่ที่ระดับร้อยละ 3.09 ซึ่งมีค่าที่ใกล้เคียงกับอัตราผลตอบแทน ณ สิ้นปี พ.ศ. 2553 ที่มีค่าเท่ากับร้อยละ 3.05 (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2554)



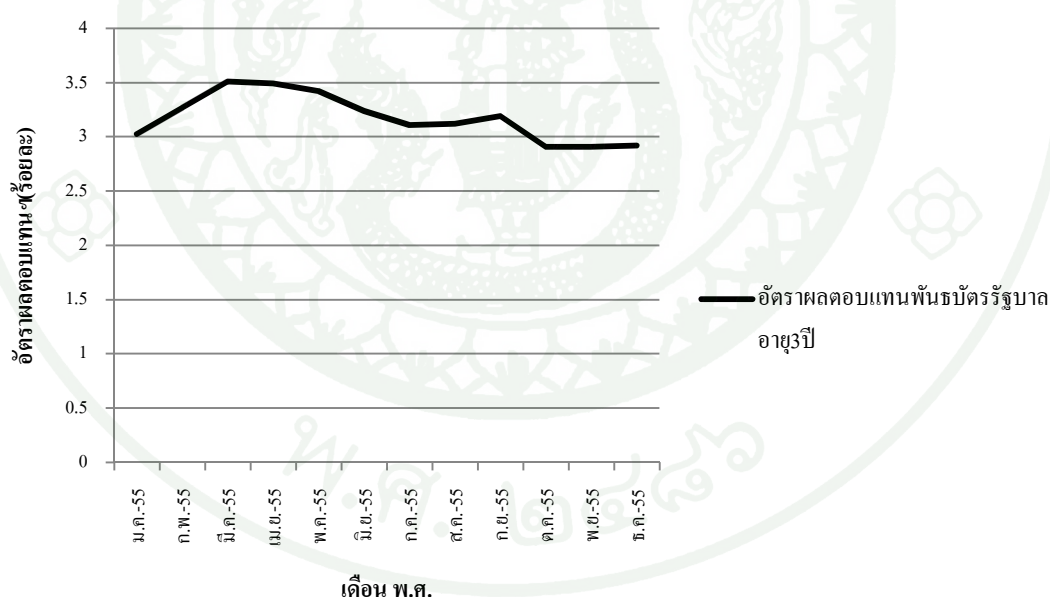
ภาพที่ 24 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตลาดรอง ปี พ.ศ. 2554
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2554)

14. ภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปีในตลาดรอง ในปี พ.ศ. 2555

ในปี พ.ศ. 2555 เศรษฐกิจไทยยังคงได้รับแรงกดดันจากปัจจัยภายในและภายนอกประเทศ ทั้งวิกฤตหนี้สาธารณะที่สร้างความกังวลและกดดันบรรยากาศการลงทุนตลอดทั้งปี รวมไปถึงปัญหาการฟื้นตัวทางเศรษฐกิจของสหรัฐอเมริกา ที่ยังคงเผชิญกับปัญหาหลายด้าน สำหรับตลาดตราสารหนี้ไทยในตลาดรอง พบว่ามีปริมาณการซื้อขายรวมทั้งสิ้น 19,774.23 พันล้านบาท ซึ่งเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2554 ร้อยละ 12 โดยปริมาณการซื้อขายตราสารหนี้ที่สูงที่สุด คือ พันธบัตรธนาคารแห่งประเทศไทย

โดยมีมูลค่า 15,537.38 พันล้านบาท หรือ ร้อยละ 78.57 ของปริมาณการซื้อขายทั้งหมด สำหรับ พันธบัตรรัฐบาล มีปริมาณการซื้อขายเท่ากับ 3,176.71 พันล้านบาท หรือร้อยละ 16.06 ของปริมาณการซื้อขายทั้งหมด

สำหรับการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (ภาพที่ 24) พบว่า ในช่วงสามเดือนแรกได้มีการปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ซึ่งสาเหตุหลักคือเรื่องของอุปทานพันธบัตรรัฐบาลที่ตลาดมีความกังวลว่าจะมีการออกค่อนข้างมากในช่วงที่เหลือของปี และภายหลังจากเดือนมีนาคมเป็นต้นมา พบว่า แนวโน้มของอัตราผลตอบแทนส่วนใหญ่มีทิศทางปรับตัวลดลง เป็นผลมาจากการปรับลดอัตราดอกเบี้ยนโยบาย(R/P 1 วัน) ซึ่งผลกระทบดังกล่าวจะส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรในกลุ่มระยะสั้น ทั้งนี้เมื่อพิจารณาอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 ปี ณ สิ้นเดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 อยู่ที่ระดับร้อยละ 2.92 ซึ่งอยู่ในอัตราที่ลดลงเมื่อเทียบกับอัตราผลตอบแทน ณ สิ้นเดือนธันวาคม พ.ศ. 2554 ที่มีอัตราผลตอบแทน ร้อยละ 3.09 (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2555)



ภาพที่ 25 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตราครอง ปีพ.ศ.2555
ที่มา: สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย (2555)

จากการศึกษาถึงภาวะความเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 3 ปี ในตราครอง ตั้งแต่ปีพ.ศ. 2542 - 2555 เมื่อพิจารณาในภาพรวมตามข้อมูลที่ทำการศึกษ พบว่า อัตรา

ผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี มีการปรับตัวขึ้นลงตลอดเวลา ซึ่งสาเหตุโดยรวมเกิดจากปัจจัยภายในประเทศและภายนอกประเทศ โดยปัจจัยภายในประเทศที่พบว่าเป็นสาเหตุต่อการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทน ได้แก่ การคาดการณ์ทิศทางอัตราดอกเบี้ยนโยบาย การเปลี่ยนผู้ว่าธนาคารแห่งประเทศไทยในช่วงปี พ.ศ. 2544 การปรับลดลงของอัตราดอกเบี้ยของธนาคารพาณิชย์ ปริมาณการออกพันธบัตรรัฐบาลของกระทรวงการคลัง ทิศทางภาวะเงินเฟ้อภายในประเทศ สถานการณ์การขัดแย้งทางการเมือง ตลอดจนการกำหนดมาตรการต่างๆ ของธนาคารแห่งประเทศไทย เช่น มาตรการสกัดค่าเงินบาท ในขณะที่ปัจจัยภายนอกประเทศที่ส่งผลต่อการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทน ได้แก่ ภาวะความตึงเครียดของนักลงทุนจากการเกิดวินาศกรรมในประเทศสหรัฐอเมริกา การปรับอัตราดอกเบี้ยของธนาคารกลางสหรัฐ ปัญหาการเกิดวิกฤตซับไพร์ม และอัตราแลกเปลี่ยน ตลอดจน การปรับลดของอัตราดอกเบี้ยอ้างอิงอย่างต่อเนื่องของธนาคารต่างๆ ในต่างประเทศ ทำให้ธนาคารแห่งประเทศไทยต้องทำการปรับลดตาม เพื่อป้องกันการไหลเข้ามาของเงินทุนที่มากเกินไป

ทั้งนี้ จากที่กล่าวมาทั้งหมด ทำให้ในบทต่อไป จะเป็นการศึกษาถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี และทำการเปรียบเทียบผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี โดยแบ่งเป็น 2 ช่วง ได้แก่ ช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม ซึ่งผลในการศึกษาจะทำให้ทราบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในหรือภายนอกประเทศ ปัจจัยใดจะเป็นปัจจัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี

บทที่ 5

ผลการวิจัย

ในการศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี ตั้งแต่เดือนกันยายน 2542 ถึง กรกฎาคม 2550 (ช่วงที่ครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปีพ.ศ. 2540 และ หลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม) และการเปรียบเทียบผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี ใน 2 ช่วงเวลา คือ หลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 (ก.ย. 42 - ก.ค. 50) และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม (ส.ค. 50 - ธ.ค. 55) ได้แบ่งผลการศึกษออกเป็น 3 ส่วน ได้แก่ ผลการทดสอบ Unit Root ผลการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality Test) และผลการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) โดยมีรายละเอียดดังนี้

ผลการทดสอบ Unit Root

ในส่วนนี้จะเป็นผลการทดสอบ Unit Root ประกอบด้วยช่วงที่ครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี 40 และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม (ก.ย. 42 - ธ.ค. 55) ช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 (ก.ย. 42 - ก.ค. 50) และช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม (ส.ค. 50 - ธ.ค. 55) พบว่า จากการทดสอบความมีเสถียรภาพของข้อมูล (Stationary) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test ในการทดสอบตัวแปรแต่ละตัวของทุกช่วงเวลาได้ผลที่เหมือนกัน กล่าวคือ ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistic ของทุกตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Mackinnon Critical Value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า ตัวแปรทุกตัวมีลักษณะ Non-stationary ที่ระดับของข้อมูล (At Level) (ตารางที่ 2) ดังนั้น ต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปของผลต่างลำดับที่ 1 (At First Difference) และทำการทดสอบ Unit Root อีกครั้งพบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistic ของทุกตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Mackinnon Critical Value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 ซึ่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรทุกตัว มีลักษณะ Stationary เมื่อข้อมูลอยู่ในรูปของผลต่างลำดับที่ 1 (ตารางที่ 3)

ตารางที่ 2 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา ณ ระดับ (At Level)

