



การทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect ในตลาดการเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาลของ ประเทศไทยด้วยวิธี Cointegration

An Empirical Investigation of the Fisher Effect in Financial Market and Government Bond Market in Thailand: A Cointegration Approach

ธีรศักดิ์ ทรัพย์วโรบล¹

คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

Teerasak Sapwarobol¹

Faculty of Economics, Kasetsart University

(Received: April 27, 2020; Revised: July 16, 2020; Accepted: August 13, 2020)

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect ทั้งในตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาลในช่วงที่ประเทศไทยดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อแบบยืดหยุ่น โดยอาศัยข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนระหว่างปี พ.ศ. 2548-2561 เพื่อทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวตามวิธีของ Johansen และวิเคราะห์การปรับตัวในระยะสั้นโดยวิธี VECM โดยกำหนดให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 1 ปี และอายุ 10 ปี และอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคารเป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยในตลาดพันธบัตรรัฐบาลและตลาดเงินตามลำดับ และกำหนดให้อัตราเงินเฟ้อทั่วไปเป็นตัวแทนของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ซึ่งเป็นไปตามแนวคิดของ Rational Expectation Approach ผลการศึกษาพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราดอกเบี้ยทั้งในกรณีของตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาลในทุกแบบจำลอง เมื่อทำการทดสอบการส่งผ่านผลกระทบในระยะสั้นระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์โดยวิธี VECM พบว่าเมื่อมีภาวะการณ์ใด ๆ ที่ทำให้อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินทั้งในตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาลหลุดออกจากดุลยภาพระบบจะมีการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวภายในระยะเวลาประมาณ 2-3 เดือน อีกทั้งพบว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มีการส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินได้ทั้งหมด จึงเป็นหลักฐานเชิงประจักษ์ที่แสดงให้เห็นว่า Fisher Effect เป็นปรากฏการณ์ ที่เกิดขึ้นทั้งในตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาล

คำสำคัญ: 1) ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว 2) Fisher Effect 3) กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อแบบยืดหยุ่น

Abstract

This study aimed to examine the Fisher Effect in money market and bond market under the regime of flexible inflation targeting in Thailand. The monthly time series data during 2005-2018 were utilized to examine long-term relationship using Johansen methodology as well as to investigate the speed of adjustment using VECM method. Thai 1-year and 10-year bond yields as well as interbank rate were utilized as proxies of interest rates in bond and money market, respectively, whereas headline inflation rate was used as a proxy of expected rate of inflation following Rational Expectation Approach. The results showed the long-term relationship between the expected rate of inflation and nominal interest rate in both bond markets and money market in all cases. In addition, when there was any shock in nominal interest rate, the system would bring nominal interest rate back to its long-run equilibrium within 2-3 months. The results also showed that all effect of changes in the expected rate of inflation could passthrough into nominal interest rate, providing empirical evidence that the Fisher effect held in both money market and bond market.

Keywords: 1) Cointegration 2) Fisher Effect 3) Flexible Inflation Targeting

¹ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ประจำภาควิชาเศรษฐศาสตร์ (Assistant Professor, Department of Economics)
E-mail : fecotss@ku.ac.th



บทนำ (Introduction)

อิทธิพลของการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อที่มีต่อการเคลื่อนไหวของอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงิน (Nominal Interest Rate) เป็นประเด็นที่มีการศึกษากันอย่างแพร่หลายนับตั้งแต่ Fisher (1930) เสนอว่าอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินควรจะเท่ากับผลรวมระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จากการที่อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (หรืออัตราผลตอบแทนที่แท้จริง) ถูกกำหนดโดยผลิตภาพส่วนเพิ่มของปัจจัยทุน (Marginal Productivity of Capital Stock) ดังนั้นอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงจึงควรจะมีค่าคงที่ในระยะสั้น ประชาชนที่คิดอย่างมีเหตุผลจึงคาดหวังที่จะได้รับอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินเปลี่ยนแปลงไปตามการคาดการณ์เงินเฟ้อที่เปลี่ยนแปลงไป ซึ่งปรากฏการณ์ ดังกล่าวถูกเรียกว่า “Fisher Effect”

ปรากฏการณ์ Fisher Effect ได้รับการยอมรับอย่างแพร่หลายโดยเฉพาะอย่างยิ่งในช่วงระหว่างทศวรรษ 1960–1970 เนื่องจากสามารถอธิบายการเพิ่มขึ้นพร้อมๆกันระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อในหลายประเทศ ในทางเศรษฐศาสตร์ Fisher Effect เป็นปรากฏการณ์ที่มักจะเกิดขึ้นในระยะยาว แต่จะไม่เกิดขึ้นในระยะสั้นเนื่องจากทฤษฎีปริมาณเงิน (The Quantity Theory of Money) เชื่อว่าในระยะยาว การเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินจะส่งผลให้เกิดเงินเฟ้อในระบบเศรษฐกิจ แต่จะไม่ส่งผลกระทบต่อตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคที่แท้จริง การเปลี่ยนแปลงในปริมาณเงินจึงไม่ส่งผลต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อทั้งหมดจึงถูกส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในลักษณะ 1 ต่อ 1 ซึ่งปรากฏการณ์ ดังกล่าวสะท้อนให้เห็นความเป็นกลางของเงิน (Neutrality of Money) ในระยะยาว

การศึกษาเชิงประจักษ์ที่ผ่านมาได้มีการทดสอบ Fisher Effect ในหลายประเทศ โดยการใช้ตัวแปรในหลากหลายลักษณะเพื่อใช้เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ย อาทิเช่น งานวิจัยของ Ito (2016, pp. 283-295) ซึ่งใช้ Interest Rate Swap เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ย งานวิจัยของ Zainal, Nassir and Yahya (2014, pp. 112-124) ใช้อัตราดอกเบี้ยพันธบัตรรัฐบาลอายุ 3 เดือนและอัตราดอกเบี้ยเงิน

ให้กู้ยืมระหว่างธนาคารพาณิชย์เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ย หรือในงานวิจัยของ Kittihamchariya (1997, pp. 6-7) ที่ใช้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่แท้จริง และอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรที่แท้จริงเป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยในตลาดการเงิน

