

บทความวิจัย

อิทธิพลของปัจจัยทางเศรษฐกิจและวิกฤตไวรัสโควิด-19 ที่มีต่ออัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ สหรัฐอเมริกาทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

พรภัทร อินทรพรพัฒน์¹

(Received: May 29, 2025; Revised: October 7, 2025; Accepted: October 27, 2025)

บทคัดย่อ

บทความวิจัยนี้ศึกษาอิทธิพลของปัจจัยทางเศรษฐกิจและวิกฤตไวรัสโควิด-19 ที่มีต่อค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกาในระยะสั้นและระยะยาว โดยศึกษาแบ่งเป็น 2 ช่วง คือ (1) ก่อนการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย (มกราคม พ.ศ. 2557 - ธันวาคม พ.ศ. 2562) และ (2) ช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย (มกราคม พ.ศ. 2563 - เมษายน พ.ศ. 2566) โดยวิเคราะห์อิทธิพลด้วยการประมาณการแบบจำลองระยะยาว และระยะสั้น

ผลการศึกษา พบว่า (1) ช่วงก่อนการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยของไทยและสหรัฐฯ ปริมาณเงิน เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ และหนี้สาธารณะของไทย มีอิทธิพลต่อค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว (2) ช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทยในระยะสั้น ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยไทยและสหรัฐฯ เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทย และผู้เสียชีวิตจากไวรัสโควิด-19 ในไทยมีอิทธิพลต่อค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ แต่ในระยะยาว

¹ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. คณะวิทยาการจัดการ มหาวิทยาลัยสวนดุสิต
E-mail: 0819341224pat@gmail.com

หนี้สาธารณะของรัฐบาลไทยที่เพิ่มขึ้นอย่างมากในช่วงวิกฤตไวรัสโควิด-19 กลับส่งผลให้ค่าเงินบาทอ่อนค่าลงสะท้อนให้เห็นว่า การก่อหนี้สาธารณะในช่วงเกิดวิกฤตนั้น แม้จะมีความจำเป็น แต่รัฐบาลไทยก็ต้องบริหารจัดการการใช้จ่ายภาครัฐให้เกิดความคุ้มค่าสูงสุดต่อการฟื้นฟูเศรษฐกิจ รวมไปถึงการบริหารจัดการปริมาณเงินทุนสำรองระหว่างประเทศให้สามารถรองรับการเกิดวิกฤตอื่น ๆ ในอนาคต เพื่อเป็นการรักษาเสถียรภาพของค่าเงินบาทได้อย่างยั่งยืน

คำสำคัญ: อัตราแลกเปลี่ยน เงินบาท โควิด-19 ระยะสั้น ระยะยาว

RESEARCH ARTICLE

Economic Factors and COVID-19 Pandemic Influencing Exchange Rate of Baht against U.S. Dollar in the Short-run and Long-run

Phonphat Intaravorrachat¹

Abstract

The purpose of this research was to investigate the Influencing of economic variables and COVID-19 pandemic on Exchange Rate of Baht against U.S. Dollar in the short-run and long-run in two periods: (1) Before the COVID-19 (January 2014 - December 2019) and (2) During the COVID-19 (January 2020 - April 2023) and analyzed the influence of the independent variables by Co-integration model (long-run model) and Error Correction Model (short-run model).

The findings indicate that (1) before the COVID-19, both in short-run and long-run, exchange rate of Baht against U.S. dollar was influenced by interest rate gap between Thai and US, Thai money supply, international reserves, and public debt, (2) During the COVID-19, in short-run, Baht against U.S. dollar was influenced by interest rate gap, international reserves, and COVID-19 death rate in Thailand. But in long-run, the sharp increase in Thai government

¹ Assistant Professor, Ph.D., Faculty of Management Science, Suan Dusit University,
E-mail: 0819341224pat@gmail.com

debt has led to a Baht Depreciation. This reflects that, although public debt during crisis may be inevitable, Thai government must manage public expenditures in a way that maximizes their effectiveness in supporting economic recovery, while simultaneously administering international reserves to ensure resilience against potential future economic crises, thereby maintaining the long-term stability of Thai Baht.