ช่วงเวลา	ตัวแปร	จำนวน Lag	ADF-statistic	1% Mackinnon Critical Value
ภาพรวม ก.ย.42 - ธ.ค. 55	CEI	3	-2.8827	-4.0180
	CPI	2	-3.1634	-4.0176
	GY	2	-2.8990	-4.0176
	L	10	-2.7232	-4.0208
	LIBOR	10	-3.2937	-4.0208
	REER	1	-2.6260	-4.0172
	SET	3	-2.5588	-4.0180
	US	1	-1.9487	-4.0172
หลังวิกฤต เศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540	CEI	1	-1.8194	-4.0600
	CPI	1	-1.5541	-4.0600
	GY	4	-2.1177	-4.0632
	L	9	-4.0667	-4.0996
	LIBOR	7	-3.3403	-4.0670
	REER	1	-0.7942	-4.0600
	SET	0	-2.2618	-4.0586
	US	5	-2.5740	-3.5056
หลังวิกฤตซับไพร์ม	CEI	1	-3.7228	-4.1104
	CPI	7	-0.1007	-3.5504
	GY	9	-2.5652	-4.1338
	L	3	-0.4690	-2.6034
	LIBOR	0	-2.086	-4.1079
	REER	2	-2.0437	-4.1130
	SET	3	-0.6183	-2.6034
	US	3	-3.8597	-4.1157

ที่มา: จากการประมวลผลด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา ณ ผลต่างลำดับที่ 1 (At First Difference)

ช่วงเวลา	ตัวแปร	จำนวน Lag	ADF-statistic	1% Mackinnon Critical Value
ภาพรวม ก.ย.42 - ธ.ค. 55	DCEI	2	-9.5132	-4.0180
	DCPI	0	-8.7951	-4.0172
	DGY	0	-10.0280	-4.0172
	DL	5	-4.1132	-4.0192
	DLIBOR	0	-7.3893	-4.0172
	DREER	1	-8.1032	-4.0176
	DSET	2	-6.2419	-4.0180
	DUS	0	-8.7697	-4.0172
หลังวิกฤต เศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540	DCEI	0	-16.1051	-4.0597
	DCPI	0	-6.8226	-4.0597
	DGY	3	-5.3240	-4.0632
	DL	8	-4.7342	-4.0696
	DLIBOR	0	-4.0725	-4.0597
	DREER	0	-6.2386	-4.0597
	DSET	0	-9.8139	-4.0597
	DUS	0	-3.7564	-3.502
หลังวิกฤตซ้ำไพบร์ม	DCEI	1	-6.6540	-4.1130
	DCPI	7	-4.9330	-4.1305
	DGY	9	-5.2363	-4.1373
	DL	2	-2.6692	-2.6034
	DLIBOR	0	-6.3527	-4.1104
	DREER	1	-6.2751	-4.1130
	DSET	2	-3.3979	-2.6034
	DUS	5	-6.3462	-4.1243

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null Hypothesis) คือ ตัวแปรที่มีลักษณะ Non-stationary
 2. ADF-statistics คือ ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน ถ้าค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics
 มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Mackinnon Critical Value แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก
 ที่มา: จากการประมวลผลด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป

จากการทดสอบ Unit Root ทำให้ได้ตัวแปรที่มีลักษณะ Stationary ในการนำไปใช้ศึกษาในส่วนของการทดสอบ Granger Causality และ การทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) ซึ่งตัวแปรดังกล่าวเป็นตัวแปรที่ผ่านการทำ First Difference จึงแทนด้วยสัญลักษณ์ใหม่ดังนี้

DCEI	แทน	ดัชนีฟ้องเศรษฐกิจ
DCPI	แทน	ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป
DGY	แทน	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง
DL	แทน	สัดส่วนสินเชื่อดอกเงินฝาก
DLIBOR	แทน	อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน
DREER	แทน	ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง
DSET	แทน	ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50
DUS	แทน	อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี

ผลการทดสอบ Granger Causality

ในการทดสอบ Granger Causality ของทั้ง 3 ช่วงเวลา คือ ช่วงที่ครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม (ก.ย. 42 - ธ.ค. 55) ช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ 40 (ก.ย. 42 - ก.ค. 50) และช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม (ส.ค. 50 - ธ.ค. 55) จะเป็นการทดสอบเพื่อดูว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจใดที่เป็นสาเหตุการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และนำปัจจัยทางเศรษฐกิจดังกล่าวมาใช้ในการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) โดยสามารถสรุปผลการทดสอบ Granger Causality ในแต่ละช่วงได้ดังนี้

1. ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงภาพรวมครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

จากผลการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และปัจจัยทางเศรษฐกิจ พบว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.1 การเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) สัดส่วนสินเชื่อดอกเงินฝาก (DL) ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (DSET) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) เป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงอัตรา

ผลตอบแทนฯ (DGY) (ปฏิเสธสมมติฐานหลัก) ในขณะที่การเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนฯ (DGY) เป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลง อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตลาดลอนดอน (DLIBOR) และดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (DREER)

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงภาพรวม (ก.ย. 42 – ธ.ค. 55)

สมมติฐานหลัก	ค่า F-statistic	ความน่าจะเป็น
DCEI does not Granger Cause DGY	0.6811	0.5649
DGY does not Granger Cause DCEI	1.5085	0.2147
DCPI does not Granger Cause DGY	4.7347	0.0035*
DGY does not Granger Cause DCPI	1.3643	0.1515
DL does not Granger Cause DGY	2.6425	0.0422*
DGY does not Granger Cause DL	1.0275	0.3823
DLIBOR does not Granger Cause DGY	0.7212	0.5408
DGY does not Granger Cause DLIBOR	3.4977	0.0172*
DREER does not Granger Cause DGY	0.7025	0.5520
DGY does not Granger Cause DREER	2.3935	0.0708*
DSET does not Granger Cause DGY	2.9771	0.0335*
DGY does not Granger Cause DSET	0.4433	0.7224
DUS does not Granger Cause DGY	2.7422	0.0530*
DGY does not Granger Cause DUS	0.3820	0.7770

หมายเหตุ: ** ปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการประมวลผลด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป

2. ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540

จากผลการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยใน ตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และปัจจัยทางเศรษฐกิจ พบว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.1 การเปลี่ยนแปลงของ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตร รัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) เป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนฯ (DGY) (ปฏิเสธ สมมติฐานหลัก) ในขณะที่การเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนฯ (DGY) ไม่เป็นสาเหตุของการ เปลี่ยนแปลงปัจจัยทางเศรษฐกิจ

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540

สมมติฐานหลัก	ค่า F-statistic	ความน่าจะเป็น
DCEI does not Granger Cause DGY	0.3579	0.8757
DGY does not Granger Cause DCEI	0.8673	0.5070
DCPI does not Granger Cause DGY	2.1835	0.0644*
DGY does not Granger Cause DCPI	0.1504	0.9793
DL does not Granger Cause DGY	2.5519	0.0342*
DGY does not Granger Cause DL	0.7145	0.6144
DLIBOR does not Granger Cause DGY	0.7293	0.6036
DGY does not Granger Cause DLIBOR	0.7387	0.5967
DREER does not Granger Cause DGY	1.3425	0.2554
DGY does not Granger Cause DREER	1.2359	0.3005
DSET does not Granger Cause DGY	1.0729	0.3820
DGY does not Granger Cause DSET	0.9228	0.4709
DUS does not Granger Cause DGY	2.7433	0.0250**
DGY does not Granger Cause DUS	1.2040	0.3152

หมายเหตุ: ** ปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการประมวลผลด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป

3. ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

จากผลการทดสอบ ความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยใน ตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และปัจจัยทางเศรษฐกิจ พบว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.1 การเปลี่ยนแปลงของ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (DREER) ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (DSET) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) เป็น สาเหตุของการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนฯ (DGY) (ปฏิเสธสมมติฐานหลัก) ในขณะที่การ เปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนฯ (DGY) เป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยระหว่าง ธนาคารในตลาดลอนดอน (DLIBOR) และดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง

ตารางที่ 6 ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

สมมติฐานหลัก	ค่า F-statistic	ความน่าจะเป็น
DCEI does not Granger Cause DGY	0.8480	0.5227
DGY does not Granger Cause DCEI	0.9336	0.4678
DCPI does not Granger Cause DGY	5.2645	0.0006*
DGY does not Granger Cause DCPI	0.4530	0.8149
DL does not Granger Cause DGY	2.0450	0.0810*
DGY does not Granger Cause DL	0.6407	0.6698
DLIBOR does not Granger Cause DGY	1.9046	0.1110
DGY does not Granger Cause DLIBOR	6.3116	0.0001*
DREER does not Granger Cause DGY	1.9694	0.1003*
DGY does not Granger Cause DREER	2.1510	0.0753*
DSET does not Granger Cause DGY	2.3365	0.0561*
DGY does not Granger Cause DSET	1.8612	0.1188
DUS does not Granger Cause DGY	2.2775	0.05715*
DGY does not Granger Cause DUS	0.4670	0.7989

หมายเหตุ: * ปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการประมวลผลด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป

จากผลการทดสอบ Granger Causality ในแต่ละช่วงเวลา พบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่เป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี (DGY) มีความสอดคล้องกัน 3 ตัวแปร ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) ดังนั้น จึงนำปัจจัยทางเศรษฐกิจดังกล่าว มาใช้ในการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares: OLS)

ผลการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ในการประมาณสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares: OLS) สามารถเขียนรูปแบบสมการที่ใช้ในการศึกษาทั้ง 3 ช่วงเวลา ได้ดังนี้

$$DGY = \beta_0 + \beta_1 DCPI + \beta_2 DL + \beta_3 DUS + \varepsilon_t$$

ทั้งนี้ ผลการศึกษาในส่วนนี้จะทำให้ทราบว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาศึกษามีปัจจัยใดบ้างที่สามารถส่งผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี โดยสามารถสรุปผลการทดสอบในแต่ละช่วงได้ ดังนี้

1. ผลการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) ในช่วงครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

จากการตรวจสอบปัญหา Multicollinearity ของตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาใช้ในการศึกษาในช่วงเวลานี้ พบว่า ไม่มีตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีค่าสหสัมพันธ์สูง จนก่อให้เกิดปัญหา Multicollinearity (ตารางผนวกที่ 70)

