

แบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศและอัตราดอกเบี้ย กรณีเชิงประจักษ์จากไทย

EXCHANGE RATE MODEL AND INTEREST RATE EVIDENCE FROM THAILAND

พิทักษ์ ศรีสุขใส¹

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยของไทยและอัตราดอกเบี้ยสหรัฐอเมริกา กับอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ผลการวิจัยพบว่า ความเคลื่อนไหวดังกล่าว ไม่สอดคล้องกับคำอธิบายของทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค ผลการพัฒนาแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนพบว่า ปริมาณเงินในประเทศในช่วงเวลาปัจจุบัน ระดับราคาสินค้าและบริการของต่างประเทศในช่วงเวลาปัจจุบัน อัตราดอกเบี้ยของต่างประเทศในช่วงเวลาถัดไป และผลผลิตที่แท้จริงในช่วงเวลาปัจจุบัน เป็นปัจจัยกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน ผลการทดสอบเงื่อนไขของอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคที่ไม่ได้ป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนพบว่า ไม่สามารถอธิบายอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐได้ แต่ผลการทดสอบแบบจำลองการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณระบุว่า ปริมาณเงินตามความหมายกว้างในประเทศไทย ส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐในทางทิศทางเดียวกัน และดัชนีราคาผู้บริโภคในสหรัฐอเมริกา มีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ในทางทิศทางตรงกันข้ามกัน และแบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีมาก ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ปรากฏว่า มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว 2 รูปแบบ และเมื่อมีการเบี่ยงเบนออกไปจากดุลยภาพ อัตราแลกเปลี่ยนจะปรับตัวเข้าหาดุลยภาพระยะยาวตามแบบจำลอง Error-correction โดยมีความเร็วเท่ากับร้อยละ 2.219 รวมทั้งแบบจำลอง VEC สามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ไม่ด้อยสมบูรณ์มากนัก แต่แบบจำลอง ARIMA (1, 1, 1) สามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทต่อดอลลาร์สหรัฐได้ดีกว่า

คำสำคัญ: แบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยน เงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว
แบบจำลอง ARIMA

¹ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช E-mail: pithak.sri@stou.ac.th

Abstract

This research is to explore the relationship between the interest rate difference of Thailand and the United States and exchange rate in Baht and US dollar. The finding shows that such comovement is not consistent with uncovered interest rate parity. Additionally, the exchange rate model demonstrates that money supply of home country at time t , foreign price level at time t , foreign interest rate in the next period, and real output of home country at time t determine the current exchange rate. Moreover, the result indicates that the uncovered interest parity condition is violated. That is, it cannot capture the exchange rate movement. The multiple linear regression model reveals that the Thai broad money supply has a positive impact on exchange rate. On the contrary, the US consumer price index is negatively related to its exchange rate. In particular, such model clearly outperforms the other models. In addition, there are two cointegrating relationships. VECM explains that if there is a deviation from the long-run relationship, the exchange rate will suddenly move toward the equilibrium again with speed of adjustment of 2.219%. Such model is not appropriate for exchange rate forecasting. In contrast, ARIMA (1, 1, 1) model is more effective than the other one. Consequently, the Bank of Thailand should not focus solely on the interest rate difference between Thailand and the United States. Instead, they should not only concentrate on broad money supply of Thailand, but also pay attention to the movement of consumer price index in the United States. This is because both of them significantly affect on the Thai exchange rate.

Keywords: Exchange Rate Model, Interest Rate Parity Condition, Cointegration Relationship, ARIMA Model

บทนำ

เงินทุนเคลื่อนย้ายจำนวนมากได้ไหลเข้าสู่ประเทศที่เป็นตลาดเกิดใหม่ (Emerging Markets) รวมทั้งประเทศไทยด้วย เพราะประเมินกันว่าเงินทุนเหล่านั้นต้องหาผลตอบแทนที่สูงกว่าในประเทศเกิดใหม่ ส่งผลให้หลายประเทศกังวลต่อเงินทุนเคลื่อนย้ายที่เพิ่มมากขึ้นด้วย

โดยทั่วไป เงินทุนเคลื่อนย้ายสามารถแบ่งออกเป็นสองประเภทหลัก ได้แก่ 1) เงินทุนเคลื่อนย้ายระยะยาว ส่วนใหญ่เป็นการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (Foreign Direct Investment: FDI) เช่น การย้ายฐานการผลิตของบริษัทต่างชาติมายังประเทศไทย ซึ่งการลงทุนระยะยาวนี้มักได้รับการตอบรับที่ดีจากประเทศที่เป็นตลาดเกิดใหม่ เนื่องจากการมาตั้งฐานการผลิตจะช่วยเพิ่ม การจ้างงานเพิ่มรายได้ และในบางโอกาสช่วยนำเทคโนโลยีใหม่ๆเข้ามาด้วย 2) เงินทุนเคลื่อนย้ายระยะกลางและระยะสั้น ส่วนมากอยู่ในรูปของการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ (Foreign Portfolio Investment) เช่นการเข้ามาซื้อพันธบัตรรัฐบาล ตราสารหนี้ และตราสารทุนของชาวต่างชาติ โดยเงินทุนเคลื่อนย้ายประเภทนี้มักถูกมองว่าเป็นเงินที่ไม่มีความแน่นอน เพราะสามารถเข้าออกจากประเทศหนึ่งไปสู่อีกประเทศ ภายในระยะเวลาอันสั้น ขึ้นอยู่กับผลตอบแทนและความเสี่ยงของประเทศนั้น ๆ

นักเศรษฐศาสตร์ส่วนหนึ่งเห็นว่า การไหลเข้าออกอย่างรวดเร็วของเงินทุนระยะกลางและสั้นอาจก่อให้เกิดผลกระทบต่อเสถียรภาพทางการเงิน และก่อให้เกิดความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนได้ ดังนั้นจึงได้มีการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ย ซึ่งเชื่อว่าเป็นเหตุผลที่ทำให้เกิดการเคลื่อนย้ายเงินทุนระยะสั้นและระยะกลาง กับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ

สิ่งที่สำคัญก็คือการปรับลดลงของอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารสหรัฐฯ จะส่งผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศของสหรัฐฯ นั่นคือ ค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ จะปรับตัวลดลงเมื่อเทียบกับเงินตราสกุลอื่น เนื่องจากผลตอบแทนในรูปเงินฝากของสหรัฐฯ ลดลง ทำให้เงินทุนไหลออกจากประเทศสหรัฐฯ นั่นคือนักลงทุนในสหรัฐฯ ต่างขายเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เพื่อนำเงินสกุลอื่นไปลงทุนในประเทศอื่น ๆ

อย่างไรก็ตามการอธิบายปรากฏการณ์ดังกล่าวว่า เมื่ออัตราดอกเบี้ยของประเทศใด ๆ ลดลงแล้ว จะทำให้เงินทุนของประเทศนั้นไหลออกเพื่อไปหาอัตราผลตอบแทนที่สูงกว่า ส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศของประเทศนั้นปรับตัวสูงขึ้น หรือค่าเงินในประเทศอ่อนค่าลง ยังไม่ได้รับการยอมรับจากการพิสูจน์ในเชิงประจักษ์ เนื่องจากผลการศึกษาเชิงประจักษ์พบว่า การเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศได้ ดังพบเห็นในงานของ Meese and Rogoff (1983) แม้ว่างานวิจัยของ Lothian and Wu (2011) จะพบว่า ในระยะยาวแล้ว (ระยะเวลา 209 ปี ตั้งแต่ปี 1791-1999) ความสัมพันธ์ดังกล่าวจะเกิดขึ้นจริง แต่ในระยะเวลาที่น้อยกว่านั้นความสัมพันธ์ดังกล่าวกลับเป็นไปในทิศทางตรงกันข้าม

ดังนั้นการวิจัยในครั้งนี้จึงศึกษาและพัฒนาแบบจำลองทางการเงินเพื่ออธิบายความสัมพันธ์ระหว่างความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยและความแตกต่างของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ซึ่งจะเป็นประโยชน์ในการกำหนดนโยบายอัตราดอกเบี้ย และกำหนดทิศทางอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศในอนาคตได้