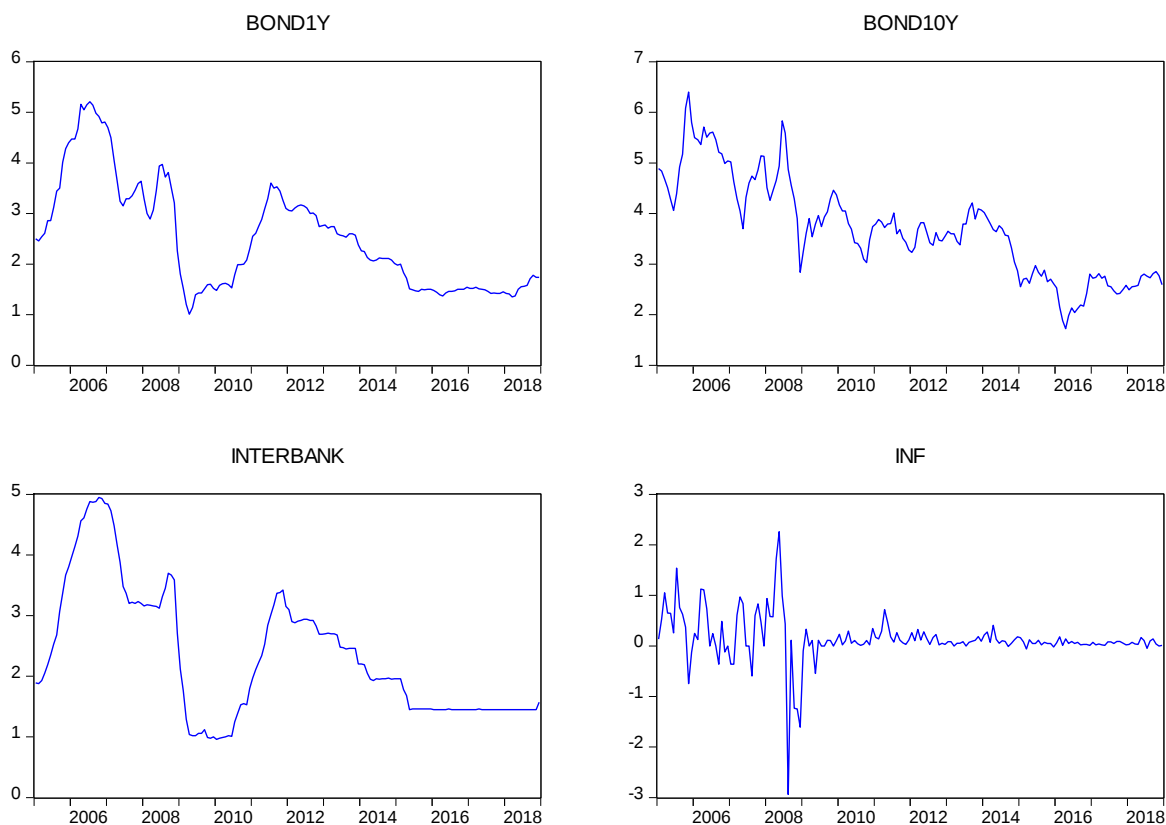
สำหรับกรณีของประเทศไทยพบว่ามีการศึกษาเชิงประจักษ์ในการทดสอบ Fisher Effect อยู่จำนวนหนึ่ง แต่ส่วนใหญ่ช่วงเวลาที่ทำการศึกษายู่ในช่วงก่อนปี พ.ศ. 2530-2540 อาทิเช่นงานวิจัยของ Yohtchaisarn (2001, pp. 4) และงานวิจัยของ Kittihamchariya (1997, pp. 6-7)

ปัจจุบันประเทศไทยได้ดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อแบบยืดหยุ่น (Flexible Inflation Targeting) โดยการให้ความสำคัญกับการรักษาเสถียรภาพทางด้านราคาผ่านการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อทั่วไปเฉลี่ยทั้งปีที่ร้อยละ 2.5 ± 1.5 ภายใต้ผลของนโยบายการเงินดังกล่าว ระดับราคาสินค้าและบริการโดยทั่วไปของไทยจึงค่อนข้างจะมีเสถียรภาพ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในช่วงหลังจากวิกฤตซับไพรม์ (Subprime Crisis) ในปี ค.ศ. 2008-2009 เป็นต้นมา ที่พบว่าอัตราเงินเฟ้อของไทยมีการเคลื่อนไหวอยู่ในกรอบแคบ ๆ ระหว่างร้อยละ -0.5 ถึง 0.5 และเป็นการเคลื่อนไหวที่มีวัฏจักรดังแสดงในภาพ 1 (INF) กอปรกับการส่งสัญญาณทิศทางของอัตราเงินเฟ้อจากหน่วยงานที่กำกับดูแลเสถียรภาพด้านราคาของไทย จึงเอื้อให้ตลาดการเงินสามารถพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อได้ใกล้เคียงกับความเป็นจริงมากยิ่งขึ้นซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานของ Rational Expectation ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยของไทยก็มีแนวโน้มเป็นขาลงตามทิศทางของอัตราดอกเบี้ยในตลาดโลกตลอดช่วงกว่าสองทศวรรษที่ผ่านมา ทั้งในกรณีของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 1 ปี (BOND1Y) และอายุ 10 ปี (BOND10Y) รวมถึงอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคาร (INTERBANK) ดังแสดงในภาพ 1 ประเด็นความน่าสนใจจึงอยู่ที่ว่า หากตลาดการเงินสามารถพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อได้ใกล้เคียงกับความเป็นจริง อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะสามารถส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินได้มากน้อยเพียงใดภายใต้การดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบ



เป้าหมายเงินเพื่อแบบยืดหยุ่นของไทยในช่วงสองทศวรรษที่ผ่านมา ซึ่งผลที่ได้จากการศึกษาจะเป็นหลักฐานเชิงประจักษ์ที่จะสะท้อนให้เห็นถึงประสิทธิภาพของการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้

กรอบเป้าหมายเงินเพื่อแบบยืดหยุ่นและประสิทธิภาพของตลาดการเงินในการส่งผ่านอัตราเงินเฟ้อไปยังอัตราดอกเบี้ยตามสมมติฐานของ Fisher Effect ต่อไป



ภาพ 1 อัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อทั่วไปของไทยในช่วงปี ค.ศ. 2005-2018

การทบทวนวรรณกรรม (Literature Review)