จากการประมาณค่าแบบจำลองทำให้ได้ผลที่เป็นไปตามสมการที่ปรากฏ ดังนี้

ผลการประมาณค่าแบบจำลอง

$$DGY = -0.0203 + 0.1165DCPI + 0.0240DL + 0.4562DUS$$

(2.5625)** (2.0884)** (4.8661)***

$$R^2 = 0.2313 \quad \text{Adjust } R^2 = 0.2164 \quad F\text{-statistic} = 15.5428 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 1.8879$$

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

** แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

*** แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

จากผลการประมาณค่าแบบจำลองตามสมการนี้ พบว่า ไม่เกิดปัญหา Heteroskedasticity และ Autocorrelation โดยสามารถอธิบายได้ว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาศึกษาสามารถอธิบายถึงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี ได้ร้อยละ 23 ทั้งนี้ พบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี ได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) โดยอธิบายได้ดังนี้

- ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และเป็นไปตามสมมติฐานที่กำหนดไว้โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปเพิ่มขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี เพิ่มขึ้น จากการที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรดังกล่าวเป็นไปตามสมมติฐาน เนื่องจากในช่วงที่ผ่านมาภาวะเงินเฟ้อได้มีแนวโน้มโดยรวมที่เพิ่มขึ้น เมื่อพิจารณาจากตัวเลขดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า, 2556) สาเหตุส่วนหนึ่งมาจากราคาน้ำมันที่สูงขึ้น ได้ส่งผลกระทบโดยตรงต่ออัตราผลตอบแทนที่จะได้รับการลงทุนในส่วนของอัตราดอกเบี้ย เพราะเมื่อภาวะเงินเฟ้อมีแนวโน้มที่สูงขึ้น นักลงทุนจะมีการคาดการณ์ว่าอัตราดอกเบี้ยหรืออัตราผลตอบแทนจะปรับตัวลดลง ส่งผลให้การลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลหรืออุปทานต่อเงินทุนลดลง ทำให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลจะปรับตัวสูงขึ้น(สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2556) ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005)

- สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรอง (DGY) แต่ไม่เป็นไปตามสมมติฐานที่กำหนดไว้โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กล่าวคือ เมื่อสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝากเพิ่มขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี เพิ่มขึ้น ทั้งนี้ จากการที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรดังกล่าวไม่เป็นไปตามสมมติฐาน อาจเนื่องมาจาก การไม่มีประสิทธิภาพของตลาดรวมถึงการเกิดปัญหาความขัดแย้งทางการเมืองในประเทศ ที่อาจส่งผลต่อการตัดสินใจของนักลงทุน จึงทำให้ผลที่ได้ไม่เป็นไปตามทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005)

- อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และเป็นไปตามสมมติฐานที่กำหนดไว้ โดยมียัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 กล่าวคือ เมื่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี เพิ่มขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี เพิ่มขึ้น ทั้งนี้ จากการที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรดังกล่าวเป็นไปตามสมมติฐาน เนื่องจากในช่วงเวลาที่ผ่านมานแนวโน้มโดยรวมของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐมีอัตราผลตอบแทนที่ต่ำกว่าเมื่อเทียบกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทย ทำให้นักลงทุนต่างชาติให้ความสนใจในการลงทุนพันธบัตรรัฐบาลไทยมากขึ้น (อุปทานต่อเงินทุนเพิ่มขึ้น) จนทำให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยดังกล่าวปรับตัวลดลง (สำนักงานเศรษฐกิจการคลัง,

2555) และเป็นไปตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยของประเทศเล็กในระบบเศรษฐกิจแบบเปิด (Hubbard, 2005) ซึ่งสำหรับประเทศไทยจัดได้ว่าเป็นประเทศขนาดเล็กที่มีเสรีของการเคลื่อนย้ายเงินทุน ดังนั้นเมื่อในประเทศมีอัตราผลตอบแทนที่สูงกว่าย่อมส่งผลให้เกิดการไหลเข้าของเงินทุนต่างชาติ ซึ่งท้ายที่สุดอัตราผลตอบแทนพันธบัตรก็จะได้รับการปรับตัวใกล้เคียงกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรหรืออัตราดอกเบี้ยของประเทศที่มีขนาดใหญ่ (ประเทศสหรัฐอเมริกา)

2. ผลการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540

จากการตรวจสอบปัญหา Multicollinearity ของตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาใช้ในการศึกษาในช่วงเวลานี้ พบว่า ไม่มีตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีค่าสหสัมพันธ์สูง จนก่อให้เกิดปัญหา Multicollinearity (ตารางผนวกที่ 71)

จากการประมาณค่าแบบจำลองทำให้ได้ผลที่เป็นไปตามสมการที่ปรากฏ ดังนี้

ผลการประมาณค่าแบบจำลอง

$$DGY = -0.0226 + 0.1040DCPI + 0.0296DL + 0.3631DUS$$

(1.1849) (2.0441)** (3.0476)***

$$R^2 = 0.1694 \quad \text{Adjust } R^2 = 0.1418 \quad F\text{-statistic} = 6.1205 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 1.5596$$

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

** แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

*** แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

จากผลการประมาณค่าแบบจำลองตามสมการนี้ พบว่า ไม่เกิดปัญหา Heteroskedasticity และ Autocorrelation โดยสามารถอธิบายได้ว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาศึกษา สามารถอธิบายถึงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี ได้ประมาณร้อยละ 17 ทั้งนี้ พบว่ามีปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีนัยสำคัญที่ส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี ได้แก่ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) โดยมีรายละเอียดดังนี้

- สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ แต่ไม่เป็นไปตามสมมติฐานที่กำหนดไว้ โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กล่าวคือ เมื่อสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝากเพิ่มขึ้นจะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี เพิ่มขึ้น ทั้งนี้ จากการที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรดังกล่าวไม่เป็นไปตามสมมติฐาน อาจเกิดจากความไม่มีประสิทธิภาพของตลาด ประกอบกับในช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตดังกล่าว สภาพคล่องของธนาคารพาณิชย์ (สะท้อนด้วยสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก) ค่อนข้างต่ำ ทำให้ขาดแหล่งเงินทุนที่สำคัญ ซึ่งช่วงเวลาดังกล่าวเป็นช่วงที่ประเทศอยู่ในภาวะที่ต้องการเงินทุนเพื่อฟื้นฟูเศรษฐกิจค่อนข้างมาก ทำให้รัฐบาลต้องออกพันธบัตรเพื่อระดมเงินทุนอย่างต่อเนื่อง ซึ่งส่งผลให้ตลาดพันธบัตรรัฐบาลในตราครองมีสภาพคล่องที่สูงขึ้น (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2551) และทำให้นักลงทุนมีความเชื่อมั่นและเลือกลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลมากขึ้นหรือมีอุปทานต่อเงินทุนเพิ่มขึ้น จึงทำให้ท้ายที่สุดอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลฯปรับตัวลดลง

- อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (DGY) และเป็นไปตามสมมติฐานที่กำหนดไว้ โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 กล่าวคือ เมื่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี เพิ่มขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี เพิ่มขึ้น ทั้งนี้ จากการที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรดังกล่าวเป็นไปตามสมมติฐานเนื่องจากภายหลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 ทำให้นักลงทุนต่างชาติลดการลงทุนในสินทรัพย์ต่างๆ ในประเทศแถบเอเชียมากขึ้น เช่น ลดการลงทุนในตลาดตราสารหนี้ซึ่งประเทศไทยก็ได้รับผลกระทบด้วยเช่นกัน (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2555) อีกทั้ง ในช่วงเวลาดังกล่าวอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐมีแนวโน้มโดยรวมที่สูงกว่าอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ จึงทำให้การลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลไทยจากลดลง (อุปทานเงินทุนลดลง) และส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯปรับตัวสูงขึ้นตามอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯ ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยของประเทศเล็กในระบบเศรษฐกิจแบบเปิด (Hubbard, 2005)

3. ผลการทดสอบสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

จากการตรวจสอบปัญหา Multicollinearity ของตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาใช้ในการศึกษาในช่วงเวลานี้ พบว่า ไม่มีตัวแปรปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีค่าสหสัมพันธ์สูง จนก่อให้เกิดปัญหา Multicollinearity (ตารางผนวกที่ 72)

จากการประมาณค่าแบบจำลองทำให้ได้ผลที่เป็นไปตามสมการที่ปรากฏ ดังนี้

ผลการประมาณค่าแบบจำลอง

$$DGY = 0.0002 + 0.1075DCPI + 0.0141DL + 0.6597DUS$$

$$(1.9227)^* \quad (0.7307) \quad (4.0598)^{***}$$

$$R^2 = 0.3488 \quad \text{Adjust } R^2 = 0.3162 \quad F\text{-statistic} = 10.7122 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.3276$$

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

* แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90

*** แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

จากผลการประมาณค่าแบบจำลองตามสมการนี้ เมื่อทำการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity พบว่า เกิดปัญหา (ตารางผนวกที่ 77) จึงทำการบรรเทาปัญหาด้วยวิธีของ White (ตารางผนวกที่ 78) และเมื่อทำการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation พบว่า เกิดปัญหา (ตารางผนวกที่ 79) จึงทำการบรรเทาปัญหาด้วยวิธี The Cochrane-Orcutt Iterative Method โดยการใส่ค่า AR(1) ภายหลังจากการบรรเทาปัญหาดังกล่าว ทำให้ได้ผลการประมาณค่าแบบจำลองตามสมการใหม่ ดังนี้

$$DGY = 0.0002 + 0.1075DCPI + 0.0141DL + 0.6597DUS$$

$$(1.7383)^* \quad (0.8870) \quad (2.5769)^{**}$$

$$R^2 = 0.3488 \quad \text{Adjust } R^2 = 0.3162 \quad F\text{-statistic} = 10.7122 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.3276$$