กรอบแนวคิดทฤษฎี

แบบจำลองอุปสงค์ของเงินของ Cagan Model ภายใต้สมมติฐานประเทศที่ศึกษาเป็นประเทศขนาดเล็ก และผลผลิตที่แท้จริงเป็นตัวแปรอิสระ ดังนั้นแบบจำลองทางการเงินอย่างง่าย สามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการ จะได้ว่า

$$m_t - p_t = -\eta i_{t+1} + y_t \quad (1)$$

โดยที่ m_t คือ $\log M$ หรือลอการิทึมของอุปทานของเงินในเวลา t

p_t คือ $\log P$ หรือลอการิทึมของระดับราคาในเวลา t

η คือ semielasticity ของความต้องการของอุปทานของเงินอันเนื่องมาจากอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์

$i \equiv \log(1 + i)$ หรือลอการิทึมของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน

y_t คือ ลอการิทึมของผลผลิตที่แท้จริง

ภายใต้แบบจำลองทางการเงินที่ราคามีความยืดหยุ่นสูง (The flexible-price Monetary model) สมมติให้ทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาค (Purchasing Power Parity) สามารถอธิบายข้อเท็จจริงได้ นั่นคือ ทุกประเทศมีระดับราคาที่เหมือนกัน เมื่อระดับราคาสินค้าถูกวัดในรูปของ common numeraire ดังนั้น

$$P_t = \varepsilon_t P_t^* \quad (2)$$

โดยที่ P_t คือระดับราคาสินค้าในประเทศตามสกุลเงินท้องถิ่นของประเทศนั้น
 P_t^* คือ ระดับราคาสินค้าในต่างประเทศตามสกุลเงินต่างประเทศนั้นๆ
 ε_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน ซึ่งวัดในรูปของเงินตราสกุลต่างประเทศต่อเงินตราสกุลท้องถิ่น

ทั้งนี้ จากสมการที่ 2 สามารถเขียนใหม่ให้อยู่ในรูปของลอการิทึมได้ดังนี้

$$p_t = e_t + p_t^* \quad (3)$$

นอกจากนี้แบบจำลองทางการเงินที่สำคัญอีกแบบจำลองหนึ่งก็คือ ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค (uncovered interest rate parity) ดังสมการที่ 4

$$+i_{t+1} = (1+i_{t+1}^*) E_t \left\{ \frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \right\} \quad (4)$$

โดยที่ i_{t+1} คืออัตราดอกเบี้ยของพันธบัตรภายในประเทศนั้นๆ โดยคิดในรูปของเงินตราสกุลท้องถิ่น
 i_{t+1}^* คืออัตราดอกเบี้ยของพันธบัตรต่างประเทศ โดยคิดในรูปของเงินตราต่างประเทศ

วิธีการดำเนินงานวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ จะดำเนินการโดยใช้วิธีพรรณนาด้วยข้อมูลและสถิติ วิธีการทางคณิตศาสตร์พัฒนาแบบจำลองเศรษฐศาสตร์การเงินเกี่ยวกับอัตราดอกเบี้ย และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ และวิธีการทางสถิติทดสอบแบบจำลองและวิเคราะห์ผลการดำเนินงานของภาครัฐบาลไทย ดังรายละเอียดต่อไปนี้

1) วิธีพรรณนาด้วยข้อมูลและสถิติต่างๆทั้งในอดีตและปัจจุบัน เพื่ออธิบายถึงสภาพทั่วไป สาเหตุของปัญหา แนวโน้ม ความเคลื่อนไหวของความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยกับความแตกต่างของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ

2) วิธีการทางคณิตศาสตร์ พัฒนาแบบจำลองเศรษฐศาสตร์การเงิน เพื่ออธิบายความสัมพันธ์ระหว่างส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ โดยการพัฒนาแบบจำลองเพื่อคำนวณหาค่าที่เหมาะสมที่สุด

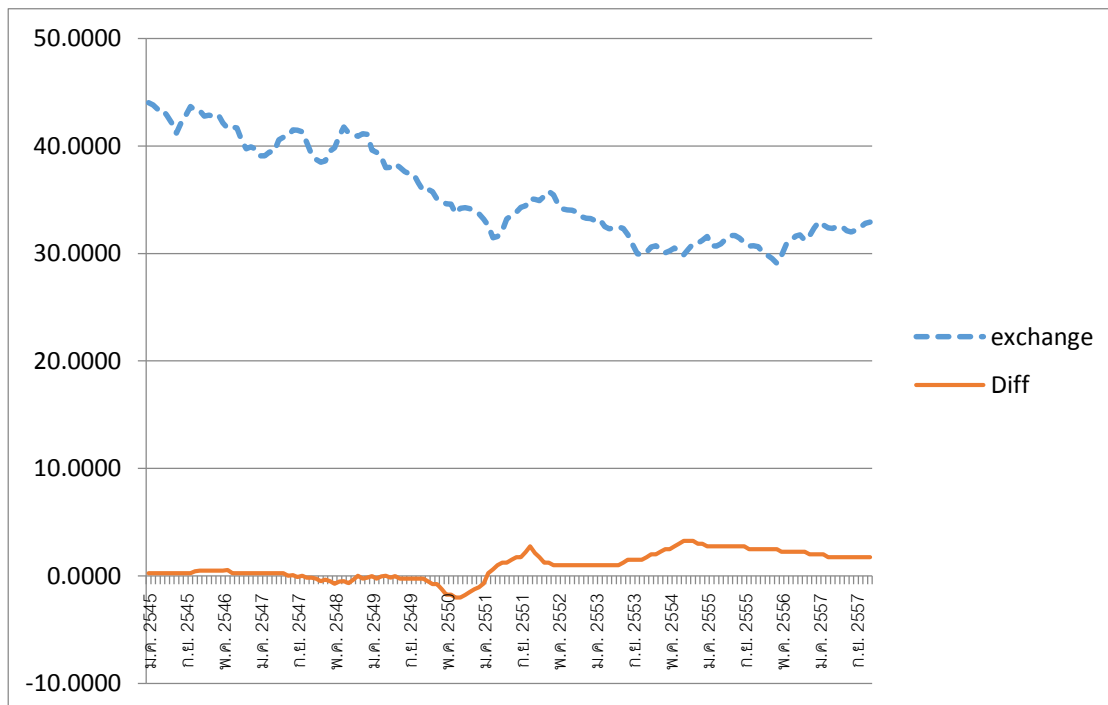
3) วิธีการวิจัยเชิงปริมาณ (Quantitative Research) โดยใช้เครื่องมือทางสถิติ เช่น Multiple Regression Model, Cointegration, Error Corection Model เป็นต้น เพื่อวิเคราะห์และทดสอบแบบจำลอง โดยจะใช้ข้อมูลทุติยภูมิจากแหล่งข้อมูลต่างๆ

ผลการวิจัย

1. ผลการวิเคราะห์เชิงพรรณนา

การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ อัตราดอกเบี้ยของไทย โดยใช้อัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทย (Monetary Policy Rate) เป็นตัวแทน และอัตราดอกเบี้ยของสหรัฐฯ โดยใช้อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารของสหรัฐฯ (Federal Fund Rate) เป็นตัวแทนลักษณะและความเคลื่อนไหวของส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยกับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารของสหรัฐฯ และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศระหว่างปี 2545-2557 พบว่า ความสัมพันธ์ดังกล่าวไม่สอดคล้องกับคำอธิบายของทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคมากนัก ตามภาพที่ 1

ทั้งนี้ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยกับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารของสหรัฐฯ ระหว่างเดือนมกราคม 2545 – เดือนธันวาคม 2549 ค่อนข้างคงที่ แต่อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ มีแนวโน้มลดลง รวมทั้งส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยกับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารของสหรัฐฯ ระหว่างเดือนมกราคม 2552 – เดือนธันวาคม 2557 ซึ่งอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารของสหรัฐฯ มีมีค่าคงที่เท่ากับ 0.25% ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยอยู่ระหว่าง 1.25 - 3.25% อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ มีความผันผวนค่อนข้างมาก และมีแนวโน้มลดลงมาตลอดซึ่งแตกต่างกับคำอธิบายของทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค



ภาพที่ 1 ความเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ และส่วนต่างระหว่าง อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารของสหรัฐฯ และอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยระหว่างเดือนมกราคม 2545 ถึงเดือนธันวาคม 2557

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท.)