Keywords: Exchange Rate, Baht, COVID-19, Short-run, Long-run

บทนำ

ปัจจุบันประเทศไทยใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวแบบมีการจัดการ (Managed Float) ค่าเงินบาทจึงเคลื่อนไหวไปตามอุปสงค์และอุปทานของตลาดเงินตราต่างประเทศได้อย่างยืดหยุ่น ซึ่งความผันผวนของค่าเงินบาทที่สูงขึ้นอาจกลายเป็นความเสี่ยงด้านอัตราแลกเปลี่ยน (Exchange Rate Risk) ที่กระทบต่อผู้ที่เกี่ยวข้องกับตลาดเงินตราต่างประเทศ เช่น นักลงทุนระหว่างประเทศ ผู้ส่งออกและนำเข้า หรือนักท่องเที่ยวระหว่างประเทศ ฯลฯ จากการเปลี่ยนแปลงของรายได้ หรือรายจ่ายในการทำธุรกรรมที่ต้องมีการแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ซึ่งพบว่า เงินตราต่างประเทศที่มีการซื้อขายแลกเปลี่ยนผ่านธนาคารพาณิชย์ในไทยสูงที่สุด (พ.ศ. 2566) ถึงร้อยละ 90 เมื่อเทียบกับเงินตราต่างประเทศทุกสกุล (Bank of Thailand, 2024) คือ เงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกา

จากข้อมูลพบว่า ในช่วงก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทยนั้น ค่าเงินบาทเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในปี พ.ศ. 2562 โดยเฉลี่ยจะอยู่ที่ 31 บาทต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐฯ แต่เมื่อเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย (กระทรวงสาธารณสุขไทยประกาศให้ไวรัสโควิด-19 เป็นโรคติดต่ออันตรายในเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2563) ค่าเงินบาทก็เริ่มผันผวน จนอ่อนค่าลงสูงสุดที่ 37.92 ต่อ 1 ดอลลาร์ (ตุลาคม พ.ศ. 2565) ขณะที่เศรษฐกิจไทย (GDP) ในปี พ.ศ. 2563 มีอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจหดตัวลงถึงร้อยละ 6.1 ธนาคารแห่งประเทศไทยจึงต้องใช้นโยบายการเงินแบบผ่อนคลายเป็นการลดดอกเบี้ยนโยบายลง (Bank of Thailand, 2021) รวมไปถึงการกอบกู้หนี้สาธารณะเพิ่มขึ้นของรัฐบาลไทย ในช่วงปี พ.ศ. 2566 รัฐบาลไทยกอบกู้หนี้สาธารณะสะสมสูงถึง 9 ล้านล้านบาทจาก 5.6 ล้านล้านบาทในปี พ.ศ. 2562 (International Monetary Fund, 2025) เพื่อลดผลกระทบจากวิกฤตไวรัสโควิด-19 ที่มีต่อภาคเศรษฐกิจจริง (Real Sector) ซึ่งกดดันให้ค่าเงินบาทมีแนวโน้มอ่อนค่าลงเช่นกัน โดยสถานการณ์ดังกล่าว World Bank Group (2020) ได้ระบุว่า เศรษฐกิจไทยได้รับผลกระทบจากการระบาดของไวรัสโควิด-19 อย่างรุนแรง เพราะการหยุดชะงักของห่วงโซ่อุปทาน

ด้านการค้าและการท่องเที่ยวระหว่างประเทศ ได้สร้างความเสี่ยงต่อการขาดดุลบัญชีการชำระเงิน (Balance of Payment) ส่งผลให้เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทยลดลงจาก 258,134 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ ในปี พ.ศ. 2563 เป็น 216,633 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ ในปี พ.ศ. 2565 ขณะที่ค่าเงินบาทเกิดการผันผวนอ่อนค่าลงตามทีกล่ามาแล้วข้างต้น สะท้อนให้เห็นถึงความจำเป็นที่ผู้ที่เกี่ยวข้องในตลาดเงินตราต่างประเทศต้องรับรู้ถึงอิทธิพลของตัวแปรทางเศรษฐกิจต่าง ๆ ที่มีต่อการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาท เพื่อใช้บริหารความเสี่ยงในการดำเนินธุรกรรมของตนเองจากความเสี่ยงด้านอัตราแลกเปลี่ยน โดยเฉพาะอย่างยิ่งการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทในช่วงที่เกิดสถานการณ์วิกฤตอย่างการระบาดของไวรัสโควิด-19 ที่นำพาประเทศไทยเข้าสู่ภาวะวิกฤตทางเศรษฐกิจที่อาจจะเป็นองค์ความรู้ใหม่ที่แตกต่างจากช่วงที่สถานการณ์ของประเทศเป็นปกติ