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

* แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90

*** แสดงนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

จากผลการประมาณค่าแบบจำลอง พบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่นำมาศึกษา สามารถอธิบายถึง อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี ได้ร้อยละ 34 โดยปัจจัยทางเศรษฐกิจที่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี ได้

อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) และ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) โดยอธิบายได้ดังนี้

- ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และเป็นไปตามสมมติฐานที่กำหนดไว้ โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปเพิ่มขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) ปรับตัวสูงขึ้น ทั้งนี้ สามารถอธิบายได้ว่า ในช่วงหลังเกิดวิกฤติซับไพร์ม โดยเฉพาะในช่วงปลายปี พ.ศ. 2550 และ พ.ศ. 2551 อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยค่อนข้างผันผวนโดยอยู่ในทิศทางที่ปรับตัวสูงขึ้นจากแรงกดดันของเงินเฟ้อที่ขยับสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง และส่งผลให้กระทรวงการคลังมีการออกพันธบัตรจำนวนมากเพื่อดูดซับสภาพคล่องหรือมีอุปสงค์ต่อเงินทุนเพิ่มขึ้น (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2555) ส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยปรับตัวสูงขึ้น ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005)

- อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) และเป็นไปตามสมมติฐานที่กำหนดไว้ โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กล่าวคือ เมื่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐเพิ่มขึ้น จะส่งผลให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยปรับตัวสูงขึ้น ทั้งนี้ เนื่องจากในช่วงเวลาภายหลังการเกิดวิกฤติซับไพร์ม อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐมีแนวโน้มลดลง ตลอดจนการปรับลดอันดับความน่าเชื่อถือของสหรัฐอเมริกา ส่งผลให้เกิดการเก็งกำไรจากการลงทุนในระยะสั้นของนักลงทุนต่างชาติที่เพิ่มขึ้นเป็นอย่างมากในประเทศที่เป็นตลาดเกิดใหม่ ซึ่งหนึ่งในนั้น ก็คือ ประเทศไทยที่มีแนวโน้มของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลที่สูงกว่าสหรัฐ (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2556) จึงส่งผลให้นักลงทุนต่างชาติส่วนหนึ่งเข้ามาทำการลงทุนในพันธบัตรไทยเพิ่มมากขึ้น อันเป็นเหตุให้ท้ายที่สุด อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยปรับตัวลดลง ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005)

การเปรียบเทียบผลการวิจัยในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

เมื่อนำผลกระทบของช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตทั้งสองมาเปรียบเทียบกัน พบว่า ช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (DGY) มีทั้งปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในประเทศและภายนอกประเทศ ได้แก่ สัดส่วนสินเชื่อดอกเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ อายุ 3 ปี (DUS) ตามลำดับ โดยสามารถอธิบายได้ว่า สาเหตุของการเกิดวิกฤตดังกล่าว เกิดขึ้นจากปัญหาเศรษฐกิจไทยเป็นหลักและมีส่วนเชื่อมโยงกับสภาพคล่องของระบบตลาดเงิน และเป็นช่วงที่ระบบการเงินการธนาคารยังไม่ได้เท่าที่ควร กล่าวคือ ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540 เป็นต้นมา พบว่า สัดส่วนสินเชื่อดอกเงินฝากที่เป็นตัวแปรสะท้อนถึงสภาพคล่องของระบบธนาคารพาณิชย์มีแนวโน้มโดยรวมที่ลดลงอย่างต่อเนื่อง อันส่งผลกระทบต่อสภาพคล่องของระบบตลาดเงิน เนื่องจากเมื่อธนาคารพาณิชย์ไม่สามารถปล่อยสินเชื่อได้เท่าที่ควร จะทำให้สภาพคล่องของระบบตลาดเงินลดลง (ปริมาณเงินในตลาดเงินลดลง) และส่งผลกระทบต่อความสามารถในการลงทุนเนื่องจากธนาคารพาณิชย์ถือเป็นแหล่งเงินทุนสำคัญของสถาบันต่างๆ เมื่อระบบธนาคารพาณิชย์เกิดความเสียหายย่อมทำให้เกิดการระดมเงินทุนผ่านช่องทางอื่นมากขึ้น เช่น การออกพันธบัตรรัฐบาลที่มีมากอย่างต่อเนื่องและทำให้สภาพคล่องของพันธบัตรรัฐบาลในตราครองก่อนข้างดี ประกอบกับการเลือกลงทุนในสินทรัพย์ต่างๆก็เริ่มคำนึงถึงความเสี่ยงมากขึ้น ทำให้พันธบัตรรัฐบาลได้รับความสนใจจากนักลงทุนเพิ่มมากขึ้น ดังนั้น เมื่อเศรษฐกิจในประเทศเกิดวิกฤตย่อมส่งผลกระทบต่อระบบธนาคารพาณิชย์ จึงทำให้ตัวแปรสัดส่วนสินเชื่อดอกเงินฝากที่สะท้อนถึงสภาพคล่องของธนาคารพาณิชย์ มีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ

ในขณะเดียวกัน อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี ที่เป็นปัจจัยทางเศรษฐกิจภายนอกประเทศ ก็สามารถส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลฯได้ เนื่องจากภายหลังการเกิดวิกฤตดังกล่าว พบว่า ได้ส่งผลกระทบต่อความเชื่อมั่นของนักลงทุนต่างชาติทำให้เกิดการเคลื่อนย้ายเงินทุนไปยังประเทศที่มีความเสี่ยงน้อยกว่า และให้อัตราผลตอบแทนที่สูงกว่า ซึ่งในช่วงเวลาดังกล่าว พบว่า อัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯสูงกว่าอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ (สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย, 2556)

ทั้งนี้เมื่อพิจารณาช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตซับไพร์ม พบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (DGY) มีทั้งปัจจัยทางเศรษฐกิจภายในประเทศและภายนอกประเทศ คือ ดัชนีราคาบริโภครวม (DCPI) และอัตราผลตอบแทน

พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) ตามลำดับ โดยสามารถอธิบายได้ว่า วิกฤตซับไพร์มเป็นวิกฤตทางเศรษฐกิจที่มีสาเหตุมาจากประเทศสหรัฐอเมริกา แม้ว่าประเทศไทยจะไม่ได้รับผลกระทบโดยตรงเหมือนกับครั้งที่เกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 แต่ยังคงได้รับผลกระทบทางอ้อมโดยผ่านด้านช่องทางการค้าและการลงทุน ซึ่งภายหลังจากที่เกิดวิกฤตซับไพร์ม อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯ ได้ปรับตัวลดลงเรื่อยๆ ส่งผลให้นักลงทุนต่างชาติให้ความสนใจต่อการลงทุนในพันธบัตรตลาดเกิดใหม่กันมากขึ้นซึ่งรวมถึงรัฐบาลไทย จึงส่งผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ สำหรับดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) ซึ่งเป็นตัวแปรที่สะท้อนถึงภาวะเงินเฟ้อ จากการศึกษา พบว่า มีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น ซึ่งสาเหตุหนึ่งมาจากราคาน้ำมัน ทำให้นักลงทุนเลือกลงทุนในด้านสินทรัพย์อื่นๆ ที่ให้ผลกำไรที่สูงกว่าแทน จนทำให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ ปรับตัวสูงขึ้น ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีอุปทานและอุปสงค์ในตลาดพันธบัตรและเงินกู้ยืม (Hubbard, 2005)

ดังนั้น จึงสรุปได้ว่า ในช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 ประเทศอยู่ในช่วงที่ระบบธนาคารพาณิชย์ขาดสภาพคล่อง จึงทำให้ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) ที่เป็นตัวแปรสะท้อนสภาพคล่อง มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (GY) ในขณะที่ในช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตซับไพร์ม ภาวะเงินเฟ้อในประเทศมีแนวโน้มที่เพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง จึงทำให้ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) ที่เป็นตัวแปรสะท้อนภาวะเงินเฟ้อ มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ (GY) นอกจากนี้ สำหรับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) พบว่า มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ (GY) ในทุกช่วงเวลา จึงกล่าวได้ว่า อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯ (DUS) เป็นอัตราผลตอบแทนอ้างอิงที่สำคัญในการนำมาใช้เพื่อพิจารณาแนวโน้มของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ (DGY)

จากการศึกษาเชิงปริมาณในบทนี้ สามารถสรุปผลเพื่อตอบวัตถุประสงค์ของการวิจัย ได้ ดังนี้

การศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ตั้งแต่เดือนกันยายน 2542 ถึง เดือนธันวาคม 2555 พบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS)

สำหรับการศึกษาในการเปรียบเทียบผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี จากการแบ่งออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม พบว่า ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ส่งต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลฯ ได้แก่ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) ในขณะที่ ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ส่งต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลฯ ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS)

บทที่ 6

สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

สรุปผลการวิจัย

การศึกษาในเชิงพรรณนาถึงสภาพทั่วไปของตลาดตราสารหนี้ไทยและการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี พบว่า การซื้อขายตราสารหนี้ไทยในตลาดรองในปัจจุบันสามารถกระทำการซื้อขายได้อย่างสะดวกโดยไม่จำเป็นต้องมีสถานที่ในการตกลงซื้อขาย ซึ่งช่องทางหลักที่ใช้ คือ การติดต่อซื้อขายทางโทรศัพท์ ตลอดจนการติดต่อผ่านทางเครือข่ายคอมพิวเตอร์ ทั้งนี้ จากในช่วงเวลาที่ผ่านมตลาดตราสารหนี้ได้เข้ามามีบทบาทต่อการพัฒนาระบบการเงินของไทยมากขึ้น โดยการเป็นช่องทางหนึ่งที่สำคัญในการระดมเงินทุนของภาคเอกชน และรัฐบาลในการนำไปพัฒนาโครงสร้างพื้นฐานของประเทศ รวมถึงการเป็นเครื่องมือในการบริหารนโยบายการเงินของรัฐบาลโดยใช้พันธบัตรรัฐบาลในการควบคุมระดับอัตราดอกเบี้ย ทั้งนี้ เมื่อทำการศึกษาถึงการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี ในช่วงพ.ศ. 2542 - 2555 ถือได้ว่าเป็นช่วงที่ครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม พบว่า อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลได้มีการเปลี่ยนแปลงอยู่ตลอดเวลา ซึ่งการเปลี่ยนแปลงดังกล่าวถูกกำหนดโดยอุปสงค์และอุปทานของเงินทุนในระบบเศรษฐกิจ และนโยบายที่รัฐบาลใช้ในการบริหารเศรษฐกิจของประเทศ