หมายเหตุ: Diff คือ ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระหว่างธนาคารของสหรัฐฯ และอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทย exchange คือ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ

2. แบบจำลองทางการเงิน

ผลการพัฒนาแบบจำลองทางการเงินเพื่ออธิบายความสัมพันธ์ระหว่างส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ กับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศนั้น จะเป็นแบบจำลองทางการเงินของประเทศขนาดเล็กที่มีระบบเศรษฐกิจแบบเปิด โดยให้ผลผลิตที่แท้จริงเป็นตัวแปรที่ถูกกำหนดจากภายนอก (Exogenous variable) และอุปสงค์ของถูกกำหนดให้คงที่ ทั้งนี้จะเริ่มต้นจากการพัฒนาแบบจำลองเพื่ออธิบายการเปลี่ยนแปลงของระดับราคา และอุปทานของเงินในระบบเศรษฐกิจ

ทั้งนี้จากสมการความต้องการถือเงินของ Cagan (1956) ที่อยู่ในรูปของ Log-linear equation สามารถแสดงเงื่อนไขดุลยภาพทางการเงิน (Monetary Equilibrium Condition) ในรูปของ A Stochastic Discrete-time Version ให้เห็นได้ดังนี้

$$m_t^d - p_t = -\eta E_t (p_{t+1} - p_t) \quad (5)$$

โดยที่

m_t^d คือ $\log M_t^d$ หรือลอการิทึมของอุปสงค์ของเงินในเวลา t

p_t คือ $\log P_t$ หรือลอการิทึมของระดับราคาในเวลา t

p_{t+1} คือ $\log P_{t+1}$ หรือลอการิทึมของระดับราคาในเวลา $t+1$

η คือ semielasticity ของความต้องการของอุปทานของเงินอันเนื่องมาจากอัตราเงินเฟ้อที่

คาดการณ์

เมื่อเกิดภาวะดุลยภาพในตลาดเงิน อุปสงค์ของเงินเท่ากับอุปทานของเงิน หรือ $m_t^d = m_t$ โดยที่ m_t คือ $\log M_t$ หรือลอการิทึมของอุปทานของเงินในเวลา t โดยพิจารณาในรูปของ Stochastic Model ดังนั้น จะได้ว่า

$$p_t = \frac{1}{1+\eta} m_t + \frac{\eta}{1+\eta} E_t p_{t+1} \quad (6)$$

สมการ (6) แสดงให้เห็นว่า ระดับราคาสินค้าในวันนี้ขึ้นอยู่กับระดับราคาในอนาคต ($E_t p_{t+1}$) และอุปทานของเงิน (m_t) ทั้งนี้เมื่อเขียนให้อยู่ในรูปของระดับราคาที่ไม่สิ้นสุด จะได้ดุลยภาพของระดับราคาว่า

$$p_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^{s-t} E_t m_s + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^T E_t p_{t+T} \quad (7)$$

นั่นหมายความว่า ในภาวะดุลยภาพ ระดับราคาสินค้าในระบบเศรษฐกิจ จะขึ้นอยู่กับอุปทานของเงินที่คาดไว้ ตัวอย่างเช่น

ถ้า $s=t$

$$p_t = \frac{1}{1+\eta} E_t m_t \quad (8)$$

ถ้า $s=t+1$

$$p_t = \frac{1}{1+\eta} E_t m_t + \frac{1}{1+\eta} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right) E_t m_{t+1} \quad (9)$$

อย่างไรก็ตามอุปทานของเงินนั้น สามารถพิจารณาได้ 2 กรณี ดังนี้

(1) เมื่อกำหนดให้อุปทานของเงินคงที่ $m_t = m = \bar{m}$ สามารถเขียนสมการที่ (9) ใหม่ ดังนั้นจะได้ว่า

$$\bar{p} = \bar{m} \quad (10)$$

สมการที่ 10 แสดงให้เห็นถึงการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินส่งผลกระทบต่อ การเปลี่ยนแปลงของระดับราคา ซึ่งสอดคล้องกับทฤษฎีปริมาณเงิน (Quantity Theory of Money)

(2) เมื่ออัตราการเติบโตของอุปทานของเงินเท่ากับ μ ต่อหนึ่งช่วงเวลา นั่นคืออุปทานของเงินในระบบเศรษฐกิจ คือ $m_t = \bar{m} \mu t$ นั้นหมายความว่า ระดับราคาสินค้าและบริการก็มีอัตราการเติบโตในแต่ละช่วงเวลาเท่ากับ μ เช่นกัน นั่นคือ $p_{t+1} - p_t = \mu$ และนำไปแทนค่าใน Cagan equation โดยเปลี่ยนรูปสมการ (5) ให้อยู่ลักษณะของ Nonstochastic Model จะได้ว่า

$$p_t = m_t + \eta \mu \quad (11)$$

สมการ (11) แสดงให้เห็นว่า ระดับราคาสินค้าและบริการในเวลา t จะขึ้นอยู่กับอุปทานของเงินในเวลา t และอัตราการเติบโตของอุปทานของเงิน และ semielasticity ของความต้องการของอุปทานของเงินอันเนื่องมาจากอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์

ทั้งนี้ Log-linear Cagan Model ดังกล่าวได้นำไปสู่การพัฒนาแบบจำลองทางการเงินอย่างง่ายเพื่ออธิบายอัตราแลกเปลี่ยนในนาม (Nominal Exchange Rate) โดย Frenkel (1976) และ Mussa (1976) โดยแบบจำลองทางการเงินดังกล่าวได้กำหนดให้อุปสงค์ของเงินขึ้นอยู่กับรายได้ที่แท้จริง (Real Income) และอัตราดอกเบี้ยในนาม (Nominal Interest Rate) ซึ่งแบบจำลองดังกล่าวกำลังพิจารณาประเทศขนาดเล็กที่มีระบบเศรษฐกิจแบบเปิด และรายได้ที่แท้จริงเป็นตัวแปรอิสระ ไม่ขึ้นกับการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรใดๆ ดังนั้นสามารถแสดงความสัมพันธ์ของแบบจำลองดังกล่าวในรูปสมการได้ว่า

$$m_t - p_t = -\eta i_{t+1} + y_t$$

โดยที่

m_t คือ $\log M$ หรือลอการิทึมของอุปทานของเงินในเวลา t

p_t คือ $\log P$ หรือลอการิทึมของระดับราคาในเวลา t

η คือ semielasticity ของความต้องการอุปทานของเงินอันเนื่องมาจากอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์

$i \equiv \log(1+i)$ คือ ลอการิทึมของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน

y_t คือ ลอการิทึมของผลผลิตที่แท้จริงในเวลา t

ขณะเดียวกันตามทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาค ซึ่งกำหนดให้ระดับราคามีความยืดหยุ่น (Flexible Price) รวมทั้งกำหนดทุกประเทศมีระดับราคาเดียวกันและถูกวัดในรูปของ Common Numeraire

$$P_t = \varepsilon_t P_t^*$$

โดยที่

P_t คือระดับราคาสินค้าในประเทศตามสกุลเงินท้องถิ่นของประเทศในเวลา t

P_t^* คือ ระดับราคาสินค้าในตลาดโลกในรูปของเงินสกุลเงินต่างประเทศในเวลา t

ε_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน ซึ่งวัดในรูปของเงินตราสกุลท้องถิ่นต่อเงินตราสกุลต่างประเทศ (Direct Quotation) ในเวลา t