จากข้อมูลทั้งหมดข้างต้น งานวิจัยนี้จึงมุ่งศึกษาอิทธิพลของปัจจัยทางเศรษฐกิจและวิกฤตการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทยที่มีต่อค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ผ่านการประมาณการแบบจำลองทั้งในระยะสั้นและระยะยาว โดยจำแนกออกเป็นช่วงก่อนการเกิดและช่วงที่เกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทยเชิงเปรียบเทียบ ซึ่งจากการทบทวนการวิจัยทั้งในและต่างประเทศพบว่า ยังไม่มีการศึกษาเชิงเปรียบเทียบในช่วงก่อนและช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ที่บ่งบอกถึงอิทธิพลในระยะสั้นและระยะยาวได้อย่างเป็นรูปธรรม จนอาจกลายเป็นช่องว่างในองค์ความรู้ที่งานวิจัยนี้มุ่งศึกษา ผลลัพธ์จากการวิจัยนี้จึงมีประโยชน์อย่างยิ่งสำหรับผู้มีส่วนเกี่ยวข้องในตลาดเงินตราต่างประเทศเพื่อนำไปใช้บริหารความเสี่ยงการดำเนินธุรกรรมระหว่างประเทศรองรับการเกิดวิกฤตและพลวัตทางเศรษฐกิจในอนาคต อีกทั้งผู้มีอำนาจในการกำหนดนโยบายของภาครัฐยังจำเป็นต้องรับรู้ผลกระทบจากการใช้นโยบายการเงิน การคลัง และนโยบายที่เกี่ยวข้องกับดุลการชำระเงินที่มีต่อค่าเงินบาทในสถานการณ์ปกติและสถานการณ์ที่นำไปสู่วิกฤตเศรษฐกิจ เพื่อใช้เป็นสารสนเทศสำคัญในการรักษาเสถียรภาพของค่าเงินบาททั้งในระยะสั้นและระยะยาวต่อไป

วัตถุประสงค์การวิจัย

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาอิทธิพลของปัจจัยทางเศรษฐกิจและวิกฤตไวรัสโควิด-19 ที่มีต่ออัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ทั้งช่วงก่อนการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย และช่วงที่เกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย

การทบทวนวรรณกรรมและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การวิจัยนี้ใช้แบบจำลอง Mundell Fleming ในระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว (Husted and Melvin, 2020; Pilbeam, 2023) และทฤษฎีตะกร้าสินทรัพย์ (Portfolio Balance) (Pilbeam, 2023) ในการอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ผ่านดุลยภาพทางเศรษฐกิจของตลาดสินค้าและบริการ ตลาดเงิน และตลาดการดำเนินธุรกรรมระหว่างประเทศ (ดุลการชำระเงิน) (Leightner, 2024) ดังนี้

1. ดุลยภาพของตลาดเงิน (ตัวแทนของนโยบายการเงินในการวิจัยนี้) คือ ภาวะที่ปริมาณเงินและความต้องการถือเงินภายในประเทศมีค่าเท่ากัน ดังนั้น ถ้ารัฐบาลอัดฉีดปริมาณเงินลงในระบบเศรษฐกิจมากขึ้น อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศจะลดลงเมื่อเทียบกับอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (วิเคราะห์ในกรณีประเทศไทยเป็นประเทศที่มีขนาดเศรษฐกิจเล็ก ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ จะไม่ส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยอื่น ๆ (Flodén, 2020; Islam & Faisal, 2024)) เงินทุนจึงไหลออก (Capital Outflow) ค่าเงินภายในประเทศก็จะอ่อนค่าลง สอดคล้องกับทฤษฎีตะกร้าสินทรัพย์ (Pilbeam, 2023) เมื่อธนาคารกลางใช้นโยบายการเงินแบบขยายตัว อุปทานของเงินในประเทศเพิ่มขึ้น ราคาของเงินและอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศก็จะลดลงโดยตรง นักลงทุนระหว่างประเทศจึงต้องการถือเงิน หรือสินทรัพย์ต่างประเทศเพิ่มขึ้น ค่าเงินภายในประเทศจึงอ่อนค่าลง อย่างไรก็ตาม

ถ้าการอ่อนค่าของเงินภายในประเทศส่งผลให้ดุลบัญชีเดินสะพัดดีขึ้น ค่าเงินในประเทศก็จะแข็งค่าขึ้นได้ในระยะยาว (Islam and Faisal, 2024)