ดังนั้น ในการศึกษาเชิงปริมาณจึงเป็นการศึกษาถึงผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี และทำการเปรียบเทียบผลกระทบโดยแบ่งเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม เพื่อให้ให้เห็นได้ชัดเจนมากขึ้นว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจตัวใดที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในแต่ละช่วง ซึ่งจากผลการศึกษา พบว่า ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) ในช่วงที่ครอบคลุมทั้งหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และวิกฤตซับไพร์ม (ก.ย. 42 - ธ.ค. 55) ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) และเมื่อทำการศึกษาโดยแบ่งช่วงเวลาออกเป็นสองช่วง พบว่า ช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตลาดรองอายุ 3 ปี (DGY) ได้แก่ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (DL) และอัตราผลตอบแทน

พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS) สำหรับในช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตซับไพร์ม ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (DGY) ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (DCPI) และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (DUS)

ทั้งนี้ เมื่อพิจารณาจากทั้งช่วงเวลาที่เป็นภาพรวม (ก.ย. 42 – ธ.ค. 55) และช่วงหลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 และวิกฤตซับไพร์ม จะพบว่า อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี เป็นปัจจัยทางเศรษฐกิจภายนอกประเทศที่มีอิทธิพลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี ก่อนข้างจะอิงกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯ ในขณะที่สัดส่วนสินเชื่ต่อเงินฝาก เป็นตัวแปรสะท้อนถึงสภาพคล่องของธนาคารพาณิชย์ ส่งผลของทุกช่วงที่ทำการศึกษา ยกเว้นในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม เนื่องจาก ในช่วงเวลาดังกล่าว ระบบการเงินการธนาคารของไทยได้รับการบริหารดูแลอย่างเคร่งครัดมากขึ้น ทำให้การปล่อยสินเชื่อและเงินฝากเป็นไปอย่างเหมาะสม และไม่ได้รับผลกระทบจากการเกิดวิกฤตซับไพร์ม จึงทำให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรไม่ได้รับผลกระทบใดๆจากสัดส่วนสินเชื่ต่อเงินฝากนั่นเอง สำหรับดัชนีราคาผู้บริโภคที่เป็นตัวแปรสะท้อนถึงภาวะเงินเฟ้อ เมื่อพิจารณา จะพบว่า ในช่วงภายหลังการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540 เป็นช่วงที่ภาวะเงินเฟ้ออยู่ในระดับที่ต่ำ อีกทั้ง ในปี พ.ศ.2546 ธนาคารแห่งประเทศไทยได้มีการออกมาตรการป้องกันเงินเฟ้อ โดยการเพิ่มอัตราดอกเบี้ย ตลอดจนการแทรกแซงของราคาน้ำมันปาล์ม ซึ่งอาจส่งผลให้ตัวแปรดังกล่าวไม่ส่งผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลฯ เนื่องจาก ภาวะเงินเฟ้อในช่วงนั้น ไม่ได้ก่อให้เกิดผลกระทบเกี่ยวกับการตัดสินใจลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลของนักลงทุน

ข้อเสนอแนะ

ข้อเสนอแนะที่ได้จากการศึกษาในครั้งนี้

1. จากผลการศึกษาที่ได้ พบว่า สัดส่วนสินเชื่ต่อเงินฝาก ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป และอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ ถือเป็ปัจจัยที่สำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยฯ ดังนั้น หากนักลงทุนต้องการเลือกลงทุนในพันธบัตรรัฐบาล จึงควรพิจารณาปัจจัยดังกล่าวควบคู่ไปกับการลงทุน เพื่อใช้เป็นแนวทางในการคาดการณ์แนวโน้มอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลภายใต้ภาวะเศรษฐกิจที่เกิดขึ้น และลดโอกาสในการขาดทุนจากความไม่แน่นอนทางเศรษฐกิจ

2. ในการศึกษาครั้งนี้ พบว่า การเสริมสร้างให้เกิดสภาพคล่องของตราสารหนี้ในตลาดรอง ถือเป็นเรื่องสำคัญที่รัฐบาลจำเป็นต้องมีการบริหารจัดการในส่วนของการออกพันธบัตรรัฐบาลให้อยู่ในปริมาณที่เหมาะสม เพราะการเกิดสภาพคล่องในตลาดรองมีผลต่อการขยายตัวของพันธบัตรรัฐบาลในตลาดแรก ซึ่งหากตลาดตราสารหนี้ไทยมีการขยายตัวในทิศทางที่ดี ย่อมส่งผลให้ประเทศไทยมีแหล่งระดมเงินทุนที่สำคัญเพิ่มขึ้นและเป็นผลดีต่อความมั่นคงของเศรษฐกิจประเทศ

ข้อเสนอแนะในการศึกษาครั้งต่อไป

1. การศึกษาในครั้งนี้เป็นการศึกษาที่เน้นถึงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล ดังนั้น ในการศึกษาครั้งต่อไป ควรทำการศึกษาถึงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรของภาครัฐประเภทต่างๆ แล้วนำผลที่ได้มาทำการเปรียบเทียบเพื่อพิจารณาว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ส่งผลนั้นมีความแตกต่างกันอย่างไร
2. ในการศึกษาครั้งต่อไปควรทำการศึกษาถึงปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีผลต่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลในเอเชีย เพื่อให้ทราบว่าปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ส่งผลนั้น มีลักษณะที่ใกล้เคียงกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยหรือไม่ ซึ่งจะส่งผลดีต่อการพัฒนาตลาดพันธบัตรรัฐบาลไทยในการแข่งขันกับประเทศอื่นในเอเชีย

เอกสารและสิ่งอ้างอิง

- ชลธาร ขอบเสียง. 2550. **ปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์และอุปทานการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลของ กองทุนตราสารหนี้**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ฐาปนา จีนไพศาล. 2544. **การเงินระหว่างประเทศ**. พิมพ์ครั้งที่ 5. กรุงเทพมหานคร: ชีระฟิล์ม และไซเท็กซ์.
- ทวีชัย สรเศรษฐ์สกุล. 2549. **พันธบัตรรัฐบาลและปัจจัยที่กำหนดอัตราผลตอบแทนของพันธบัตร ประเภทกู้ยืมเงิน(LB)**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ธุรกิจ, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- ธีรยุทธ์ โกศลวิริยะกิจ. 2548. **ปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลในประเทศไทย**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- นิพัทธ์ พันธุ์นิล. 2548. **ผลกระทบของปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราดอกเบี้ยระยะยาวในประเทศไทย**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- นิศากร ดันติพิเชษฐกุล. 2548. **การศึกษาประสิทธิภาพตลาดพันธบัตรไทยเพื่อสนับสนุนการพัฒนา ตลาดพันธบัตรเอเชีย**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- วิมลีน ตัสมมา. 2552. **ปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่มีผลกระทบต่ออัตราผลตอบแทนส่วนเกินของ หุ้นกู้**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ธุรกิจ, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. 2556. **สรุปสถิติสำคัญของตลาดหลักทรัพย์ (Online)**. http://www.set.or.th/th/market/market_statistics.html, 24 ธันวาคม 2556.

ธนาคารแห่งประเทศไทย. 2556. เงินให้สินเชื่อ เงินฝาก และอัตราส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝาก

ของธนาคารพาณิชย์ (2536-2546) (Online). <http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=170&language=th.>, 2 ธันวาคม 2556.

_____. 2556ก. เงินให้สินเชื่อ เงินฝาก และอัตราส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝากของธนาคารพาณิชย์ (2547-2549) (Online). <http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=171&language=th.>, 2 ธันวาคม 2556.

_____. 2556ข. เงินให้สินเชื่อ เงินฝาก และอัตราส่วนเงินให้สินเชื่อต่อเงินฝากของธนาคารพาณิชย์ (2550-ปัจจุบัน) (Online). <http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=155&language=th.>, 2 ธันวาคม 2556.

_____. 2556ค. ดัชนีค่าเงินบาท (NEER) และดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง (REER) (Online). <http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=407&language=th.>, 24 ธันวาคม 2556.

_____. 2556ง. ดัชนีปัจจัยเศรษฐกิจและองค์ประกอบที่ปรับฤดูกาล (Online). <http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=401&language=th.>, 22 ธันวาคม 2556.

_____. 2556จ. ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (2542-2555) (Online). http://www.indexpr.moc.go.th/price_present/cpi/stat/others/indexg_report2.asp?table_name=., 17 กุมภาพันธ์ 2556.

_____. 2556ฉ. อัตราดอกเบี้ยในตลาดเงิน (2521-2547) (Online). <http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=222&language=th.>, 14 เมษายน 2556.

_____. 2556ช. อัตราดอกเบี้ยในตลาดเงิน (2548-ปัจจุบัน) (Online). <http://www2.bot.or.th/statistics/ReportPage.aspx?reportID=223&language=th.>, 14 เมษายน 2556.

สมาคมตลาดตราสารหนี้ไทย. 2555. สรุปความเคลื่อนไหวของตราสารหนี้ไทยปี 2549-2555

(Online). <http://www.thaibma.or.th/main.html>, 1 มกราคม 2556.