สามารถเขียนในรูปของลอการิทึมได้ว่า

$$p_t = e_t + p_t^*$$

นอกจากนี้แบบจำลองทางการเงินยังมีประกอบแบบจำลองทางการเงินอีกประเภทหนึ่งก็คือ ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคโดยไม่มีการป้องกันความเสี่ยง (Uncovered Interest Parity) ซึ่งมีความหมายว่า นักลงทุนสามารถกู้เงินสกุลท้องถิ่น 1 หน่วยเท่ากับ $1+r_{t+1}$ เพื่อนำเงินดังกล่าวไปแลกเป็นเงินตราสกุลต่างประเทศในอัตรา e_t เพื่อลงทุนซื้อพันธบัตรต่างประเทศซึ่งจ่ายเงินต้นพร้อมดอกเบี้ยเท่ากับ $1+r_{t+1}^*$ ในช่วงเวลา $t+1$ หลังจากจึงต้องแลกเงินตราต่างประเทศกลับมาเป็น e_{t+1} ดังสมการต่อไปนี้

$$+ r_{t+1} = (1+r_{t+1}^*) E_t \left\{ \frac{e_{t+1}}{e_t} \right\}$$

โดยที่

r_{t+1} คือ อัตราดอกเบี้ยของพันธบัตรในประเทศ ณ เวลาที่ t ในรูปของเงินสกุลท้องถิ่น

r_{t+1}^* คือ อัตราดอกเบี้ยของพันธบัตรต่างประเทศ ณ เวลาที่ t ในรูปของเงินสกุลต่างประเทศ

อย่างไรก็ตามความสัมพันธ์ตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคสามารถแสดงในรูปของล๊อการิทึมได้ดังนี้

$$i_{t+1} = i_{t+1}^* + E e_{t+1} - e_t$$

ดังนั้นเมื่อนำสมการความสัมพันธ์ของทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาค และสมการความสัมพันธ์ของอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคโดยไม่มีการป้องกันความเสี่ยง ไปแทนค่าในสมการอุปสงค์ของเงินของ Cagan จะได้สมการแสดงปัจจัยกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน ดังนี้

$$(1+\eta)e_t = \eta E_t e_{t+1} + (m_t - p_t^* + \eta i_{t+1}^* - \phi y_t) \quad (12)$$

$$e_t = \frac{\eta}{1+\eta} E_t e_{t+1} + \frac{1}{1+\eta} (m_t - p_t^* + \eta i_{t+1}^* - \phi y_t) \quad (13)$$

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} (m_t - p_t^* + i_{t+1}^* - \phi y_t) \quad (14)$$

สมการที่ 14 แสดงให้เห็นถึงดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ นั่นคืออัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพขึ้นอยู่กับอุปทานของเงินประเทศเจ้าบ้าน ผลผลิตที่แท้จริงของประเทศเจ้าบ้าน ระดับราคาสินค้าของต่างประเทศ และอัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศในเวลา $t+1$ ซึ่งจะนำไปทดสอบกับข้อมูลจริงของประเทศไทยและสหรัฐอเมริกา อย่างไรก็ตามปรับสมการที่ 14 ให้อยู่ในรูปแบบของ stochastic model จะได้ว่า

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^{s-t} E_t (m_s - \phi y_s + \eta i_{s+1}^* - p_s^*) \quad (15)$$

สมการ (15) คือแบบจำลองทางการเงิน (Monetary Model) ซึ่งแสดงปัจจัยที่กำหนดอัตราอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ โดยบ่งบอกว่า หากอุปทานของเงินในระบบเศรษฐกิจเพิ่มขึ้น จะทำให้ระดับราคาสินค้าปรับสูงขึ้น และอัตราแลกเปลี่ยนซึ่งวัดในรูปของเงินตราสกุลท้องถิ่นต่อเงินตราสกุลต่างประเทศ หรือการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนแบบทางตรง ปรับตัวสูงขึ้น หรืออีกความหมายหนึ่งก็คือ ค่าเงินสกุลท้องถิ่นอ่อนค่า โดยกลไกของอำนาจซื้อเสมอภาคนั้นเอง นอกจากนี้การเปลี่ยนแปลงของผลผลิตที่แท้จริง จะส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน นั่นคือ การเพิ่มขึ้นผลผลิตในประเทศเจ้าบ้าน จะทำให้ความต้องการถือ

เงินเพิ่มขึ้น ส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวลดลงหรือค่าเงินสกุลท้องถิ่นแข็งค่าขึ้น ผลผลิตที่เพิ่มขึ้นยังทำให้ประเทศเจ้าบ้านนำเข้าสินค้าจากต่างประเทศมากขึ้น ส่งผลให้อุปสงค์ของเงินตราต่างประเทศปรับตัวสูงขึ้น อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศปรับตัวสูงขึ้นหรือค่าเงินสกุลท้องถิ่นอ่อนค่าลง และระดับราคาในต่างประเทศปรับตัวลดลง ทำให้มีการนำเข้าสินค้าและบริการมากขึ้น อุปสงค์ของเงินตราต่างประเทศมากขึ้น แต่อุปทานของเงินสกุลท้องถิ่นปรับตัวสูงขึ้น เป็นเหตุให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวสูงขึ้น หรือค่าเงินสกุลท้องถิ่นอ่อนค่า นอกจากนี้เมื่ออัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศปรับตัวสูงขึ้น จะทำให้เงินทุนเคลื่อนย้ายไหลออกนอกประเทศมากขึ้น อุปทานของเงินในประเทศเจ้าบ้านเพิ่มขึ้น ส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนปรับตัวสูงขึ้น หรือค่าเงินสกุลท้องถิ่นอ่อนค่าลงนั่นเอง

3. ผลการทดสอบแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ

การทดสอบแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศนั้น เป็นทดสอบปัจจัยที่มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ โดยเฉพาะส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศไทยและสหรัฐ

3.1 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศกับส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย

สมการเงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคพื้นฐานที่ไม่ได้ป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนสามารถพัฒนาจากสมการเงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคพื้นฐานป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนไว้แล้ว จะเป็นดังนี้

$$(1 + r_{t,k}) = \frac{F_t}{S_t} (1 + r_{t,k}^*) \quad (16)$$

เมื่อเขียนให้อยู่ในรูปของลอการิทึม (Logarithm) จะได้ว่า

$$f_{t,t+k} - s_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (17)$$

โดยที่

$f_{t,t+k}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า ณ เวลา t โดยครบสัญญาในเวลา $t+k$ ซึ่งอยู่ในรูปของเงินตราสกุลท้องถิ่นเทียบกับเงินตราสกุลต่างประเทศ

k คือ จำนวนช่วงเวลาในอนาคตนับจากเวลา t

s_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนทันทีที่เป็นตัวเงิน ณ เวลา t ซึ่งอยู่ในรูปของเงินตราสกุลท้องถิ่นเทียบกับเงินตราสกุลต่างประเทศ

$i_{t,k}$ คือ อัตราดอกเบี้ยของเงินตราสกุลท้องถิ่น

$i_{t,k}^*$ คือ อัตราดอกเบี้ยของเงินตราสกุลต่างประเทศ

เมื่อสมมติให้อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า ณ เวลาที่ $t+k$ เท่ากับอัตราแลกเปลี่ยนที่คาดหวังที่เป็นตัวเงิน ณ เวลาที่ $t+k$ บวกด้วยความเสี่ยง ($\eta_{t,t+k}$) ดังนั้นสามารถเขียนสมการเงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคพื้นฐานที่ไม่ได้ป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนใหม่ได้ว่า โดยที่

$$f_{t,t+k} = S_{t,t+k}^e + \eta_{t,t+k} \quad (18)$$

แทนค่า $f_{t,t+k}$ ลงในสมการที่ 17 จะได้ว่า

$$S_{t,t+k}^e - s_t = \Delta S_{t,t+k}^e = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - \eta_{t,t+k} \quad (19)$$

แต่เนื่องจาก $s_{t,t+k}^e = s_{t+k} + v_{t,t+k}$ ดังนั้น สมการที่ 19 สามารถเขียนให้อยู่ในรูปใหม่ จะได้ว่า

$$s_{t,t+k} - s_t = \Delta s_{t,t+k} = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - \eta_{t,t+k} - v_{t,t+k} \quad (20)$$