Fisher Equation มีพื้นฐานมาจากการคำนวณมูลค่าปัจจุบันของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลหรือตราสารหนี้โดยทั่วไป โดยหากสมมติให้นักลงทุนซื้อพันธบัตรรัฐบาลมูลค่า 1 บาท ณ ช่วงเวลาที่ t อัตราดอกเบี้ยเป็นต้นทุนในช่วงเวลาปัจจุบันคือ i_t หากนักลงทุนได้ถอนพันธบัตรรัฐบาลในช่วงเวลาที่ $t + 1$ นักลงทุนจะได้รับผลตอบแทน $(1 + i_t)$ บาท อย่างไรก็ตาม หากอัตราเงินเฟ้อในช่วงเวลา $t + 1$ ถูกคาดการณ์ว่าจะเท่ากับ π_t^e ดังนั้นมูลค่าปัจจุบันของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลที่แท้จริงจะเท่ากับ $(1 + i_t)/(1 + \pi_t^e)$ ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการทางคณิตศาสตร์ได้ดังนี้

$$(1 + r_t) = (1 + i_t)/(1 + \pi_t^e) \dots(1)$$

โดยที่ $(1 + r_t)$ คือมูลค่าปัจจุบันของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลที่แท้จริง (Ex-Ante Real Interest Rate) ที่ได้รับจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาล สมการที่ 1 สามารถปรับให้อยู่ในรูปสมการของ Fisher Equation ได้ดังสมการที่ 2 และลดรูปเป็นสมการที่ 3 ได้ดังนี้

$$(1 + i_t) = (1 + r_t)(1 + \pi_t^e) \dots(2)$$

$$i_t = r_t + \pi_t^e + (r_t * \pi_t^e) \dots(3)$$

และจากการที่ $(r_t * \pi_t^e)$ มักมีขนาดเล็ก ดังนั้น Fisher Equation สามารถลดรูปได้เป็น

$$i_t \approx r_t + \pi_t^e \dots(4)$$



จากสมการที่ 4 Fisher (1930) จึงตั้งสมมติฐานว่าอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินจะเท่ากับผลรวมของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ ดังนั้นหากกำหนดให้อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงคงที่ การเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ร้อยละ 1 จะส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกันและในสัดส่วนที่เท่ากัน ซึ่งสามารถเขียนในรูปสมการเชิงคณิตศาสตร์ได้ดังสมการที่ 5

$$\Delta i_t = \Delta \pi_t^e \quad \dots(5)$$

ในการทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect การกำหนดตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ถูกสร้างขึ้นจากสมมติฐานที่หลากหลาย โดยรูปแบบที่ได้รับความนิยมคือ (1) Rational Expectation Approach และ (2) Adoptive Expectation Approach วิธีการคาดการณ์เงินเฟ้ออย่างเป็นเหตุเป็นผล (Rational Expectation Approach) ตั้งอยู่บนสมมติฐานที่ว่าตลาดการเงินจะอาศัยข้อมูลข่าวสารที่เกี่ยวข้องกับอัตราเงินเฟ้อและอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินในอดีต รวมถึงข้อมูลข่าวสารอื่น ๆ ในอดีตที่เกี่ยวข้องมาสร้างเป็นแบบจำลองประมาณการการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อ ณ ปีที่ t ส่วนวิธี Adoptive Expectation Approach จะตั้งอยู่บนสมมติฐานที่ว่าตลาดการเงินจะอาศัยเฉพาะข้อมูลข่าวสารที่เกี่ยวข้องกับอัตราเงินเฟ้อในอดีตมาทำการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อ ณ ปีที่ t (Rehman, Khan and Ahmad, 2004, pp. 27-28; Ito, 2016, pp. 286-287)

การศึกษาปรากฏการณ์ Fisher Effect ทั้งในประเทศและต่างประเทศที่ผ่านมา ได้ผลการศึกษาที่หลากหลายขึ้นอยู่กับช่วงเวลาที่ใช้การศึกษา ประเทศที่ใช้การศึกษา รวมถึงตัวแปรที่ใช้เป็นตัวแทนของอัตราเงินเฟ้อและอัตราดอกเบี้ย อาทิเช่น งานวิจัยของ Rehman, Khan and Ahmad (2004, pp. 29-34) ที่ใช้ทั้งวิธี Adoptive Expectation Approach และ วิธี Rational Expectation Approach มาสร้างเป็นแบบจำลองตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์รายไตรมาสของประเทศปากีสถานในช่วงปี ค.ศ. 1981-2002 และใช้อัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินเป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงิน ผลการทดสอบด้วยวิธี Wald Test พบความสัมพันธ์ในลักษณะ 1 ต่อ 1 ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ ซึ่ง

เป็นไปตามสมมติฐานของ Conventional Fisher Hypothesis สะท้อนให้เห็นถึงประสิทธิภาพของตลาดการเงินในประเทศปากีสถาน สอดคล้องกับผลการศึกษาของ Benazic (2013, pp. 83-102) ที่ใช้อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมของธนาคารพาณิชย์ในประเทศโครเอเชียในช่วงระหว่างปี ค.ศ. 1996-2012 เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยและพบความสัมพันธ์ในลักษณะ 1 ต่อ 1 ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อในช่วงเวลาที่ใช้การศึกษา สำหรับการทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect ในประเทศมาเลเซีย Zainal, Nassir and Yahya (2014, pp. 112-124) ใช้วิธี Cointegration Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bounds Test ซึ่งเป็นวิธีที่สามารถใช้ได้กับชุดข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความนิ่ง ณ ระดับ $I(0)$ หรือ $I(1)$ ก็ได้ มาทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินและอัตราเงินเฟ้อที่คำนวณจากดัชนีราคาผู้บริโภคในช่วงปี ค.ศ. 2000-2012 ซึ่งผลการศึกษาพบปรากฏการณ์ Fisher Effect ทั้งในกรณีของอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคารพาณิชย์และอัตราดอกเบี้ยพันธบัตรรัฐบาล

Ito (2016, pp. 283-295) ทำการทดสอบ Fisher Effect ในประเทศสวีเดนในช่วงปี ค.ศ. 1993-2015 ซึ่งเป็นช่วงเวลาที่สวีเดนมีการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อ (Inflation Targeting) โดยใช้ Interest rate swap เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงิน และใช้อัตราเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นจริงในช่วงเวลาเดียวกันเป็นตัวแทนของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ ผลการศึกษาพบว่า Fisher Effect ในประเทศสวีเดนเกิดขึ้นอย่างเต็มรูปแบบในลักษณะความสัมพันธ์แบบ 1 ต่อ 1 ในกรณีของอัตราดอกเบี้ยระยะสั้นและระยะปานกลาง แต่ปรากฏการณ์ Fisher Effect กลับไม่เกิดขึ้นในกรณีของอัตราดอกเบี้ยระยะยาว อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษายังคงสะท้อนให้เห็นถึงความเชื่อมั่นของตลาดการเงินและประสิทธิภาพของการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อในการควบคุมอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ในประเทศสวีเดน สำหรับกรณีของประเทศในกลุ่ม G-7 Caporale and Gil-Alana (2017, pp. 1-22) พบความสัมพันธ์ในทางบวกระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินกับอัตราเงินเฟ้อ แต่ Fisher hypothesis ไม่ได้เกิดขึ้นอย่างเต็มรูปแบบเนื่องจาก