สถาบันพัฒนาความรู้ตลาดทุน ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. 2551. การลงทุนในตราสารหนี้. พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพมหานคร: อมรินทร์พริ้นติ้งแอนด์พับลิชชิ่ง

สันติ กิระนันท์. 2548. การลงทุนในตราสารหนี้. พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพมหานคร: บุญศิริการพิมพ์.

อัญญา ชันชวิทย์ และ สุกัญมณี ภัทรธรรมมาศ. กลไกของตลาดการเงินในระบบเศรษฐกิจไทย. 3,000 เล่ม. พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพมหานคร: อมรินทร์พริ้นติ้งแอนด์พับลิชชิ่ง

Budina, N. and T. Mantchev. 2000. "Determinants of Bulgarian Brady Bond Prices: An Empirical Assesment." **Policy Research Working Paper** 2277: 3-24.

Dua, P. and N. Raje. 2010. "Determinants of Weekly Yields On Government Securities In India." **CDE Working Paper** 187: 1-21.

Hubbard, R. G. 2005. **Money, the Financial System, and the Economy**. United States of America: Pearson Education, Inc.

U.S. DEPARTMENT OF THE TREASURY. 2013. **Daily Treasury Yields Curve Rates** (Online). <http://www.treasury.gov/resource-center/data-chart-center/interest-rates/Pages/TextView.aspx?data=yieldYear&year=1999-2011>., 16 September 2012.



ภาคผนวก



1. ผลการทดสอบ Unit Root ตั้งแต่ช่วงปี พ.ศ. 2542 ถึง พ.ศ. 2555

ตารางผนวกที่ 1 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: GY has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.899022	0.1657
Test critical values: 1% level	-4.017568	
5% level	-3.438700	
10% level	-3.143666	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 2 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(GY) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.02801	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.017185	
5% level	-3.438515	
10% level	-3.143558	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 3 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีพ้องเศรษฐกิจ (CEI)

(พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: CEI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.882658	0.1710
Test critical values: 1% level	-4.017956	
5% level	-3.438886	
10% level	-3.143776	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 4 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีพ้องเศรษฐกิจ (CEI)

(พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(CEI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.513211	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.017956	
5% level	-3.438886	
10% level	-3.143776	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 5 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI)

(พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: CPI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.163406	0.0957
Test critical values: 1% level	-4.017568	
5% level	-3.438700	
10% level	-3.143666	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 6 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.795074	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.017185	
5% level	-3.438515	
10% level	-3.143558	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 7 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: L has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 10 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.723215	0.2289
Test critical values: 1% level	-4.020822	
5% level	-3.440263	
10% level	-3.144585	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 8 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(L) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.113208	0.0075
Test critical values: 1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 9 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราดอกเบี้ยระหว่าง
ธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: LIBOR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 10 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.293693	0.0713
Test critical values: 1% level	-4.020822	
5% level	-3.440263	
10% level	-3.144585	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 10 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราดอกเบี้ยระหว่าง
ธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(LIBOR) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.389296	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.017185	
5% level	-3.438515	
10% level	-3.143558	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 11 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER)
(พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: REER has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.625950	0.2695
Test critical values: 1% level	-4.017185	
5% level	-3.438515	
10% level	-3.143558	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 12 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง
(REER) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(REER) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller statistic	-8.103202	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.017568	
5% level	-3.438700	
10% level	-3.143666	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 13 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีหลักทรัพย์ 50 (SET)
(พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: SET has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.558805	0.2999
Test critical values: 1% level	-4.017956	
5% level	-3.438886	
10% level	-3.143776	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 14 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีหลักทรัพย์ 50 (SET)
(พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(SET) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.241948	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.017956	
5% level	-3.438886	
10% level	-3.143776	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 15 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: US has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.948669	0.6242
Test critical values: 1% level	-4.017185	
5% level	-3.438515	
10% level	-3.143558	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 16 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (พ.ศ. 2542 - 2555)

Null Hypothesis: D(US) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.769700	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.017185	
5% level	-3.438515	
10% level	-3.143558	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

2. ผลการทดสอบ Unit Root ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ. 2540

ตารางผนวกที่ 17 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: GY has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.117698	0.5288
Test critical values: 1% level	-4.063233	
5% level	-3.460516	
10% level	-3.156439	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 18 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(GY) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.324026	0.0002
Test critical values: 1% level	-4.063233	
5% level	-3.460516	
10% level	-3.156439	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 19 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีพ้องเศรษฐกิจ (CEI)
(หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: CEI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.819392	0.6875
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 20 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีพ้องเศรษฐกิจ (CEI)
(หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(CEI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.10513	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 21 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI)
(หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: CPI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.554093	0.8034
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 22 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.822574	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 23 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: L has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.066675	0.0092
Test critical values: 1% level	-4.099631	
5% level	-3.463547	
10% level	-3.158207	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 24 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของสัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(L) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.734160	0.0013
Test critical values: 1% level	-4.069631	
5% level	-3.463547	
10% level	-3.158207	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 25 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารใน
ตลาดลอนดอน (LIBOR) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: LIBOR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.340388	0.0666
Test critical values: 1% level	-4.066981	
5% level	-3.462292	
10% level	-3.157475	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 26 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราดอกเบี้ยระหว่าง
ธนาคารในตลาดลอนดอน (LIBOR) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(LIBOR) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.072453	0.0108
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 27 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER)
(หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: REER has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.794189	0.9619
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 28 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง
(REER) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(REER) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.238593	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 29 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET)
(หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: SET has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.261808	0.4501
Test critical values: 1% level	-4.058619	
5% level	-3.458326	
10% level	-3.155161	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 30 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50
(SET) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(SET) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.813908	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 31 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: US has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.573997	0.1022
Test critical values: 1% level	-3.505595	
5% level	-2.894332	
10% level	-2.584325	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 32 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Null Hypothesis: D(US) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.756412	0.0047
Test critical values: 1% level	-3.502238	
5% level	-2.892879	
10% level	-2.583553	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

3. ผลการทดสอบ Unit Root ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

ตารางผนวกที่ 33 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: GY has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.565183	0.2973
Test critical values: 1% level	-4.133838	
5% level	-3.493692	
10% level	-3.175693	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 34 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลไทยในตราครองอายุ 3 ปี (GY) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(GY) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.236258	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.137279	
5% level	-3.495295	
10% level	-3.176618	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 35 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีปัจจัยเศรษฐกิจ (CEI)
(หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: CEI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.722803	0.0279
Test critical values: 1% level	-4.110440	
5% level	-3.482763	
10% level	-3.169372	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 36 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีปัจจัยเศรษฐกิจ (CEI)
(หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(CEI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.654043	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.113017	
5% level	-3.483970	
10% level	-3.170071	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 37 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI)
(หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: CPI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.100656	0.9440
Test critical values: 1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 38 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (CPI) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.932958	0.0169
Test critical values: 1% level	-4.130526	
5% level	-3.492149	
10% level	-3.174802	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 39 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของสัดส่วนสินเชื่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: L has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.469049	0.8132
Test critical values: 1% level	-2.603423	
5% level	-1.946253	
10% level	-1.613346	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 40 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของสัดส่วนสินเชื่อเงินฝาก (L) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(L) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.669225	0.0084
Test critical values: 1% level	-2.603423	
5% level	-1.946253	
10% level	-1.613346	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 41 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารใน
ตลาดลอนดอน (Libor) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: LIBOR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.081550	0.5459
Test critical values: 1% level	-4.107947	
5% level	-3.481595	
10% level	-3.168695	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 42 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราดอกเบี้ยระหว่าง
ธนาคารในตลาดลอนดอน (Libor) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(LIBOR) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.352752	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.110440	
5% level	-3.482763	
10% level	-3.169372	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 43 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER)
(หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: REER has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.043710	0.5661
Test critical values: 1% level	-4.113017	
5% level	-3.483970	
10% level	-3.170071	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 44 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (REER) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(REER) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.275121	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.113017	
5% level	-3.483970	
10% level	-3.170071	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 45 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: SET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.618288	0.8473
Test critical values: 1% level	-2.603423	
5% level	-1.946253	
10% level	-1.613346	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 46 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (SET) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(SET) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.397929	0.0010
Test critical values: 1% level	-2.603423	
5% level	-1.946253	
10% level	-1.613346	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 47 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ Level ของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
สหรัฐอเมริกาอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: US has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.859679	0.0199
Test critical values: 1% level	-4.115684	
5% level	-3.485218	
10% level	-3.170793	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 48 ผลการทดสอบ Unit Root ณ ระดับ First Difference ของอัตราผลตอบแทน
พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอเมริกาอายุ 3 ปี (US) (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Null Hypothesis: D(US) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.346190	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.124265	
5% level	-3.489228	
10% level	-3.173114	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป



1. ผลการทดสอบ Granger Causality ตั้งแต่ช่วงปี พ.ศ. 2542 ถึง พ.ศ. 2555

ตารางผนวกที่ 49 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีฟองเศรษฐกิจ (พ.ศ. 2542 - 2555)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/20/14 Time: 12:07

Sample: 1999M09 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCEI does not Granger Cause DGY	156	0.68108	0.56494
DGY does not Granger Cause DCEI		1.50850	0.21471

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 50 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (พ.ศ. 2542 - 2555)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/20/14 Time: 12:12

Sample: 1999M09 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCPI does not Granger Cause DGY	156	4.73469	0.00348
DGY does not Granger Cause DCPI		1.36432	0.15154

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 51 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (พ.ศ. 2542 - 2555)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/20/14 Time: 12:14

Sample: 1999M09 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DL does not Granger Cause DGY	156	2.64253	0.04217
DGY does not Granger Cause DL		1.02746	0.38230

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 52 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตราดลอนดอน
(พ.ศ. 2542 - 2555)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/20/14 Time: 12:18

Sample: 1999M09 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLIBOR does not Granger Cause DGY	156	0.72123	0.54081
DGY does not Granger Cause DLIBOR		3.49674	0.01717