หรือเขียนให้อยู่ในรูปของสมการถดถอยเพื่อทดสอบเงื่อนไขของอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค จะได้ว่า

$$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t,t+k} \quad (21)$$

สมการที่ 20 จะถูกนำไปทดสอบความถูกต้องของเงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคพื้นฐานที่ไม่ได้ป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนของไทยเมื่อเทียบกับสหรัฐอเมริกา โดยรวบรวมข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนทันทีระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ จากเว็บไซต์ธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท.) รวมทั้งอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (Monetary policy rate) ของธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท.) อัตราดอกเบี้ยนโยบายของธนาคารกลางสหรัฐ อัตราผลตอบแทนตั๋วเงินคลังอายุ 3 เดือน อัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปี อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้ารายย่อยชั้นดีขั้นต่ำ อัตราดอกเบี้ยคิดลดของธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท.) และธนาคารกลางสหรัฐ ซึ่งรวบรวมข้อมูลจาก International Financial Statistics (IFS) ทั้งนี้อัตราดอกเบี้ยรายปีประเภทต่างๆ จะมีการแปลงรูปให้อยู่รายเดือน ดังนี้

$$i_{t,k} = (1 + r_t^{\text{yearly}})^{1/12} - \quad (22)$$

เมื่อ k เท่าระยะเวลาของการถือครอง

แต่ในกรณีตั๋วเงินคลังอายุ 3 เดือน และอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า 3 เดือน ต้องใช้สมการในการแปลงให้อยู่ในรูปของผลตอบแทนรายเดือน ได้ดังนี้

$$i_{t,k} = (1 + r_t^{\text{3month}})^{1/4} - \quad (23)$$

ตารางที่ 1 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการเงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค

แบบจำลอง	ค่าคงที่	PR	Tbill	Bond	Lend	Disc	R^2	F-test	D.W.
1	-0.003	74.045***					0.870	1271.90***	.928
2	-0.054***		70.746***				0.826	890.73***	.615
3	0.003			908.457***			0.298	80.71***	.296
4	-0.045***				58.357***		0.722	488.23***	.475
5	-0.026***					2.940***	0.689	417.50***	.418

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: *** คือ ระดับนัยสำคัญทางสถิติเท่ากับ 0.01

ตารางที่ 1 แสดงถึงค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่ (α) และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอิสระ (β) ตามสมการที่ 20 ซึ่งเป็นการทดสอบถึงความถูกต้องของเงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคที่ไม่ได้ป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนของไทยเมื่อเทียบกับสหรัฐอเมริกา โดยใช้ข้อมูลรายเดือนของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐระหว่างปี 2543-2559 จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองทั้งหมดมีค่าเป็นบวก แสดงว่า ส่วนต่างระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับส่วนอัตราดอกเบี้ย

อย่างไรก็ตามค่า Durbin-Watson statistic ของแบบจำลองที่ 1-5 มีค่าเท่ากับ .928 .615 .296 .475 .418 ตามลำดับ แสดงว่าตัวคลาดเคลื่อนมีความสัมพันธ์กัน หรือเกิดปัญหา Autocorrelation หรือ serial correlation และค่าสัมประสิทธิ์แห่งการกำหนด มีค่ามากกว่าค่า Durbin-Watson statistic โดยค่าสัมประสิทธิ์มีนัยสำคัญทางสถิติ แบบจำลองข้างต้นจึงเกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) ดังนั้นแบบจำลองข้างต้นอาจไม่เหมาะสม เพราะสัมประสิทธิ์ที่ประมาณการมีความเอนเอียง ทำให้เงื่อนไขสมการอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคไม่เป็นจริง

3.2 ผลการทดสอบการถดถอยเชิงเส้นแบบพหุคูณ (Multiple Linear Regressions)

การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศตามสมการที่ 15 จะใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares) เพื่อประมาณค่าสัมประสิทธิ์ โดยปัจจัยที่เป็นตัวแปรอิสระประกอบด้วยปริมาณเงินในประเทศ ดัชนีราคาผู้บริโภคของต่างประเทศ อัตราผลตอบแทนของตั๋วเงินคลัง (Treasury Bills) อายุ 3 เดือนของต่างประเทศ และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรม (Manufacturing Production Index) ในประเทศ โดยแปลงรูปสมการที่ 15 ให้ง่ายสำหรับการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ กล่าวคือ เขียนสมการที่ 15 ให้อยู่ในรูปของหนึ่งช่วงเวลา ดังนี้

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} (m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) \quad (24)$$

ข้อมูลที่นำมาใช้สำหรับการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ประกอบด้วย อัตราแลกเปลี่ยนอ้างอิง (Reference Rate) ระหว่างเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐ (LN_EX) ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทย (ธนบัตร เหรียญกษาปณ์ และเงินฝากกระแสรายวัน) (LN_MS) ดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกา (LN_P) ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของไทย (LN_MPI) เพื่อเป็นตัวแทนของผลผลิตจากกิจกรรมทางเศรษฐกิจภายในประเทศไทย และอัตราผลตอบแทนตั๋วเงินคลังของสหรัฐ อายุ 3 เดือน (Tbill) เพื่อเป็นตัวแทนอัตราดอกเบี้ยของสหรัฐ โดยเก็บข้อมูลรายเดือนระหว่างเดือนมกราคม พ.ศ.2543 ถึง เดือนกันยายน พ.ศ.2559 และแปลงข้อมูลทั้งหมดให้อยู่ในรูปของลอการิทึมธรรมชาติ

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแสดงให้เห็นในตารางที่ 2 เพื่ออธิบายถึงผลกระทบของปัจจัยต่างๆที่มีต่ออัตราแลกเปลี่ยนแปลงตามแบบจำลองตามสมการที่ 24 ผลปรากฏว่า ปริมาณเงินตามความหมายกว้างในประเทศไทย ส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ เท่ากับ 0.2703 ในทางทิศทางเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 เช่นเดียวกับดัชนีราคาผู้บริโภคในสหรัฐอเมริกา ก็มีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐเท่ากับ -1.8667 ในทางทิศทางตรงกันข้ามกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 แต่อัตราผลตอบแทนตั๋วเงินคลังอายุ 3 เดือนของสหรัฐ และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐในทิศทางเดียวกัน อย่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยมีค่าสัมประสิทธิ์แห่งการกำหนดเท่ากับ 0.75 ค่า F-statistic มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 แสดงว่า มีตัวแปรอย่างน้อยหนึ่งตัวแปรที่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนได้ อย่างไรก็ตามค่า Durbin-Watson statistic เท่ากับ 0.0688 แสดงว่าตัวคลาดเคลื่อนมีความสัมพันธ์กันที่เรียกว่าปัญหา Autocorrelation เนื่องจากค่า Durbin-Watson statistic ตกอยู่ในช่วงปฏิเสธสมมติฐานว่าง ($H_0: \rho=0$) แม้ว่าจะแปลงข้อมูลทั้งหมดให้อยู่ในรูปของส่วนต่างของลอการิทึม ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต่างๆ ก็ยังเหมือนเดิม ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นแบบพหุคูณเมื่อตัวแปรอยู่ในรูปลอการิทึม

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.5890	0.3790	20.0227	0.0000
LN_MS	0.2703	0.0938	2.8830	0.0044
LN_P	-1.8667	0.3043	-6.1344	0.0000
Tbill	0.1422	1.2881	0.1104	0.9122
LN_MPI	0.0287	0.0318	0.9030	0.3676

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 3 ผลการวิเคราะห์การถดถอยเชิงเส้นแบบพหุคูณเมื่อตัวแปรอยู่ในรูปส่วนต่างลอการิทึม

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.5890	0.3790	20.0227	0.0000
DLN_MS	0.2703	0.0938	2.8830	0.0044
DLN_MPI	0.0287	0.0318	0.9030	0.3676
DLN_P	-1.8667	0.3043	-6.1344	0.0000
DTbill	0.1422	1.2881	0.11037	0.9122