2. ดุลยภาพของตลาดสินค้าและบริการ (โดยงานวิจัยนี้ใช้หนี้สาธารณะเป็นตัวแทนของนโยบายการคลังในการกระตุ้นอุปสงค์รวมในตลาดสินค้าและบริการ) ถ้ารัฐบาลใช้นโยบายการคลังแบบขาดดุล ก็จะต้องก่อหนี้สาธารณะ (เช่น การขายพันธบัตรรัฐบาลเพิ่มขึ้น) อุปสงค์รวมของประเทศสูงขึ้น จนอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศสูงขึ้น เกิดภาวะเงินทุนไหลเข้า (Capital Inflow) ค่าเงินภายในประเทศจึงแข็งค่าขึ้น แต่ในระยะยาวอาจส่งผลให้ดุลบัญชีเดินสะพัดมีโอกาสดาขาดดุล จนทำให้ค่าเงินภายในประเทศอ่อนค่าลงได้เช่นกัน สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Zareei, Karimzadeh, Koshalshahi, & Ranjbarian (2022) ที่พบว่า การก่อหนี้สาธารณะทำให้ค่าเงินของอิหร่านอ่อนค่าลงในระยะยาว

ขณะเดียวกันทฤษฎีตะกร้าสินทรัพย์ (Pilbeam, 2023) กลับเห็นว่าการที่ปริมาณพันธบัตรในประเทศเพิ่มขึ้นจากการก่อหนี้สาธารณะ จะทำให้ราคาของพันธบัตรในประเทศลดลง นักลงทุนจะถือสินทรัพย์ต่างประเทศแทน ค่าเงินภายในประเทศก็จะอ่อนค่าลง อย่างไรก็ตาม ถ้าราคาพันธบัตรภายในประเทศลดลง ส่งผลให้ผลตอบแทนของพันธบัตรภายในประเทศเพิ่มสูงขึ้น จนสามารถดึงดูดให้นักลงทุนเกิดความต้องการเข้าถือพันธบัตรภายในประเทศ ก็จะทำให้ค่าเงินภายในประเทศแข็งค่าขึ้นในระยะยาวได้ด้วยเช่นกัน (Pilbeam, 2023)

3. ดุลยภาพของการดำเนินธุรกรรมระหว่างประเทศที่สะท้อนผ่านตัวแปรดุลการชำระเงิน (Balance of Payment) เมื่อดุลการชำระเงินเกินดุล แสดงให้เห็นว่า ประเทศก็จะมีเงินทุนสำรองระหว่างประเทศมากขึ้น ส่งผลให้ค่าเงินภายในประเทศแข็งค่าขึ้น สอดคล้องกับหลักการของทฤษฎีตะกร้าสินทรัพย์ (Pilbeam, 2023) ที่กล่าวว่า ถ้าภายในประเทศมีอุปทานของสินทรัพย์ต่างประเทศเพิ่มขึ้น ราคาของสินทรัพย์ต่างประเทศในประเทศนั้น ๆ ก็จะลดลง นักลงทุนจะเลือกถือสินทรัพย์ในประเทศเพิ่มขึ้น ส่งผลให้ค่าเงินภายในประเทศแข็งค่าขึ้น งานวิจัยนี้จึงใช้ตัวแปรเงินทุนสำรองระหว่างประเทศ (International

Reserve) เป็นตัวแปรที่สะท้อนการเคลื่อนไหวของดุลการชำระเงินโดยตรง เหมือนกับงานวิจัยของ Li, Pan, & Wang (2019) ดังนั้น ถ้าเงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทยเพิ่มขึ้น สะท้อนว่า ดุลการชำระเงินเกิดภาวะเกินดุล สินทรัพย์ในรูปแบบเงินตราต่างประเทศก็จะไหลเข้าประเทศไทยเพิ่มขึ้น ราคาสินทรัพย์ต่างประเทศก็จะลดลง นักลงทุนในตลาดเงินตราต่างประเทศจึงมีความต้องการถือสินทรัพย์ภายในประเทศเพิ่มขึ้น ค่าเงินบาทจึงแข็งค่า อย่างไรก็ตาม กรณีประเทศที่ใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ หรือมีความยืดหยุ่นต่ำ การที่เงินทุนสำรองระหว่างประเทศเพิ่มขึ้น อาจแสดงว่า ธนาคารกลางเข้าซื้อเงินตราสกุลต่างประเทศ และเพิ่มอุปทานของเงินตรารายในประเทศในระบบเศรษฐกิจ จึงอาจทำให้ค่าเงินภายในประเทศอ่อนค่าลงจากการแทรกแซงค่าเงินของธนาคารกลางได้ด้วยเช่นกัน