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 53 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (พ.ศ. 2542 - 2555)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/20/14 Time: 12:20

Sample: 1999M09 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DREER does not Granger Cause DGY	156	0.70249	0.55197
DGY does not Granger Cause DREER		2.39347	0.07075

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 54 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (พ.ศ. 2542 - 2555)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/20/14 Time: 12:21

Sample: 1999M09 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DSET does not Granger Cause DGY	156	2.97705	0.03352
DGY does not Granger Cause DSET		0.44328	0.72241

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 55 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี
(พ.ศ. 2542 - 2555)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/20/14 Time: 12:22

Sample: 1999M09 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DUS does not Granger Cause DGY	156	2.74221	0.05296
DGY does not Granger Cause DUS		0.38201	0.77692

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

2. ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ.2540

ตารางผนวกที่ 56 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีฟองเศรษฐกิจ (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:20

Sample: 1999M09 2007M07

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCEI does not Granger Cause DGY	89	0.35791	0.87567
DGY does not Granger Cause DCEI		0.86730	0.50702

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 57 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:35

Sample: 1999:09 2007:07

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCPI does not Granger Cause DGY	89	2.18350	0.06439
DGY does not Granger Cause DCPI		0.15043	0.97934

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 58 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/27/14 Time: 18:36
Sample: 1999:09 2007:07
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DL does not Granger Cause DGY	89	2.55189	0.03424
DGY does not Granger Cause DL		0.71454	0.61437

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 59 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตราลอนดอน
(หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/27/14 Time: 18:37
Sample: 1999:09 2007:07
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLIBOR does not Granger Cause DGY	89	0.72930	0.60357
DGY does not Granger Cause DLIBOR		0.73874	0.59671

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 60 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:38

Sample: 1999:09 2007:07

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DREER does not Granger Cause DGY	89	1.34245	0.25538
DGY does not Granger Cause DREER		1.23591	0.30045

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 61 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 (หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:38

Sample: 1999:09 2007:07

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DSET does not Granger Cause DGY	89	1.07285	0.38195
DGY does not Granger Cause DSET		0.92281	0.47085

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 62 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี
(หลังวิกฤตเศรษฐกิจ)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/27/14 Time: 18:40
Sample: 1999:09 2007:07
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DUS does not Granger Cause DGY	89	274331	0.02504
DGY does not Granger Cause DUS		1.20402	0.31523

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

3. ผลการทดสอบ Granger Causality ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

ตารางผนวกที่ 63 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีปัจจัยเศรษฐกิจ (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:44

Sample: 2007:08 2012:12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCEI does not Granger Cause DGY	59	0.84799	0.52274
DGY does not Granger Cause DCEI		0.93357	0.46779

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 64 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:44

Sample: 2007:08 2012:12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCPI does not Granger Cause DGY	59	5.26446	0.00062
DGY does not Granger Cause DCPI		0.45302	0.81494

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 65 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ สัดส่วนสินเชื่อต่อเงินฝาก (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/27/14 Time: 18:45
Sample: 2007:08 2012:12
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DL does not Granger Cause DGY	59	2.04503	0.08102
DGY does not Granger Cause DL		0.64069	0.66975

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 66 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคารในตราคลอนดอน
(หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 06/13/14 Time: 03:10
Sample: 2007:08 2012:12
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLIBOR does not Granger Cause DGY	59	1.90459	0.11102
DGY does not Granger Cause DLIBOR		6.31160	0.00014

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 67 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีค่าเงินบาทแท้จริง (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:48

Sample: 2007:08 2012:12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DREER does not Granger Cause DGY	59	1.96938	0.10027
DGY does not Granger Cause DREER		2.15100	0.07526

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 68 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในไตรมาสอายุ 3 ปี กับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์ 50 (หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/27/14 Time: 18:49

Sample: 2007:08 2012:12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DSET does not Granger Cause DGY	59	2.33651	0.05607
DGY does not Granger Cause DSET		1.86118	0.11884

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 69 ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล
ไทยในตราครองอายุ 3 ปี กับ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 3 ปี
(หลังวิกฤตซับไพร์ม)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/27/14 Time: 18:50
Sample: 2007:08 2012:12
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DUS does not Granger Cause DGY	59	2.27754	0.05715
DGY does not Granger Cause DUS		0.46697	0.79890

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป



ตารางผนวกที่ 70 ผลการตรวจสอบ Multicollinearity ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 ถึง พ.ศ. 2555

	DGY	DCPI	DL	DUS
DGY	1.000000	0.304206	0.177615	0.413393
DCPI	0.304206	1.000000	0.107111	0.278656
DL	0.177615	0.107111	1.000000	0.026482
DUS	0.413393	0.278656	0.026482	1.000000

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 71 ผลการตรวจสอบ Multicollinearity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540

	DGY	DCPI	DL	DUS
DGY	1.000000	0.184132	0.236462	0.118836
DCPI	0.184132	1.000000	0.075305	0.205674
DL	0.236462	0.075305	1.000000	-0.018506
DUS	0.118836	0.205674	-0.018506	1.000000

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 72 ผลการตรวจสอบ Multicollinearity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

	DGY	DCPI	DL	DUS
DGY	1.000000	0.410723	0.094967	0.544057
DCPI	0.410723	1.000000	0.147348	0.387595
DL	0.094967	0.147348	1.000000	-0.032267
DUS	0.544057	0.387595	-0.032267	1.000000

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป



ในการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity เป็นวิธีการที่ใช้ทดสอบว่าค่าคาดเคลื่อนของสมการถดถอยมีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือ เกิดปัญหา Heteroscedasticity หรือไม่ โดยมีสมมติฐานดังนี้

H_0 : Homoscedasticity

H_a : Heteroscedasticity

ตารางผนวกที่ 73 ผลการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 – 2555

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.669412	Prob. F(6,152)	0.674492
Obs*R-squared	4.093278	Prob. Chi-Square(6)	0.664055

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 07/17/14 Time: 05:38
Sample: 1999M10 2012M12
Included observations: 159

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054699	0.017771	3.078009	0.0025
DCPI	0.012561	0.028360	0.442906	0.6585
DCPI^2	0.005689	0.016429	0.346253	0.7296
DL	-0.003312	0.007169	-0.462010	0.6447
DL^2	-0.000817	0.001145	-0.713912	0.4764
DUS	0.003226	0.058840	0.054834	0.9563
DUS^2	0.279762	0.155328	1.801100	0.0737

R-squared	0.025744	Mean dependent var	0.072137
Adjusted R-squared	-0.012714	S.D. dependent var	0.164284
S.E. of regression	0.165325	Akaike info criterion	-0.718777
Sum squared resid	4.154534	Schwarz criterion	-0.583668
Log likelihood	64.14273	F-statistic	0.669412
Durbin-Watson stat	1.866304	Prob(F-statistic)	0.674492

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ผลการทดสอบสมมติฐานพิจารณาจากค่า Probability ของ F-Statistic และ R-Square ซึ่งจากผลการศึกษา พบว่า ค่า Probability > 0.05 จึงสรุปว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก และปฏิเสธสมมติฐานรอง ดังนั้น จึงไม่เกิดปัญหา Heteroskedasticity

ตารางผนวกที่ 74 ผลการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity ในช่วงหลังวิกฤตเศรษฐกิจปี พ.ศ. 2540

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.237048	Prob. F(6,87)	0.963195
Obs*R-squared	1.512009	Prob. Chi-Square(6)	0.958693

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/19/14 Time: 23:07

Sample: 1999M10 2007M07

Included observations: 94

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.069130	0.029058	2.379048	0.0195
DCPI	0.061339	0.089439	0.685813	0.4947
DCPI^2	-0.019390	0.119207	-0.162660	0.8712
DL	-0.003222	0.010996	-0.292975	0.7702
DL^2	-0.000226	0.001513	-0.149597	0.8814
DUS	0.053570	0.090289	0.593321	0.5545
DUS^2	-0.075002	0.250271	-0.299684	0.7651

R-squared	0.016085	Mean dependent var	0.072024
Adjusted R-squared	-0.051771	S.D. dependent var	0.192928
S.E. of regression	0.197859	Akaike info criterion	-0.330977
Sum squared resid	3.405883	Schwarz criterion	-0.141583
Log likelihood	22.55593	F-statistic	0.237048
Durbin-Watson stat	1.878388	Prob(F-statistic)	0.963195

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ผลการทดสอบสมมติฐานพิจารณาจากค่า Probability ของ F-Statistic และ R-Square พบว่า ค่า Probability > 0.05 จึงสรุปว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก และปฏิเสธสมมติฐานรอง ดังนั้น จึงไม่เกิด

ปัญหา Heteroskedasticity

ตารางผนวกที่ 75 ผลการตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	4.697143	Prob. F(6,57)	0.000601
Obs*R-squared	21.17448	Prob. Chi-Square(6)	0.001707

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/17/14 Time: 06:13

Sample: 2007M09 2012M12

Included observations: 64

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.037686	0.018905	1.993458	0.0510
DCPI	-0.022226	0.025593	-0.868451	0.3888
DCPI^2	-0.014128	0.012628	-1.118863	0.2679
DL	0.003251	0.007386	0.440175	0.6615
DL^2	-0.000646	0.002297	-0.281259	0.7795
DUS	0.032455	0.076296	0.425385	0.6722
DUS^2	0.842446	0.185250	4.547620	0.0000

R-squared	0.330851	Mean dependent var	0.068854
Adjusted R-squared	0.260415	S.D. dependent var	0.118969
S.E. of regression	0.102312	Akaike info criterion	-1.618661
Sum squared resid	0.596662	Schwarz criterion	-1.382533
Log likelihood	58.79714	F-statistic	4.697143
Durbin-Watson stat	1.660275	Prob(F-statistic)	0.000601