ที่มา: จากการคำนวณ

อย่างไรก็ตามเมื่อนำแบบจำลองดังกล่าวมาใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ปรากฏว่า แบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดี โดยพิจารณาจากค่า Root Mean Square Error มีค่าเท่ากับ 0.0618 Mean Absolute Error มีค่าเท่ากับ 0.0495 ค่า Mean Absolute Percent Error มีค่าเท่ากับ 1.3869% และค่า Theil Inequality Coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0086 ซึ่งค่าเหล่านี้มีค่าต่ำมาก แสดงว่าแบบจำลองที่สร้างขึ้นสามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทต่อดอลลาร์สหรัฐได้ดี โดยเฉพาะค่า Theil Inequality Coefficient มีค่าใกล้เคียงศูนย์และมีค่าเป็นบวก แสดงว่า แบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนได้แม่นยำ ค่า Theil Inequality Coefficient ยังประกอบด้วย Bias Proportion เท่ากับศูนย์ ค่า Variance Proportion เท่ากับ 0.0696 ซึ่งใกล้เคียงศูนย์ และค่า Covariance Proportion เท่ากับ 0.9303 ซึ่งมีค่าใกล้เคียงหนึ่ง แสดงว่าแบบจำลองนี้สามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนได้ดี

3.3 ผลการทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ด้วยวิธี Johansen (1988)

ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วย Cointegration Test ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ กับดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกา อัตราผลตอบแทนของตัวเงินคลัง อายุ 3 เดือนของสหรัฐอเมริกา ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทย และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมในประเทศไทย ตามแบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) รวมทั้งแบบจำลองการปรับตัวระยะสั้นของความคลาดเคลื่อน (Vector Error Correction Model: VECM)

3.3.1 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล

ผลการวิเคราะห์ Unit Root Test โดยการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller test ของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกา อัตราผลตอบแทนของตั๋วเงินคลัง อายุ 3 เดือนของสหรัฐอเมริกา ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทย และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมในประเทศไทย ปรากฏว่า ตัวแปรเกือบทั้งหมดไม่มีความนิ่งที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 ยกเว้นอัตราผลตอบแทนของตั๋วเงินคลัง อายุ 3 เดือนของสหรัฐอเมริกาที่มีความนิ่งที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ด้วยเหตุที่ข้อมูลของตัวแปรเกือบทั้งหมดไม่มีความนิ่ง ดังนั้นจึงทำผลต่างลำดับที่ 1 (First differencing) พิจารณาจากค่า Augmented Dickey-Fuller test (ADF) เปรียบเทียบกับ ค่าวิกฤต MacKinnon Critical Values ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งแสดงให้เห็นว่า ค่า Augmented Dickey-Fuller test (ADF) น้อยกว่า ค่าวิกฤต MacKinnon Critical Values แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นข้อมูลของตัวแปรทั้งหมด จึงมีความนิ่ง ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงนำตัวแปรมาทำการศึกษามาทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวในขั้นตอนต่อไป

3.3.2 ผลการทดสอบหาความล่าช้าของช่วงเวลาที่เหมาะสม (Optimum Lag Length)

ก่อนที่จะทดสอบความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรต่าง ๆ ควรมีทดสอบหาความล่าช้าของช่วงเวลาที่เหมาะสมของตัวแปร เพื่อเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด โดยพิจารณาจากค่า LR: sequential modified LR test statistic ค่า FPE: Final prediction error ค่า AIC: Akaike information criterion และค่า SC: Schwarz information criterion

ในการพิจารณาค่าสถิติต่าง ๆ นั้น จะมีหลักเกณฑ์ในการเลือกดังนี้ ค่าสถิติ LR จะต้องมียกค่ามากที่สุด ส่วนค่า FPE AIC SC และค่า HQ จะต้องเลือกความล่าช้าที่ให้ค่าน้อยที่สุด จะเห็นว่า เมื่อทดสอบหาความล่าช้าที่เหมาะสม โดยพิจารณาค่าสถิติ LR จะต้องมียกค่ามากที่สุด พบว่า มีค่าเท่ากับ 54.5162 ซึ่งตรงกับความล่าช้าที่เหมาะสมคือ 10 แต่เมื่อพิจารณาจากค่า FPE SC และค่า HQ ที่มีค่าน้อยที่สุด มีค่าเท่ากับ 4.86e-23 -36.2538 -36.8110 ซึ่งตรงกับค่าเท่ากับ 2 และเมื่อพิจารณาค่า AIC ซึ่งมีค่าน้อยที่สุดเท่ากับ -37.2149 ตรงกับความล่าช้าเท่ากับ 10 ดังนั้นการเลือกจำนวนความล่าช้าจึงขึ้นอยู่กับเหมาะสมของผู้วิจัย โดยในการหาจำนวนรูปแบบความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาวครั้งนี้จะใช้ค่า AIC นั่นคือ มีค่าล่าช้าของข้อมูลเท่ากับ 10

3.3.3 ผลการทดสอบหาจำนวนรูปแบบความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว

ผลการทดสอบหาจำนวนรูปแบบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยน ดัชนีราคาผู้บริโภคและบริการของสหรัฐอเมริกา ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของไทย ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทย และอัตราผลตอบแทนของตั๋วเงินคลัง อายุ 3 เดือน สามารถทำได้โดยการทดสอบ Unrestricted Cointegration Rank Test ด้วยวิธี Eigenvalue Trace statistic หรือ Trace test และสามารถวิเคราะห์ได้โดยเปรียบเทียบค่าสถิติ trace และค่าสถิติ Maximum Eigenvalue

ทั้งนี้ค่าสถิติ Trace ซึ่งมีค่าเท่ากับ 62.890 มากกว่า ค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 47.8561 ทำให้ผลการทดสอบจึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก หมายความว่า มีจำนวนเวกเตอร์แสดงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวมากกว่า 1 รูปแบบ สอดคล้องกับการทดสอบด้วยการใช้ ค่าสถิติ Max-Eigenvalue ซึ่งค่าสถิติ Max-Eigenvalue มีค่าเท่ากับ 33.9791 มากกว่า ค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 27.5843 ผลการทดสอบจึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นหมายความว่า มีจำนวนเวกเตอร์แสดงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว เท่ากับ 2 รูปแบบ ดังนั้นแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวจึงมีจำนวน 2 รูปแบบ

3.3.4 ผลการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์ของความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับ ดัชนีราคาผู้บริโภคและบริการของสหรัฐอเมริกา ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของไทย ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทย และอัตราผลตอบแทนของตั๋วเงินคลัง อายุ 3 เดือน จำนวน 2 รูปแบบ ดังนี้

$$\ln_ex_t = -0.1938 \ln_mpi_t - 0.2636 \ln_ms_t^{**} + 11.0320 \ln_int_t \quad (25)$$

(0.0354) (0.0305) (2.7345)

$$\ln_p_t = 0.1032 \ln_mpi_t^{***} + 0.3096 \ln_ms_t^{***} + 0.7467 \ln_int_t \quad (26)$$

(0.0075) (0.0065) (0.5812)

หมายเหตุ *, **, *** คือ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10 0.05 0.01 ตามลำดับ

() คือค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากสมการที่ 25 แสดงผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ซึ่งเป็นความสัมพันธ์รูปแบบที่หนึ่ง โดยดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของสหรัฐอเมริกามีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทย ส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐในทิศทางตรงกันข้ามเท่ากับ -0.2636 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 แต่อัตราผลตอบแทนตั๋วเงินคลัง อายุ 3 เดือนของสหรัฐอเมริกา ส่งผลกระทบในทิศทางเดียวกันกับอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