การปรับตัวของอัตราเงินเฟ้อไม่ได้ส่งผลต่ออัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในลักษณะ 1 ต่อ 1

ในกรณีของประเทศไทย Kittihamchariya (1997, pp. 1-132) ทดสอบ Fisher Effect ในช่วงการเปลี่ยนผ่านจากนโยบายการกำหนดเพดานอัตราดอกเบี้ยไปสู่การยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยในตลาดการเงินในช่วงปี ค.ศ. 1985-1996 และพบว่าในช่วงก่อนการยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยในตลาดการเงินอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดีที่แท้จริงและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่แท้จริงมีความสัมพันธ์กับอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ในลักษณะ Inverted Fisher Hypothesis แต่หลังการประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย พฤติกรรมการเคลื่อนไหวของอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์เกิดการเปลี่ยนแปลงไปอย่างมีนัยสำคัญ กล่าวคือ อัตราดอกเบี้ยในตลาดการเงินกลับมีความสัมพันธ์กับอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ในลักษณะ Partial Fisher Hypothesis โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์กับอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดีที่แท้จริงและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่แท้จริงมีค่าเท่ากับ -0.523 และ -0.587 ตามลำดับ

วิธีการวิจัย (Research Methodology)

ข้อมูลที่ใช้ในการวิจัย

งานวิจัยนี้ต้องการศึกษาปรากฏการณ์ Fisher Effect ในช่วงที่ประเทศไทยดำเนินนโยบายการเงิน

ภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อแบบยืดหยุ่น ซึ่งเริ่มใช้มาตั้งแต่ พ.ศ.2543 แต่เนื่องจากข้อจำกัดด้านข้อมูลงานวิจัยนี้จึงใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่ มกราคม 2548 ถึงธันวาคม 2561 รวมทั้งสิ้น 168 เดือน ตัวแปรที่ใช้เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินได้แก่ (1) อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 1 ปี (BOND1Y) (2) อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 10 ปี (BOND10Y) โดยกำหนดให้อัตราดอกเบี้ยทั้ง 2 ชนิดดังกล่าวเป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยในตลาดพันธบัตรรัฐบาล และ (3) อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคาร (INTERBANK) ซึ่งกำหนดให้เป็นตัวแทนของอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงิน ซึ่งอัตราดอกเบี้ยทั้ง 3 ชนิดนี้ถือเป็น Benchmark ที่สำคัญที่ตลาดเงินและตลาดทุนให้ความสนใจอย่างกว้างขวาง ในขณะที่ตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ (INF) ของงานวิจัยนี้ตั้งอยู่บนสมมติฐานที่ว่าตลาดการเงินใช้ข้อมูลข่าวสารที่เกี่ยวข้องกับอัตราเงินเฟ้อและอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินในอดีต รวมถึงข้อมูลข่าวสารอื่นๆที่เกี่ยวข้องมาสร้างเป็นแบบจำลองประมาณการการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อ ณ ปีที่ t ซึ่งเป็นไปตามแนวคิดของ Rational Expectation Approach ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงใช้อัตราเงินเฟ้อทั่วไปที่คำนวณจากดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปเป็นตัวแทนของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์

ตาราง 1 Descriptive Statistics

	BOND1Y	BOND10Y	INTERBANK	INF
Mean	2.524702	3.703631	2.351369	0.143791
Median	2.280000	3.685000	2.010000	0.085590
Maximum	5.210000	6.400000	4.950000	2.257336
Minimum	1.010000	1.720000	0.960000	-2.937976
Std. Dev.	1.069000	0.986099	1.067330	0.479039
Skewness	0.771405	0.372235	0.778294	-1.054802
Kurtosis	2.708798	2.566135	2.735270	16.39688
Jarque-Bera	17.25544	5.197318	17.45132	1287.488
Observations	168	168	168	168



วิธีการวิเคราะห์ข้อมูล

เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการวิจัยเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งมักจะมีความไม่นิ่งของข้อมูล (Non Stationary) กล่าวคือ ข้อมูลมักจะมีค่าเฉลี่ย (Mean) ค่าความแปรปรวน (Variance) และค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) ไม่คงที่และผันแปรไปตามเวลา ก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ปลอม (Spurious Relationship) ดังนั้นก่อนวิเคราะห์ตัวแปรอนุกรมเวลาจึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าตัวแปรที่นำมาใช้ศึกษานั้นมีความนิ่งของข้อมูลหรือไม่ กระบวนการทดสอบทางเศรษฐมิตินี้เรียกว่าการทดสอบ Unit Root โดยการวิจัยครั้งนี้ทำการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF Test) ซึ่งเป็นวิธีการเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) เข้าไปในสมการ เป็นการแก้ปัญหากรณีที่การทดสอบของ Dicky-Fuller Test แล้วค่า Durbin-Watson ต่ำ โดยหากผลการทดสอบ Unit Root สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) แสดงว่าข้อมูลอนุกรมไม่มี Unit Root หรือมีลักษณะนิ่ง (Stationary) ที่ระดับของ Integration ลำดับ 0 หรือ $I(0)$ แต่หากไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมี Unit Root หรือมีลักษณะไม่นิ่ง (Non Stationary) จะยังไม่สามารถนำชุดข้อมูลไปใช้ในการวิเคราะห์ได้และต้องทำการทดสอบ Unit Root อีกครั้งโดยการเปลี่ยนตัวแปรให้อยู่ในรูปของ First Difference โดยหากสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรมีความนิ่งที่ระดับของ Integration ลำดับ 1 หรือ $I(1)$ แต่หากไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าตัวแปรเป็น Non Stationary ที่ระดับ First Difference และต้องทำการทดสอบ Unit Root อีกครั้งโดยการเปลี่ยนตัวแปรให้อยู่ในรูปของ Second Difference และทำการทดสอบไปเรื่อยๆ กระทั่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้