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ผลการทดสอบสมมติฐานพิจารณาจากค่า Probability ของ F-Statistic และ R-Square พบว่าค่า Probability < 0.05 จึงสรุปว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก และยอมรับสมมติฐานรอง ดังนั้น จึงเกิดปัญหา Heteroskedasticity และต้องทำการแก้ไขปัญหา โดยในการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้จะใช้วิธี Heteroskedasticity-Corrected Standard Errors แบบ White ดังตารางผนวกที่ 76

ตารางผนวกที่ 76 ผลการแก้ปัญหา Heteroskedasticity ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

Dependent Variable: DGY

Method: Least Squares

Date: 07/17/14 Time: 06:13

Sample (adjusted): 2007M09 2012M12

Included observations: 64 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000185	0.036680	0.005042	0.9960
DCPI	0.107534	0.061863	1.738253	0.0873
DL	0.014051	0.015841	0.886997	0.3786
DUS	0.659721	0.256015	2.576884	0.0124
R-squared	0.348793	Mean dependent var	-0.011250	
Adjusted R-squared	0.316232	S.D. dependent var	0.327736	
S.E. of regression	0.271006	Akaike info criterion	0.287110	
Sum squared resid	4.406654	Schwarz criterion	0.422040	
Log likelihood	-5.187511	F-statistic	10.71219	
Durbin-Watson stat	2.327649	Prob(F-statistic)	0.000010	

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป



ในการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation เป็นวิธีการที่ใช้ทดสอบว่าตัวคาดเคลื่อนมีความสัมพันธ์ระหว่างกัน หรือ เกิดปัญหา Autocorrelation หรือไม่ โดยมีสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : Non-Autocorrelation

H_a : Autocorrelation

ตารางผนวกที่ 77 ผลการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 – 2555

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.449775	Prob. F(2,153)	0.638612
Obs*R-squared	0.929362	Prob. Chi-Square(2)	0.628335

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/19/14 Time: 22:37

Sample: 1999M10 2012M12

Included observations: 159

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000145	0.023975	-0.006040	0.9952
DCPI	0.000812	0.045859	0.017698	0.9859
DL	-0.001389	0.011498	-0.120784	0.9040
DUS	0.000670	0.094164	0.007112	0.9943
RESID(-1)	0.054305	0.081629	0.665262	0.5069
RESID(-2)	0.051764	0.081295	0.636738	0.5252

R-squared	0.005845	Mean dependent var	-8.18E-19
Adjusted R-squared	-0.026644	S.D. dependent var	0.269433
S.E. of regression	0.272999	Akaike info criterion	0.278305
Sum squared resid	11.40282	Schwarz criterion	0.394113
Log likelihood	-16.12526	F-statistic	0.179910
Durbin-Watson stat	1.999577	Prob(F-statistic)	0.969810

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ผลการทดสอบสมมติฐานพิจารณาจากค่า Probability ของ F-Statistic และ R-Square ซึ่งจากผลการศึกษา พบว่า ค่า Probability > 0.05 จึงสรุปว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก และปฏิเสธสมมติฐานรอง ดังนั้น จึงไม่เกิดปัญหา Autocorrelation

ตารางผนวกที่ 78 ผลการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ปี พ.ศ.2540

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.508863	Prob. F(2,88)	0.087166
Obs*R-squared	5.070714	Prob. Chi-Square(2)	0.079233

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/19/14 Time: 23:08

Sample: 1999M10 2007M07

Included observations: 94

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005521	0.032076	-0.172108	0.8637
DCPI	0.029211	0.087392	0.334250	0.7390
DL	-0.002894	0.014325	-0.202015	0.8404
DUS	-0.020280	0.117806	-0.172147	0.8637
RESID(-1)	0.213911	0.108287	1.975406	0.0514
RESID(-2)	0.064304	0.106796	0.602121	0.5486

R-squared	0.053944	Mean dependent var	5.91E-19
Adjusted R-squared	0.000191	S.D. dependent var	0.269812
S.E. of regression	0.269786	Akaike info criterion	0.279327
Sum squared resid	6.405040	Schwarz criterion	0.441665
Log likelihood	-7.128367	F-statistic	1.003545
Durbin-Watson stat	1.999848	Prob(F-statistic)	0.420518

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ผลการทดสอบสมมติฐานพิจารณาจากค่า Probability ของ F-Statistic และ R-Square พบว่าค่า Probability > 0.05 จึงสรุปว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก และปฏิเสธสมมติฐานรอง ดังนั้น จึงไม่เกิดปัญหา Autocorrelation

ตารางผนวกที่ 79 ผลการตรวจสอบปัญหา Autocorrelation ช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.044811	Prob. F(2,58)	0.358284
Obs*R-squared	2.225606	Prob. Chi-Square(2)	0.328636

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/19/14 Time: 23:19

Sample: 2007M09 2012M12

Included observations: 64

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005557	0.039283	-0.141450	0.8880
DCPI	0.011715	0.057048	0.205357	0.8380
DL	0.005352	0.019592	0.273204	0.7857
DUS	-0.019910	0.163189	-0.122005	0.9033
RESID(-1)	-0.191735	0.135628	-1.413678	0.1628
RESID(-2)	-0.071048	0.133022	-0.534111	0.5953

R-squared	0.034775	Mean dependent var	-3.74E-18
Adjusted R-squared	-0.048434	S.D. dependent var	0.264475
S.E. of regression	0.270804	Akaike info criterion	0.314216
Sum squared resid	4.253412	Schwarz criterion	0.516611
Log likelihood	-4.054898	F-statistic	0.417925
Durbin-Watson stat	2.015210	Prob(F-statistic)	0.834395

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ผลการทดสอบสมมติฐานพิจารณาจากค่า Probability ของ F-Statistic และ R-Square พบว่าค่า Probability > 0.05 จึงสรุปว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก และปฏิเสธสมมติฐานรอง ดังนั้น จึงไม่เกิดปัญหา Autocorrelation



ตารางผนวกที่ 80 ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ตั้งแต่ช่วงปี พ.ศ. 2542 - 2555

Dependent Variable: DGY

Method: Least Squares

Date: 07/17/14 Time: 05:41

Sample (adjusted): 1999M10 2012M12

Included observations: 159 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020305	0.023878	-0.850373	0.3964
DCPI	0.116458	0.045447	2.562503	0.0113
DL	0.023709	0.011353	2.088431	0.0384
DUS	0.456217	0.093754	4.866114	0.0000
R-squared	0.231259	Mean dependent var	-0.013711	
Adjusted R-squared	0.216380	S.D. dependent var	0.307298	
S.E. of regression	0.272028	Akaike info criterion	0.259010	
Sum squared resid	11.46986	Schwarz criterion	0.336215	
Log likelihood	-16.59131	F-statistic	15.54275	
Durbin-Watson stat	1.887873	Prob(F-statistic)	0.000000	

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 81 ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ในช่วงหลังเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ
ปี พ.ศ. 2540

Dependent Variable: DGY

Method: Least Squares

Date: 07/19/14 Time: 23:09

Sample (adjusted): 1999M10 2007M07

Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022565	0.032491	-0.694484	0.4892
DCPI	0.103965	0.087741	1.184902	0.2392
DL	0.029643	0.014501	2.044148	0.0439
DUS	0.363084	0.119138	3.047578	0.0030
R-squared	0.169447	Mean dependent var	-0.015745	
Adjusted R-squared	0.141762	S.D. dependent var	0.296058	
S.E. of regression	0.274272	Akaike info criterion	0.292227	
Sum squared resid	6.770252	Schwarz criterion	0.400452	
Log likelihood	-9.734671	F-statistic	6.120505	
Durbin-Watson stat	1.559639	Prob(F-statistic)	0.000777	

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 82 ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม
ก่อนแก้ปัญหา Heteroskedasticity

Dependent Variable: DGY

Method: Least Squares

Date: 07/17/14 Time: 06:08

Sample (adjusted): 2007M09 2012M12

Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000185	0.039110	0.004729	0.9962
DCPI	0.107534	0.055930	1.922653	0.0593
DL	0.014051	0.019231	0.730666	0.4678
DUS	0.659721	0.162501	4.059797	0.0001
R-squared	0.348793	Mean dependent var	-0.011250	
Adjusted R-squared	0.316232	S.D. dependent var	0.327736	
S.E. of regression	0.271006	Akaike info criterion	0.287110	
Sum squared resid	4.406654	Schwarz criterion	0.422040	
Log likelihood	-5.187511	F-statistic	10.71219	
Durbin-Watson stat	2.327649	Prob(F-statistic)	0.000010	

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ตารางผนวกที่ 83 ผลการวิเคราะห์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ในช่วงหลังเกิดวิกฤตซับไพร์ม
หลังแก้ปัญหา Heteroskedasticity

Dependent Variable: DGY

Method: Least Squares

Date: 07/19/14 Time: 23:25

Sample (adjusted): 2007M09 2012M12

Included observations: 64 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000185	0.036680	0.005042	0.9960
DCPI	0.107534	0.061863	1.738253	0.0873
DL	0.014051	0.015841	0.886997	0.3786
DUS	0.659721	0.256015	2.576884	0.0124
R-squared	0.348793	Mean dependent var		-0.011250
Adjusted R-squared	0.316232	S.D. dependent var		0.327736
S.E. of regression	0.271006	Akaike info criterion		0.287110
Sum squared resid	4.406654	Schwarz criterion		0.422040
Log likelihood	-5.187511	F-statistic		10.71219
Durbin-Watson stat	2.327649	Prob(F-statistic)		0.000010

ที่มา: จากการประมวลโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป

ประวัติการศึกษาและการทำงาน

ชื่อ – นามสกุล

นางสาวทณวดี นานัง

วัน เดือน ปี ที่เกิด

วันที่ 21 เดือน กรกฎาคม พ.ศ. 2531

สถานที่เกิด

จังหวัดนครศรีธรรมราช

ประวัติการศึกษา

เศรษฐศาสตรบัณฑิต

สาขาเศรษฐศาสตร์

มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