จากสมการที่ 26 ผลการประมาณความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ซึ่งเป็นความสัมพันธ์รูปแบบที่สอง แสดงให้เห็นการทดสอบสัมประสิทธิ์ในตารางที่ 10 ปรากฏว่า ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของสหรัฐอเมริกาส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกาในทิศทางเดียวกัน เท่ากับ 0.1032 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทยส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกาในทิศทางเดียวกัน เท่ากับ 0.3096 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 แต่อัตราผลตอบแทนตั๋วเงินคลัง อายุ 3 เดือนของสหรัฐอเมริกา ส่งผลกระทบในทิศทางเดียวกันกับอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

3.3.4 ผลการทดสอบการปรับตัวระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ด้วย Vector Error Correction Model (VECM)

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ปรากฏว่า ตัวแปรมีความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว ดังนั้นจึงจำเป็นต้องมีการทดสอบการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปรในแบบจำลอง ด้วยวิธี Vector Error Correction Mechanism (VECM) เนื่องจากการทดสอบข้อมูลด้วย Johansen Cointegration แล้วพบว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแสดงว่า เป็นรูปแบบ Restricted VAR model จึงใช้แบบจำลอง VECM เพื่อประมาณค่าการปรับตัวระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ทั้งนี้จะพิจารณาจากสัมประสิทธิ์การปรับค่าเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว (speed of adjustment)

แบบจำลองการศึกษานี้ กำหนดให้ ตัวแปรตาม คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ตัวแปรอิสระ คือ ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทย ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของไทย ดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกา อัตราผลตอบแทนตั๋วเงินคลัง อายุ 3 เดือนของสหรัฐอเมริกา โดยมีรายละเอียดดังนี้

$$\begin{aligned}
D(LN_EX) = & \alpha_1 (LN_EX(-1) - 1.3718LN_MS(-1) - 0.3627LN_MPI(-1) + 5.4590LN_P(-1) \\
& - 3.5088INT(-1) - 4.5634) + \alpha_2 D(LN_EX(-1)) + \alpha_3 D(LN_EX(-2)) + \\
& \alpha_4 D(LN_MS(-1)) + \alpha_5 D(LN_MS(-2)) + \alpha_6 D(LN_MPI(-1)) + \alpha_7 D(LN_MPI(-2)) \\
& + \alpha_8 D(LN_P(-1)) + \alpha_9 D(LN_P(-2)) + \alpha_{10} D(INT(-1)) + \alpha_{11} D(INT(-2)) + \alpha_{12}
\end{aligned}
\tag{27}$$

สมการ 27 เป็นสมการของแบบจำลอง Error-correction โดยนำค่าในคาบเวลาก่อนหน้าของ residual จากสมการทดสอบ Cointegration มาใส่ไว้ทางด้านขวามือของสมการด้วย สัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อน จะบ่งชี้ถึงความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ในที่นี้คือ α_1 เป็นสัมประสิทธิ์การปรับค่าเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ซึ่งจะพบว่า มีเครื่องหมายลบ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10 แสดงว่าการเบี่ยงเบนไปจากความสัมพันธ์ระยะยาวที่เกิดขึ้นในคาบเวลาก่อนหน้าจะถูกแก้ไข และจะค่อยๆปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว โดยร้อยละ 2.219 ของการเบี่ยงเบนนั้นจะถูกขจัดไป

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ในแบบจำลอง VEC แล้วสามารถพิจารณาได้ 2 อย่างคือ การเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ในช่วงเดือนก่อนหน้า (EX_{t-1}) ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐในเดือนปัจจุบัน (EX_t) อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 และค่าสัมประสิทธิ์การปรับค่าเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10 ขณะที่ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทยในช่วงเวลาที่ผ่านมา ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของไทย ดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกา และอัตราผลตอบแทนตัวเงินคลังอายุ 3 เดือนของสหรัฐอเมริกา ส่งผลต่อการปรับตัวในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ อย่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งนี้แบบจำลอง VEC จากการประมาณค่านี้ ตัวแปรอิสระสามารถอธิบายตัวแปรตามได้เพียงร้อยละ 19.17 และไม่มีปัญหาเรื่องความคลาดเคลื่อนมีความสัมพันธ์กัน (Autocorrelation) โดยค่าสถิติ Durbin-Watson เท่ากับ 1.99

เมื่อนำแบบจำลอง VEC ดังกล่าวมาใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ปรากฏว่า แบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ไม่ค่อยสมบูรณ์มากนัก เนื่องจากค่า Root Mean Square Error มีค่าเท่ากับ 0.0163 Mean Absolute Error มีค่าเท่ากับ 0.0133 มีค่าต่ำมาก แม้ว่าค่า Mean Absolute Percent Error มีค่าเท่ากับ 251.3583% และค่า Theil Inequality Coefficient มีค่าเท่ากับ 0.7473 มีค่าค่อนข้างสูง แสดงว่าแบบจำลอง VEC ที่สร้างขึ้นสามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทต่อดอลลาร์สหรัฐได้ แต่ไม่แม่นยำพอ เพราะค่า Theil Inequality Coefficient มีค่าใกล้เคียงกับหนึ่ง

3.3.5 ผลการหาแบบจำลอง Autoregressive-moving Average (ARIMA (p, I, q))

แบบจำลองที่จะนำมาใช้การพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐต่อไปนี้เป็น Univariate Time-series Model ซึ่งจะอาศัยเพียงค่าอัตราแลกเปลี่ยนในอดีตเท่านั้นมาเป็นข้อมูลในการสร้างแบบจำลอง ผลการทดสอบแบบจำลอง ARIMA แสดงในตารางที่ 13 ปรากฏว่า แบบจำลอง ARIMA (1, 1, 1) มีค่า AIC และ SIC น้อยที่สุด ดังนั้นจึงเลือกใช้แบบจำลอง ARIMA (1, 1, 1)

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบแบบจำลอง ARIMA (p, 1, q) ที่มีความล่าช้าของข้อมูลมากที่สุดเท่ากับ 2

แบบจำลอง	AIC	SIC
ARIMA (0, 1, 1)	-2.55	-2.50
ARIMA (0, 1, 2)	-3.58	-3.51
ARIMA (1, 1, 0)	-5.64	-5.59
ARIMA (1, 1, 1)	-5.79	-5.73
ARIMA (1, 1, 2)	-5.79	-5.71
ARIMA (2, 1, 0)	-5.78	-5.68
ARIMA (2, 1, 1)	-5.79	-5.71
ARIMA (2, 1, 2)	-5.78	-5.68

การวิเคราะห์ค่าความคลาดเคลื่อนของแบบจำลอง ARIMA (1, 1, 1) ซึ่งสมมติให้เป็น white-noise โดยใช้แผนภาพสหสัมพันธ์ (Correlogram) ซึ่งผลปรากฏว่า ความคลาดเคลื่อนของแบบจำลอง ARIMA (1, 1, 1) เป็น white-noise process สำหรับการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยน เมื่อทดสอบแบบจำลอง ARIMA (1, 1, 1) แล้วปรากฏว่า เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมในการใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ทั้งนี้แบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีพอสมควร โดยพิจารณาจากค่า Root Mean Square Error มีค่าเท่ากับ 0.1185 Mean Absolute Error มีค่าเท่ากับ 0.1050 ค่า Mean Absolute Percent Error มีค่าเท่ากับ 2.9363% และค่า Theil Inequality Coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0165 ซึ่งมีค่าต่ำใกล้เคียงกับศูนย์ แสดงว่าแบบจำลองที่สร้างขึ้นสามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทต่อดอลลาร์สหรัฐได้ดีพอสมควร โดยเฉพาะค่า Theil Inequality Coefficient มีค่าใกล้เคียงศูนย์และมีค่าเป็นบวก แสดงว่า แบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนได้แม่นยำ