เมื่อพบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะเป็น Stationary ในอันดับเดียวกันจะทำการทดสอบต่อไปว่าตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) หรือไม่ โดยใช้วิธีของ Johansen and Juselius (1990, pp. 169-210) ซึ่งเหมาะสมกับการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของตัวแปรตั้งแต่ 2 ตัวขึ้นไปหรือกรณีที่ไม

ทราบแน่ชัดว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรอิสระและตัวแปรตาม โดยการหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวโดยวิธี Vector Autoregressive (VAR) Model ดังสมการที่ 6

$$\text{VAR}(p) X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \mu_t \quad \dots(6)$$

โดยที่ X_t คือ เวกเตอร์ของอนุกรมเวลา n ชุด
 A_0 คือ เวกเตอร์ของค่าคงที่
 A_i คือ เมทริกซ์ของค่าสัมประสิทธิ์ของ X_{t-i} ($i = 1, \dots, p$)
 μ_t คือ เวกเตอร์ของตัวแปรสุ่มคลาดเคลื่อน

ตัวแปรอนุกรมเวลาที่อยู่ในรูปเวกเตอร์ X_t ของแบบจำลอง VAR จะต้องมีความเกี่ยวข้องกัน ดังนั้นการเลือกจำนวนความล่าช้า (p) ที่จะนำมาใช้ในแบบจำลอง VAR ควรมีค่าที่เหมาะสม เนื่องจากถ้าแบบจำลองมีจำนวนความล่าช้ามากหรือน้อยเกินไป จะไม่สามารถแสดงความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันของอนุกรมเวลาที่อยู่ในแบบจำลองได้ โดยงานวิจัยนี้จะพิจารณาเลือกลำดับ (p) จากค่า Akaike Information Criterion (AIC) ที่ต่ำที่สุด เงื่อนไขในการทดสอบ Cointegration คือ Rank ของเมทริกซ์ $A_i X_{t-p}$ เป็นตัวกำหนดความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรต่าง ๆ ที่อยู่ในเวกเตอร์ X_t สำหรับการทดสอบจำนวน Cointegrating Vector (r) จะใช้ค่าสถิติทดสอบ 2 ค่า คือ Trace Test (λ_{trace}) และ Maximum Eigenvalue Test (λ_{max}) โดยมีขั้นตอนดังนี้

1) Trace Test สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบคือ

H_0 : จำนวน Cointegrating Vector น้อยกว่าหรือเท่ากับ r

H_1 : จำนวน Cointegrating Vector มากกว่า r
 หากผลการทดสอบพบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จะสรุปว่าอนุกรมเวลาในแบบจำลอง VAR ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกัน แต่หากสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักจะแสดงถึงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ



2) Maximum Eigenvalue Test สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ คือ

H_0 : จำนวน Cointegrating Vector สูงสุดเท่ากับ r

H_1 : จำนวน Cointegrating Vector เท่ากับ $r + 1$

โดยการทดสอบจะเริ่มจากสมมติฐานที่กำหนดให้ $r = 0$ ซึ่งหากผลการทดสอบไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าไม่มี Cointegrating Vector แต่หากสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่าเกิดความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ

หากพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ จะทำการทดสอบการปรับตัวระยะสั้นเพื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวโดยอาศัยแบบจำลอง Vector Error Correction Model (VECM) ดังสมการที่ 7

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_t + A_1 \Delta X_{t-1} + A_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \mu_t \quad \dots(7)$$

โดยที่ α คือเวกเตอร์ของความเร็วในการปรับตัวและ β คือ Cointegrating Vector ดังนั้นค่าสัมประสิทธิ์ $\alpha\beta'$ จะบอกถึงความเร็วการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวของตัวแปร ซึ่งผลการประมาณค่าแบบจำลอง VECM เป็นการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และการทดสอบสมมติฐานของค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรแต่ละตัวในแบบจำลอง VECM จะใช้ค่าสถิติ t หรือค่า Probability (p -value) ในการทดสอบ

เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่ได้จากแบบจำลอง VAR จะแสดงค่า Cointegrating Matrix ที่เป็น Unnormalized Cointegrating Coefficients ดังนั้นการทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect จึงต้องปรับค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรให้อยู่ในรูป Normalization

โดยการหารตลอดค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่อยู่ในรูปของ Unnormalized Cointegrating Vector ด้วยค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรตาม ซึ่งจะได้เป็นค่า Normalized Cointegrating Coefficients โดยหากค่าที่คำนวณได้มีค่าประมาณ 1 แสดงว่าอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ทั้งหมดถูกส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในลักษณะ 1 ต่อ 1 ซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานของ Conventional Fisher Effect ในกรณีที่ค่าที่คำนวณได้มีค่าระหว่าง 0 ถึง 1 แสดงว่าอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มีการส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน แต่ในลักษณะน้อยกว่า 1 ต่อ 1 ซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานของ Partial Fisher Effect แต่หากค่าที่คำนวณได้มีค่าเป็น 0 แสดงว่าอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ไม่มีความสัมพันธ์กับอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน ซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานของ Inverted Fisher Effect (Kittihamchariya, 1997, pp. 25- 30; Rehman, Khan and Ahmad, 2004, pp. 29 เป็นต้น)

ผลการศึกษา (Results)

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล

ผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี ADF Test ณ ระดับ (At Level) พบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะเป็น Non Stationary ดังตาราง 2 แต่เมื่อทำการทดสอบ Unit Root ที่ระดับ First Difference พบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะเป็น Stationary ทั้งหมด ในขณะที่ผลการทดสอบด้วยวิธี Phillips-Perron ให้ผลที่ค่อนข้างสอดคล้องกัน กล่าวคือตัวแปรอัตราดอกเบี้ยทั้ง 3 ชนิดมีลักษณะเป็น Stationary ที่ระดับ First Difference มีเพียงตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่มีลักษณะเป็น Stationary ณ ระดับ และ First Difference จึงสรุปได้ว่าตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาทุกตัวมีลักษณะเป็น Stationary ที่ระดับ First Difference หรือ $I(1)$ จึงทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ต่อไป



ตาราง 2 ผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี ADF และ Phillips-Perron