นอกจากนี้งานวิจัยนี้ยังต้องการสะท้อนอิทธิพลของวิกฤตการระบาดของไวรัสโควิด-19 ที่มีต่อค่าเงินบาท จึงได้มีการทบทวนงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง และพบว่า ตัวแปรการติดเชื้อและการตายของผู้ป่วยจากไวรัสโควิด-19 มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินในประเทศนั้น ๆ (Gongkhonkwa, 2021; Chasanah, Riyono, & Ristanto, 2022); Jamal and Bhat, 2022; Banda & Edriss, 2023) เนื่องจากตัวแปรการติดเชื้อและการตายของผู้ป่วยจากไวรัสโควิด-19 เป็นตัวแปรที่สะท้อนความรุนแรงของการเกิดวิกฤต ดังนั้น ถ้ามีผู้ติดเชื้อและผู้ป่วยที่เสียชีวิตจากไวรัสโควิด-19 มากขึ้น ยิ่งแสดงให้เห็นว่า สถานการณ์มีความรุนแรงมากขึ้น ส่งผลให้การบริโภคและการลงทุนในประเทศลดลง จนอุปสงค์รวมลดลง กดดันให้อัตราดอกเบี้ยนโยบายของประเทศลดลง เกิดเงินทุนไหลออก ค่าเงินภายในประเทศจึงอ่อนค่าลงในที่สุด โดย Li, Yaqoob, & Sajid (2022) พบว่า ค่าเงินหยวนและค่าเงินดอลลาร์อ่อนค่าลงจากอัตรา การเสียชีวิตของผู้ติดเชื้อไวรัสโควิด-19 ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

สมมติฐานการวิจัย

จากการทบทวนวรรณกรรมข้างต้น จึงสรุปว่า ตัวแปรทั้งหมดในการวิจัยเป็นไปตามสมมติฐานดังนี้

1. ปริมาณเงินของไทย อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในเดือนที่ผ่านมา และอัตราการตายของผู้ป่วยที่ติดเชื้อไวรัสโควิด-19 ในไทย เป็นตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลทำให้ค่าเงินบาทอ่อนค่าลงเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในขณะเดียวกัน เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทย อัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบกับระหว่างไทยและสหรัฐฯ หนี้สาธารณะของรัฐบาลไทย เป็นตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลทำให้ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

2. ในระยะยาว อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ จะปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพ ดังนั้น ค่าสัมประสิทธิ์การปรับตัวในแบบจำลองระยะสั้นจะมีค่าสัมประสิทธิ์เป็นลบ

วิธีการวิจัย

การวิจัยนี้เป็นการวิจัยเชิงปริมาณแบบอนุกรมเวลา โดยมีมุ่งประมาณการแบบจำลองที่อธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

1. ประชากรและกลุ่มตัวอย่าง การวิจัยใช้ข้อมูลทุติยภูมิแบบอนุกรมเวลา (Time Series Data) รายเดือนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ปริมาณเงิน เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ และปริมาณหนี้สาธารณะของไทย อัตราดอกเบี้ยไทยและสหรัฐฯ และจำนวนผู้เสียชีวิตจากไวรัสโควิด-19 ในไทย (ใช้ประมาณการในช่วงที่ไทยเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 เท่านั้น) โดยการวิจัยแบ่งออกเป็น 2 ช่วง คือ (1) ก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย (มกราคม พ.ศ. 2557 - ธันวาคม พ.ศ. 2562) จำนวน 72 ข้อมูล และ (2) ช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย (มกราคม พ.ศ. 2563 - เมษายน

พ.ศ. 2566) รวม 40 เดือน (องค์การอนามัยโลกได้ยกเลิกสถานะฉุกเฉินของโรคโควิด-19 ในเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2566) รวมช่วงเวลาในการศึกษาทั้งหมด 112 เดือน และจัดเก็บข้อมูลจากฐานข้อมูลของธนาคารแห่งประเทศไทย ฐานข้อมูล Federal Reserve Bank of ST. Louis และองค์การอนามัยโลก (WHO)