ค่า Theil Inequality Coefficient แสดงให้เห็นถึงขนาดความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ซึ่งประกอบด้วย Bias Proportion เท่ากับ .0128 แสดงว่าค่าเฉลี่ยของการพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าที่เกิดขึ้นจริงมาก แต่ค่า Variance Proportion เท่ากับ 0.9597 ซึ่งใกล้เคียงกับหนึ่ง แสดงว่า แบบจำลองสร้างความผันผวนไม่สอดคล้องกับค่าที่เกิดขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยน และค่า Covariance Proportion เท่ากับ 0.0275 ซึ่งมีค่าใกล้เคียงกับศูนย์ ซึ่งแสดงถึงความคลาดเคลื่อนอื่นๆที่เหลืออยู่ไม่สอดคล้องกับข้อมูลจริงมากนัก ดังนั้น โดยสรุปแล้วแบบจำลองนี้สามารถพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนได้ดีพอสมควร แม้ว่าจะมีความคลาดเคลื่อนที่ไม่สอดคล้องกับค่าที่เกิดขึ้นจริงอยู่ก็ตาม

สรุปผลการวิจัย

งานวิจัยชิ้นนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยของไทยกับอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ เมื่อเปรียบเทียบกับ การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนเงินต่างประเทศของไทย ผลปรากฏว่า ประการแรก ลักษณะความเคลื่อนไหวของความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยของไทยกับอัตราดอกเบี้ยของสหรัฐอเมริกา กับการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ไม่สอดคล้องกับคำอธิบายของทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค

ประการที่สอง ผลการพัฒนาแบบจำลองทางการเงินพบว่า ปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศประกอบด้วย ปริมาณเงินในประเทศในช่วงเวลาปัจจุบัน ระดับราคาสินค้าและบริการของ

ต่างประเทศในช่วงเวลาปัจจุบัน อัตราดอกเบี้ยของต่างประเทศในช่วงเวลาถัดไป และผลผลิตที่แท้จริงในช่วงเวลาปัจจุบัน

ประการที่สาม ผลการทดสอบแบบจำลองทางการเงิน ปรากฏว่า แบบจำลองตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคหรือเงื่อนไขของอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคที่ไม่ได้ป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนนั้นไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐได้ ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาของ Fama (1984) Hodrick (1987) Meese & Rogoff (1983) Froot & Thaler (1990) MacDonald & Taylor (1992) MaCallum (1994) Isard (1995) Engle (1996) Pongsaparn (2007)

ที่สำคัญเมื่อประมาณค่าสัมประสิทธิ์แบบจำลองการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ผลปรากฏว่า สอดคล้องกับการทดสอบเงื่อนไขอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคไม่ได้ป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยน เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศไม่ได้ส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐแต่อย่างใด ปัจจัยที่ส่งผลกระทบคือ ปริมาณเงินตามความหมายกว้างในประเทศไทย ส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐในทิศทางเดียวกัน และดัชนีราคาผู้บริโภคในสหรัฐอเมริกา มีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ในทิศทางตรงกันข้ามกัน และเมื่อนำแบบจำลองดังกล่าวมาใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐปรากฏว่าแบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีมาก

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ปรากฏว่า มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว 2 รูปแบบ โดยความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวรูปแบบที่หนึ่งนั้นระบุว่า ปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทยส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐในทิศทางตรงกันข้ามอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และผลการประมาณความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ซึ่งเป็นความสัมพันธ์รูปแบบที่สอง ปรากฏว่า ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของสหรัฐอเมริกาส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกาในทิศทางเดียวกัน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และปริมาณเงินตามความหมายกว้างของไทยส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาผู้บริโภคของสหรัฐอเมริกาในทิศทางเดียวกัน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งนี้เมื่อทดสอบตามแบบจำลอง Error-correction ปรากฏว่า ความเร็วในการปรับตัวเข้าหาดุลยภาพระยะยาวมีค่าไม่มากนัก โดยร้อยละ 2.219 ของการเบี่ยงเบนนั้นจะถูกขจัดไปเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวอีกครั้ง ผลการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์ ด้วยแบบจำลอง VEC ปรากฏว่า แบบจำลองดังกล่าวสามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ไม่ค่อยสมบูรณ์มากนัก แต่เมื่อพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ด้วยแบบจำลอง ARIMA (1, 1, 1) ผลปรากฏว่า สามารถพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีพอสมควร

อภิปรายผลและข้อเสนอแนะ

ดังนั้นแนวทางการรักษาเสถียรภาพทางการเงิน และเสถียรภาพทางด้านเศรษฐกิจจากการกำหนดอัตราดอกเบี้ยนโยบายนั้น ธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท.) ไม่ควรให้ความสำคัญกับความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยของไทยกับสหรัฐอเมริกา แต่ควรให้ความสำคัญกับปริมาณเงินตามความหมายกว้างในประเทศไทย และการเคลื่อนไหวเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคในสหรัฐอเมริกา ซึ่งมีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทกับดอลลาร์สหรัฐ อย่างไรก็ตามการศึกษานี้ยังไม่ได้นำส่วนชดเชยความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนมาพิจารณา เพราะอาจจะส่งผลกระทบต่อการเคลื่อนไหวโดยเฉพาะในช่วงเกิดวิกฤตเศรษฐกิจแฮมเบอร์เกอร์ของสหรัฐอเมริกา นอกจากนี้ควรนำวิธีการศึกษาอื่นๆมาวิเคราะห์การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน เช่น Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH),

Nonlinear GARCH (NGARCH), Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic (EGARCH) เป็นต้น เพื่อพัฒนาแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับการอธิบายอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

การวิจัยครั้งนี้ไม่สามารถสำเร็จลงได้ ถ้าไม่รับการสนับสนุนทางด้านเงินทุนจากมหาวิทยาลัยสุโขทัยธร-มาธิราช ซึ่งจัดสรรทุนอุดหนุนการวิจัยงบประมาณแผ่นดินประจำปี 2558 เพื่อศึกษาวิจัยทั้งหมดจึงขอขอบคุณมา ณ ที่นี้ด้วย และที่สำคัญต้องขอขอบคุณ รองศาสตราจารย์ ดร.วิมุต วานิชเจริญธรรม อาจารย์ประจำคณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ที่ให้ความช่วยเหลือในการชี้แนะและเพิ่มเติมในส่วนที่ขาดหายไปของงานวิจัย รวมทั้งต้องขอขอบคุณผู้มีส่วนร่วมอื่นในการช่วยเหลือในการด้านข้อมูล การค้นคว้า เพื่อให้งานวิจัยเสร็จสมบูรณ์ ทั้งนี้ความผิดพลาดในงานวิจัยชิ้นนี้ทั้งหมด ถือเป็นความรับผิดชอบของผู้วิจัยแต่เพียงผู้เดียว

เอกสารอ้างอิง

- Cagan, P. (1956). The monetary dynamics of hyperinflation. In Milton Friedman, Ed, **Studied in the quantity theory of money**, Chicago. University of Chicago Press.
- Engle, R. F. (1996). The Econometrics of Ultra-High Frequency Data. **University of California at San Diego Economics Working Paper Series**, 96-15.
- Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, 14, 319- 338.
- Frenkel, J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. **Scandinavian Journal of Economics**, 78(May), 200-224.
- Froot, K. and Thaler, R. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. **Journal of Economic Perspectives**, 4, 2, 89-92.
- Hodrick, R. J. (1987). **The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets**, Harwood, London.
- Isard, P. (2006). Uncovered interest parity. **IMF Working Paper**, WP/06/96.
- Lothian, J.R., Wu. L. (2011). Uncoverd interest-rate parity over the past two centuries. **Journal of International Money and Finance**, 30, 448-473.
- Macdonald, R., M.P. Taylor. (1992). Exchange Rate Economics. A Survey. **International Monetary Fund Staff Paper**, 39, (1), 1-57.
- McCallum, B. (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity condition. **Journal of Monetary Economics**, 33, 105-132.
- Meese, R.A., Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit Out of sample? **Journal of International Economics**, 14, 3-24.
- Mussa, M. (1967). The exchange rate, the balance of payment, and monetary and fiscal policy under a regime of controlling floating. **Scandinavian Journal of Economics**, 78 (May), 229-248.
- Pongsaparn, R. (2007). Inflation targeting in a small open economy: a challenge to monetary theory.” **Bank of Thailand Discussion Paper**.