ตัวแปร	ADF (At Level)			ADF (At First Difference)		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
BOND1Y	-0.8802	-1.9023	-3.1217	-6.7077*	-6.6897*	-6.6821*
BOND10Y	-2.0919	-1.3154	-4.5505*	-4.5611*	-4.8636*	-6.1882*
INTERBANK	-0.9672	-2.5140	-3.5201	-4.7240*	-4.7120*	-4.6849*
INF	-2.9606*	-3.4724	-3.6159	-8.0534*	-8.0276*	-7.9908*
ตัวแปร	Phillips-Perron (At Level)			Phillips-Perron (At First Difference)		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
BOND1Y	-0.8269	-1.6427	-2.6804	-6.6727*	-6.6546*	-6.6479*
BOND10Y	-1.1155	-1.8125	-3.8734	-9.7085*	-9.7017*	-9.6598*
INTERBANK	-0.7962	-1.7507	-2.6397	-5.5999*	-5.5825*	-5.5862*
INF	-7.7642*	-8.0905*	-8.3748*	-43.2301*	-43.3694*	-45.7959*

หมายเหตุ: * หมายถึง ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

จากการที่ตัวแปรที่ใช้ศึกษามีลักษณะเป็น Non Stationary และมีระดับของ Integration ที่ลำดับ 1 หรือ I(1) สมการ Cointegration จึงอยู่ในรูปของแบบจำลอง Restricted VAR ที่แสดงความสัมพันธ์ของตัวแปรในรูปของ First Difference ตามจำนวนความล่าช้า (Lag Length) ที่เหมาะสม ซึ่งผลการทดสอบจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมจากค่า AIC พบว่าแบบจำลองความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะ

ยาวระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 1 ปี และอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ และแบบจำลองอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคารและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่จำนวนความล่าช้า 4 มีค่า AIC ต่ำที่สุด ในขณะที่แบบจำลองความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 10 ปีและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่จำนวนความล่าช้า 3 มีค่า AIC ต่ำที่สุด ดังแสดงในตาราง 3

ตาราง 3 ผลการทดสอบความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง

Lag Length	AIC Criteria		
	BOND1Y - INF	BOND10Y - INF	INTERBANK - INF
0	4.316080	4.110284	4.323340
1	0.250776	1.043298	0.174830
2	-0.152728	1.054266	-0.557634
3	-0.172414	1.023972*	-0.600778
4	-0.196869*	1.044023	-0.745843*
5	-0.154984	1.032767	-0.700369
6	-0.129870	1.047370	-0.691156
7	-0.099470	1.074798	-0.664785
8	-0.074579	1.067855	-0.636688

หมายเหตุ: * แสดงค่า AIC ที่ต่ำที่สุด



ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวจากค่าสถิติ Trace Test พบว่าในทั้ง 3 แบบจำลอง เมื่อทำการทดสอบสมมติฐานหลักที่ว่า Cointegrating Vector ที่จำนวนน้อยกว่าหรือเท่ากับ 0 (None) สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 แต่เมื่อทำการทดสอบ Cointegrating Vector ที่จำนวนน้อยกว่าหรือเท่ากับ 1 (At Most 1) กลับไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงสรุปได้ว่าอัตราดอกเบี้ยเป็นต้นทุนและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ทั้ง 3 แบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวต่อกัน โดยทั้ง 3 แบบจำลองมีจำนวน Cointegrating Vector 1 รูปแบบความสัมพันธ์ ดังแสดงในตาราง 4 ในขณะที่ผลการ

ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวจากค่าสถิติ Maximum Eigenvalue Test ได้ผลการศึกษาที่สอดคล้องกัน กล่าวคือ เมื่อทำการทดสอบสมมติฐานหลักที่ว่าจำนวน Cointegrating Vector สูงสุดเท่ากับ 0 (None) สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 แต่เมื่อทำการทดสอบสมมติฐานหลักที่ว่าจำนวน Cointegrating Vector สูงสุดเท่ากับ 1 (At Most 1) กลับไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงสรุปได้ว่าอัตราดอกเบี้ยเป็นต้นทุนและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ทั้ง 3 แบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวต่อกัน โดยมีจำนวน Cointegrating Vector 1 รูปแบบความสัมพันธ์

ตาราง 4 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวโดยวิธี Johansen Cointegration

Cointegrating Vector	Maximum Eigenvalue		Trace	
	Max-Eigen Statistic	P-value	Trace Statistic	P-value
BOND1Y - INF				
None	39.73398*	0.0000	42.89851*	0.0000
At most 1	3.164534	0.0753	3.164534	0.0753
BOND10Y - INF				
None	38.05088*	0.0000	41.52376*	0.0000
At most 1	3.472880	0.0624	3.472880	0.0624
INTERBANK - INF				
None	50.09539*	0.0000	53.84379*	0.0000
At most 1	3.748399	0.0529	3.748399	0.0529

หมายเหตุ: * หมายถึง ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

ผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นโดยวิธี VECM

ผลการทดสอบการส่งผ่านผลกระทบในระยะสั้นเพื่อปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยเป็นต้นทุนและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ทั้ง 3 แบบจำลองโดยวิธี Vector Error Correction Model (VECM) โดยพิจารณาทั้งด้านขนาดและทิศทาง พบการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวทั้ง 3 แบบจำลองอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.05 และมีทิศทาง และขนาดในระดับที่ใกล้เคียงกัน กล่าวคือ ผลการทดสอบพบค่าความเร็วในการปรับตัว (Speed of Adjustment) เท่ากับ

-0.022673, -0.028673 และ -0.021812 ในกรณีของแบบจำลองอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 1 ปี อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี และอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคารตามลำดับ (ดังแสดงในตาราง 5) แสดงให้เห็นว่าหากมีภาวะการณ์ใด ๆ ที่ทำให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 1 ปี อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี และอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคารหลุดออกจากดุลยภาพในระยะยาว ระบบจะมีการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวภายในเวลา 2.27 เดือน, 2.87 เดือน และ 2.18 เดือนตามลำดับ นอกจากนี้ยังพบว่าการเปลี่ยนแปลงของ



อัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินทั้ง 3 ชนิดได้รับอิทธิพลมาจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินชนิดนั้น ๆ ในช่วงเวลาที่ t-1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และเป็นที่น่าสังเกตว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินที่เกิดขึ้นจะได้รับอิทธิพลมาจาก

การเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อในอดีตอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในกรณีของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 1 ปีและอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคาร

ตาราง 5 ผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นของอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินโดยวิธี VECM