2. สถิติที่ใช้ในการวิจัยและการวิเคราะห์ข้อมูล การวิจัยประมาณการแบบจำลองระยะสั้นและระยะยาวด้วยแบบจำลอง Error Collection Model (ECM) และแบบจำลอง Co-integration ตามลำดับ โดยประมาณการแบบจำลองด้วยสมการถดถอยเชิงซ้อน (Multiple Regression) แบบวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) และทดสอบความเสถียรของข้อมูล (Stationary) ด้วยการทดสอบ Unit Root จากสถิติ Augmented Dickey Fuller (ADF) ในระดับข้อมูลปกติ (Level) และระดับข้อมูลส่วนต่างลำดับที่ 1 (First Differences) ซึ่งลักษณะข้อมูลที่มีความเสถียรนั้น ค่าเฉลี่ย ความแปรปรวน และความแปรปรวนร่วม จะมีแนวโน้มเข้าใกล้ค่าคงที่ (ค่าคงที่สภาพ) ซึ่งตัวแปรทั้งหมดในแบบจำลองต้องมีความเสถียรในระดับเดียวกัน (ระดับ First Differences) เพื่อหลีกเลี่ยงความสัมพันธ์แบบไม่แท้จริง (Spurious Relationships) และปัญหา Multi-collinearity (Engle & Granger, 2015) และนำไปใช้ประมาณการแบบจำลองในระยะสั้น (ECM) ต่อไป

สำหรับการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในแบบจำลอง Co-integration Test การวิจัยใช้วิธีการของ Engle & Granger แบบ Two Step Approach เนื่องจากการวิจัยต้องการศึกษาอิทธิพลในระยะยาวของตัวแปรอิสระในภาพรวมที่มีต่ออัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทโดยตรง และหลีกเลี่ยงความสัมพันธ์แบบไม่แท้จริง จึงกำหนดให้ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองมีความเสถียรในระดับข้อมูลส่วนต่างลำดับที่ 1 อีกทั้งการวิจัยยังต้องการประมวลผลแบบจำลองในลักษณะ Log-linear regression เพื่อรับรู้ขนาดของอิทธิพลในรูปแบบความยืดหยุ่น (Elasticity) โดยถ้าการทดสอบค่า ADF พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ของแบบจำลองระยะยาว

มีความเสถียรในระดับ Level ก็จะทำให้เห็นว่า ตัวแปรอิสระในแบบจำลองทั้งหมด มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับตัวแปรตาม (Pesaran, Shin & Smith, 2001)

สำหรับการประมาณการแบบจำลองระยะสั้น (ECM) การวิจัยใช้ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนในแบบจำลองระยะยาวในอดีต 1 ช่วงเวลา (εECM_{t-1}) มาประมาณการในแบบจำลองระยะสั้น โดยค่าสัมประสิทธิ์ของ εECM_{t-1} ต้องมีค่าเป็นลบ เพื่อยืนยันการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพของตัวแปรตามในระยะยาวจากอิทธิพลของตัวแปรอิสระทั้งหมด (Pesaran et al., 2001)

3. แบบจำลองที่ใช้ในการประมาณการ

3.1 แบบจำลองในระยะยาว (Co-integration Model)

$$EX_t = \alpha + \beta_1 MS_t + \beta_2 DIN_t + \beta_3 RESE_t + \beta_4 GDEBT_t + \beta_5 LEXC + \beta_6 COVID_t + \varepsilon RESID_t$$

3.2 แบบจำลองในระยะสั้น (Error Collection Model: ECM)

เป็นวิธีการทดสอบการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปรตาม เมื่อมีการคลาดเคลื่อนออกจากดุลยภาพ โดยมีแบบจำลอง ดังนี้

$$\begin{aligned} \Delta EX_t = & \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta MS_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta DIN_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta RESE_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta GDEBT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{5i} \Delta LEXC_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{6i} \Delta COVID_{t-i} + \beta_{7i} \varepsilon ECM_{t-1} + \varepsilon EX_t \end{aligned}$$

โดยที่

α คือ ค่าคงที่ของสมการ (Constant Term)

β_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงอิทธิพลของตัวแปรอิสระในแบบจำลอง

EX_t คือ อัตราแลกเปลี่ยน (Spot Rate) ของค่าเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ 1 หน่วย (หน่วยเป็น Logarithm) ถ้า EX_t มีค่าสูงขึ้น แสดงว่า ค่าเงินบาทจะอ่อนค่าลง (Depreciation) และเมื่อ EX_t มีค่าลดลง แสดงว่า ค่าเงินบาทมีค่าแข็งขึ้น (Appreciation)

MS_t คือ ปริมาณเงินตามความหมายแคบของไทย (M1) (หน่วยเป็น Logarithm)

$RESE_t$ คือ เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ (International Reserves) ของไทย (อยู่ในรูปแบบเงินดอลลาร์สหรัฐฯ และแปลงหน่วยเป็น Logarithm)

DIN_t คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินเปรียบเทียบกับประเทศไทยกับสหรัฐฯ (หน่วยเป็นร้อยละต่อปี โดยใช้อัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคาร (Interbank Rate) ของไทย ลบด้วยอัตราดอกเบี้ย Federal