BOND1Y - INF		BOND10Y - INF		INTERBANK - INF	
Error Correction	D(BOND1Y)	Error Correction	D(BOND10Y)	Error Correction	D(INF)
CointEq1	-0.022673* (-4.06956)	CointEq1	-0.028673* (-3.71094)	CointEq1	-0.021812* (-5.76742)
D(BOND1Y(-1))	0.40038* (4.72389)	D(BOND10Y(-1))	0.166706* (2.12319)	D(INTERBANK(-1))	0.402543* (4.96342)
D(BOND1Y(-2))	-0.054031 (-0.60390)	D(BOND10Y(-2))	-0.112375 (-1.42611)	D(INTERBANK(-2))	0.156038* (1.87866)
D(BOND1Y(-3))	0.055334 (0.61304)	D(BOND10Y(-3))	0.018516 (0.23182)	D(INTERBANK(-3))	0.042694 (0.51756)
D(BOND1Y(-4))	-0.025173 (-0.31760)			D(INTERBANK(-4))	-0.068767 (-0.97594)
D(INF(-1))	-0.131872* (-2.99247)	D(INF(-1))	-0.044001 (-0.72071)	D(INF(-1))	-0.155405* (-5.18046)
D(INF(-2))	-0.069575* (-1.82128)	D(INF(-2))	-0.004132 (-0.07537)	D(INF(-2))	-0.099173* (-3.66904)
D(INF(-3))	-0.070944* (-2.09918)	D(INF(-3))	-0.085707* (-1.95860)	D(INF(-3))	-0.102629* (-4.32769)
D(INF(-4))	0.022347 (0.84561)			D(INF(-4))	0.000773 (0.03873)
Constant	-0.005999 (-0.58571)	Constant	-0.011187 (-0.62104)	Constant	-0.003419 (-0.47068)

หมายเหตุ: * หมายถึง ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05

ค่า t-statistic แสดงในวงเล็บ

ผลการทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect

เมื่อนำผลการศึกษาจากแบบจำลองความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มาทำการแปลงค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ในแต่ละแบบจำลองให้อยู่ในรูป Normalization จะได้สมการความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวดังสมการที่ 8-10

$$\text{BOND1Y} = 1.382903 + 8.579891 \text{ INF} \quad \dots(8)$$

$$\text{BOND10Y} = 2.568465 + 8.201394 \text{ INF} \quad \dots(9)$$

$$\text{INTERBANK} = 1.240768 + 8.422788 \text{ INF} \quad \dots(10)$$

ผลการศึกษาเชิงประจักษ์จากสมการที่ 8-10 พบว่าค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มีค่าเท่ากับ 8.579891, 8.201394 และ 8.422788 ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่า ในระยะยาวการเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ทั้งหมดจะถูก



ส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในทั้ง 3 กรณี ซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานของ Conventional Fisher Effect จึงสามารถสรุปได้ว่าภายใต้การดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อแบบยืดหยุ่นของไทย ปรากฏการณ์ Fisher Effect เป็นปรากฏการณ์ที่เกิดขึ้นทั้งในกรณีของตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาลของไทย

สรุปและอภิปรายผล (Conclusion and Discussion)

การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect ในช่วงเวลาที่ประเทศไทยดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อแบบยืดหยุ่น (Flexible Inflation Targeting) ซึ่งเป็นการให้ความสำคัญกับการรักษาเสถียรภาพทางด้านราคาผ่านการกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อเฉลี่ยทั้งปี ผลของนโยบายการกำหนดกรอบเป้าหมายเงินเฟ้อจึงช่วยให้อัตราเงินเฟ้อของไทยในช่วงกว่าสองทศวรรษที่ผ่านมาเคลื่อนไหวอยู่ในกรอบแคบ ๆ ทำให้ตลาดการเงินสามารถคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อได้ใกล้เคียงกับความเป็นจริงมากยิ่งขึ้น ในงานวิจัยครั้งนี้ ตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จึงตั้งอยู่บนสมมติฐานตามแนวคิดของ Rational Expectation Approach สำหรับตัวแปรอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงิน งานวิจัยนี้กำหนดให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยอายุ 1 ปี และอายุ 10 ปีเป็นตัวแทนที่ใช้ในการทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect ในตลาดพันธบัตรรัฐบาล และกำหนดให้อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคารเป็นตัวแทนสำหรับการทดสอบปรากฏการณ์ Fisher Effect ในตลาดเงิน

เนื่องจาก Fisher Effect เป็นปรากฏการณ์ ที่มักจะเกิดขึ้นในระยะยาว งานวิจัยครั้งนี้จึงเลือกวิธีของ Johansen and Juselius (1990, pp. 169-210) เพื่อใช้ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) ซึ่งถือเป็นวิธีที่สามารถใช้วิเคราะห์ความสัมพันธ์ของตัวแปรได้ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ผลการศึกษาพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์และอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงิน ทั้งในกรณีของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 1 ปี และอายุ 10 ปี และอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคาร อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ เมื่อทำการทดสอบการส่งผ่าน

ผลกระทบในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ระหว่างอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินทั้ง 3 ชนิดและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์โดยวิธี Vector Error Correction Model (VECM) พบว่าเมื่อมีภาวะการณใด ๆ ที่ทำให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 1 ปี, อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี และอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมระหว่างธนาคารหลุดออกจากดุลยภาพ ระบบจะมีการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวภายในระยะเวลา 2.27 เดือน, 2.87 เดือน และ 2.18 เดือนตามลำดับ อีกทั้งยังพบว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินในแต่ละชนิดยังได้รับอิทธิพลจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ทั้งในอดีตและการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยชนิดนั้น ๆ ในอดีตอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติเช่นกัน

เมื่อทำการแปลงค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่ได้จากการทดสอบ Cointegration ให้อยู่ในรูปของ Normalization พบว่าค่าสัมประสิทธิ์มีค่ามากกว่า 1 ในทุกแบบจำลอง และเป็นไปตามสมมติฐานของ Conventional Fisher Effect ซึ่งแสดงให้เห็นว่าในระยะยาวการเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์สามารถที่จะส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินได้ทั้งหมด จึงนำมาสู่ข้อสรุปที่ว่าปรากฏการณ์ Fisher Effect เป็นปรากฏการณ์ ที่เกิดขึ้นทั้งในกรณีของตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาลของไทยในช่วงเวลาที่ประเทศไทยดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อแบบยืดหยุ่น