Fund Rate ของ สหรัฐฯ)

$GDEBT_t$ คือ หนี้สาธารณะ (Public Debt) ของไทย (หน่วยเป็น Logarithm)

$LEXC$ คือ EX_t ในเดือนที่ผ่านมา (หน่วยเป็น Logarithm)

$COVID$ คือ จำนวนผู้เสียชีวิตจากการติดเชื้อไวรัสโควิด-19 ในไทย (หน่วยเท่ากับ 10,000 คน และใช้ในแบบจำลองช่วงการระบาด ของไวรัสโควิด-19 ในไทยเท่านั้น)

$\varepsilon RESID_t$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนในการประมาณการแบบจำลองระยะยาว

εECM_{t-1} คือ EC Term จากแบบจำลองระยะยาว มีค่าเท่ากับ $\varepsilon RESID_{t-1}$

εEX_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนในการประมาณการของแบบจำลองระยะสั้น

Δ คือ ส่วนต่างของข้อมูลปัจจุบันและข้อมูลในอดีตหนึ่งช่วงเวลา

ผลการวิจัย

1. ผลการทดสอบความเสถียร (Stationary) ของข้อมูล

ผลการทดสอบความเสถียร (Stationary) ของตัวแปรทั้งหมดด้วย ADF (Augmented Dickey Fuller) Test Statistic (ตารางที่ 1) พบว่า ข้อมูลทั้งหมด เป็น Stationary ในระดับข้อมูล First Difference ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 ทั้งในช่วงก่อนเกิดและช่วงที่เกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย

ตารางที่ 1

การทดสอบความเสถียรของข้อมูล (Stationary)

ตัวแปรในแบบจำลอง		ADF Test Statistic ในระดับข้อมูล Level	Prob.	ADF Test Statistic ในระดับข้อมูล First Difference	Prob.
ช่วงก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย (ม.ค. 2557 - ธ.ค. 2562)					
ตัวแปรตาม	EX_t	-1.048	0.732	-5.365*	0.000
ตัวแปรอิสระ	MS_t	2.89	1.000	-9.870*	0.000
	$RESE_t$	0.155	0.968	-5.239*	0.000
	$GDEBT_t$	0.161	0.968	-7.862*	0.000
	DIN_t	-2.409	0.143	-5.763*	0.000
	$LEXC$	-1.048	0.732	-5.365*	0.000
ช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย (ม.ค. 2563 - เม.ย. 2566)					
ตัวแปรตาม	EX_t	-1.345	0.601	-5.011*	0.000
ตัวแปรอิสระ	MS_t	-3.275	0.083	-5.048*	0.001
	$RESE_t$	-1.019	0.739	-5.238*	0.000
	$GDEBT_t$	-0.521	0.999	-7.691*	0.000
	DIN_t	-0.722	0.831	-4.093*	0.003
	$LEXC$	-1.345	0.601	-5.011*	0.000
	$COVID$	-3.275	0.083	-5.048*	0.001

หมายเหตุ:

* คือ ค่าสถิติจากการทดสอบ ADF มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 0.05 แสดงว่า ข้อมูลระดับดังกล่าวเป็น Stationary

2. ผลการประมาณการแบบจำลองในระยะยาวและการทดสอบ ความสัมพันธ์ในระยะยาว (Co-integration Test)

2.1 การทดสอบ Co-integration พบว่า ค่าสถิติ ADF ของ $\varepsilon RESID_t$ เป็น Stationary ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 (ตารางที่ 2) แสดงให้เห็นว่า ตัวแปรอิสระทั้งหมดในแบบจำลองมีอิทธิพลต่อการปรับตัวเข้าสู่ค่าดุลยภาพของ ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในระยะยาวทั้ง 2 ช่วงเวลา

ตารางที่ 2

การประมาณการแบบจำลองระยะยาว (Co-integration Model)