เป็นที่น่าสังเกตว่าผลการศึกษาเชิงประจักษ์ในครั้งนี้มีความสอดคล้องกับผลการศึกษาของ Ito (2016, pp. 283-295) ที่พบปรากฏการณ์ Fisher Effect อย่างเต็มรูปแบบในช่วงเวลาที่ประเทศสวีเดนมีการดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อ และเป็นไปในทิศทางเดียวกันกับผลการศึกษาจากงานวิจัยอีกจำนวนหนึ่ง อาทิเช่น Rehman, Khan and Ahmad (2004, pp. 29-34); Zainal, Nassir and Yahya (2014, pp. 112-124) และ Benazic (2013, pp. 83-102) เป็นต้น ผลการศึกษาจากงานวิจัยครั้งนี้จึงสะท้อนให้เห็นถึงประเด็นที่น่าสนใจทั้งในเชิงทฤษฎีและในทางปฏิบัติอย่างน้อย 2 ประการ กล่าวคือ ประการแรก ในทางทฤษฎี ผลการศึกษาใน



ครั้งนี้สะท้อนให้เห็นถึงความเป็นกลางของเงิน (Neutrality of Money) ในระยะยาว ซึ่งเป็นไปตามแนวคิดของทฤษฎีปริมาณเงิน (The Quantity Theory of Money) ที่เชื่อว่าในระยะยาว การเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินจะส่งผลให้เกิดเงินเฟ้อขึ้นในระบบเศรษฐกิจ แต่จะไม่ส่งผลกระทบต่อตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคที่แท้จริง (Real Variables) การเปลี่ยนแปลงในปริมาณเงินจึงไม่ส่งผลต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นทั้งหมดในระบบเศรษฐกิจจึงถูกส่งผ่านไปยังอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน ทั้งในกรณีของตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาล ประการที่สอง ในทางปฏิบัติ การดำเนินนโยบายการเงินภายใต้กรอบเป้าหมายเงินเฟ้อของไทย นอกจากจะเป็นเครื่องมือที่สำคัญในการสร้างและเอื้อให้เกิดวินัยในการดูแลเสถียรภาพทางด้านราคาตลอดช่วงกว่าสองทศวรรษที่ผ่านมา การประกาศเป้าหมายเงินเฟ้อที่ชัดเจน มีการ

เผยแพร่แนวคิด มุมมองและแนวโน้มของเศรษฐกิจและแนวโน้มของอัตราเงินเฟ้อจากการประชุมของคณะกรรมการนโยบายการเงินอย่างต่อเนื่อง ยังเอื้อให้ตลาดการเงินของไทยสามารถคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อได้ใกล้เคียงความเป็นจริงมากยิ่งขึ้น ผู้ฝากเงินและผู้กู้เงินสามารถคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อและอัตราผลตอบแทนที่แท้จริงได้ใกล้เคียงความเป็นจริงมากยิ่งขึ้น เอื้อให้การวางแผนการลงทุน การบริโภคและการออมทำได้ง่ายและเป็นไปอย่างมีประสิทธิภาพสูงขึ้น นอกจากนี้ เมื่อประชาชนสามารถคาดการณ์เงินเฟ้อได้ใกล้เคียงความเป็นจริง การส่งผ่านอัตราเงินเฟ้อไปยังอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวเงินทั้งในตลาดเงินและตลาดพันธบัตรรัฐบาลตามแนวคิดของ Fisher Effect จึงสามารถทำได้อย่างมีประสิทธิภาพมากขึ้น ผลกระทบของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อการกระจายความมั่งคั่งของประชาชนในระบบเศรษฐกิจจึงควรลดต่ำลง

บรรณานุกรม (Bibliography)

- Atkins, F. J. (1989). Co-integration, error correction and the Fisher effect. **Applied Economics**, 21, 1611-1620.
- Benazic, M. (2013). Tesing the Fisher Effect in Croatia: an empirical investigation. **The 6th International Conference. The Changing Economic Landscape: Issues, Implications and Policy Options**, 83-102.
- Bonham, C. S. (1991). Correct cointegration tests of the long-run relationship between nominal interest and inflation. **Applied Economics**, 23, 1487-1492.
- Caporale, G. M. And Pittis N. (2004). Estimator choice and Fisher's paradox: a Monte Carlo study. **Econometric Reviews**, 23(1), 25-52.
- Caporale, G. M. and Gil-Alana, L. (2017). Testing the Fisher Hypothesis in the G-7 countries using I(d) techniques. **DIW Berlin Discussion Papers**, No.1667.
- Crowder, W. J. and Donna L. H. (1996). The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited. **Journal of Money, Credit, and Banking**, 28(1996), 102-118.
- Cooray, A. (2003). The Fisher effect: a survey. **Singapore Economic Review**, 48, 135-150.
- Culver, S. E. and Papell D. H. (1997). Is there a unit root in the inflation rate? Evidence from sequential break and panel data models. **Journal of Applied Econometrics**. 12(4), 436-444.
- Dickey, D. A. and Fuller W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49(4), 1057-1072.
- Elliott, G. (1998). On the robustness of cointegration methods when regressors almost have unit roots. **Econometrica**, 66(1), 149-158.



- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, 25, 383-417.
- Fama, E. F. (1975). Short-term interest rates as predictors of inflation. **American Economic Review**, 65, 269-282.
- Fatima, N. and Shamim A. S. (2012). Empirical evidence of Fisher Effect in Pakistan. **World Applied Sciences Journal**, 18(6), 770–773.
- Fisher, I. (1930). **The theory of Interest, as determined by impatience to spend income and opportunity to Invest it**. New York: The Macmillan Company.
- Gibson, W. E. (1970). Price-expectations effects on interest rates. **Journal of Finance**, 25, 19-34.
- Ito, T. (2016). Does the Fisher Hypothesis hold in Sweden? An analysis of long-term interest rates under the regime of inflation targeting. **Review of Integrative Business and Economics Research**, 5(3), 283-295.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 5(2), 169-210.
- Kittithamchariya, S. (1997). **Testing Fisher Effect: a case of Thailand**, Thesis, M.Econ., Chulalongkorn University, Bangkok.
- Mishkin, F. S. (1992). Is the Fisher effect for real?. **Journal of Monetary Economics**, 30, 195-212.
- Rehman, H. U., Khan, S. and Ahmad, I. (2004). Does Fisher Effect exist in Pakistan? A cointegration analysis. **Pakistan Economic and Social Review**, 42(1), 21-37.
- Yohtchaisarn, S. (2001). **An analysis of the relationship between interest rate and inflation in Thailand: a case study of Fisher Effect**, Thesis, M.Econ., Ramkhamhaeng University, Bangkok.
- Zainal, N., Nassir, A. M. and Yahya, M. H. (2014). Fisher Effect: evidence from money market in Malaysia. **Journal of Social Science Studies**, 1(2), 112-124.