ตัวแปรใน แบบจำลอง (ระยะยาว)	ค่าสัมประสิทธิ์ของ ตัวแปรอิสระ (ในวงเล็บคือค่า Standardized Coefficient)	t-Statistic	Prob.	การทดสอบ Co-integration ด้วย ADF Test ในระดับข้อมูล Level ของค่า $\varepsilon RESID_t$	
ช่วงก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย (ม.ค. 2557 - ธ.ค. 2562)					
	α	3.923	4.594***	0.000	ค่าสถิติ ADF ในระดับข้อมูล Level
ตัวแปร	MS_t	0.107 (0.217)	1.927*	0.058	ของ $\varepsilon RESID_t$ มีค่าเท่ากับ
อิสระ	$RESE_t$	-0.102 (-0.288)	-4.044***	0.000	- 5.658 ค่า Prob. เท่ากับ 0.000
	$GDEBT_t$	-0.247 (-0.657)	-3.242***	0.002	ยอมรับความสัมพันธ์ในระยะยาว
	DIN_t	-0.032 (-0.606)	-4.100***	0.000	ของตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ
	$LEXC$	0.882 (0.859)	26.629***	0.000	ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05
R-squared		= 0.964	F-statistic	= 352.447	
Adjusted R-squared		= 0.962	Prob. (F-statistic)	= 0.000	
ช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย (ม.ค. 2563 - เม.ย. 2566)					
	α	10.7468	3.3165***	0.003	ค่าสถิติ ADF ในระดับข้อมูล Level
ตัวแปร	MS_t	-0.217 (-0.217)	-0.865	0.394	ของ $\varepsilon RESID_t$ มีค่าเท่ากับ
อิสระ	$RESE_t$	-0.618 (-0.475)	-6.470***	0.000	-5.761 ค่า Prob. เท่ากับ 0.000
	$GDEBT_t$	0.171 (0.623)	2.315**	0.027	ยอมรับความสัมพันธ์ในระยะยาว
	DIN_t	0.014 (0.081)	3.687***	0.001	ของตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ
	$LEXC$	0.413 (0.404)	4.133***	0.000	ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05
	$COVID$	0.043 (0.205)	2.095**	0.044	
R-squared		= 0.950	F-statistic	= 101.451	
Adjusted R-squared		= 0.941	Prob. (F-statistic)	= 0.000	

หมายเหตุ:

*** คือ มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.01 ** คือ มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.05

* คือ มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.10

2.2 ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับ
ค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 (ตารางที่ 2)
พบว่า ตัวแปรอิสระสามารถอธิบายความแปรปรวนของค่าเงินบาทเทียบกับ
ค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกา ได้ถึงร้อยละ 96.20 ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ
0.01 เมื่อพิจารณาค่าสถิติ t พบว่า ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองมีอิทธิพลต่อ
ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกาทั้งสิ้น โดยถ้า (1) ปริมาณเงิน

ของไทยเพิ่มขึ้น หรือ (2) ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในเดือนที่ผ่านมาอ่อนค่าลงร้อยละ 1 จะส่งผลให้ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในปัจจุบันอ่อนค่าลงร้อยละ 0.11, 0.88 ตามลำดับ ขณะเดียวกัน ถ้า (1) เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทย หรือ (2) หนี้สาธารณะของไทย เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 หรือ (3) ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยของไทยเทียบกับสหรัฐฯ เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นร้อยละ 0.10, 0.25, 0.03 ตามลำดับ

2.3 ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในระยะยาวในช่วงที่เกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 (ตารางที่ 2) พบว่า ตัวแปรอิสระสามารถอธิบายความแปรปรวนของค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ได้สูงถึงร้อยละ 94.10 ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 เมื่อพิจารณาค่าสถิติ t พบว่า มีเพียงตัวแปรปริมาณเงินเท่านั้นที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยถ้า (1) หนี้สาธารณะของไทย หรือ (2) ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยของไทยและสหรัฐฯ เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 หรือ (3) ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในเดือนที่ผ่านมาอ่อนค่าลงร้อยละ 1 หรือ (4) ประเทศไทยมีผู้เสียชีวิตจากการติดเชื้อไวรัสโควิด-19 เพิ่มขึ้น 1 หมื่นคน จะส่งผลให้ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ อ่อนค่าลงร้อยละ 0.17, 0.01, 0.41 และ 0.04 ตามลำดับ ขณะที่ ถ้าเงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 ค่าเงินบาทก็จะแข็งค่าร้อยละ 0.62 ทันที

3. ผลการประมาณการแบบจำลองในระยะสั้น (Error Correction Model: ECM)

สำหรับผลการประมาณการแบบจำลองในระยะสั้น (Error Correction Model: ECM) มีรายละเอียดดังนี้ (ตารางที่ 3)

ตารางที่ 3

การประมาณการแบบจำลองระยะสั้น (Error Correction Model)

	ตัวแปรใน แบบจำลอง ระยะสั้น (ECM)	ค่าสัมประสิทธิ์ ของตัวแปรอิสระ (ในวงเล็บคือค่า Standardized Coefficient)	t-Statistic	Prob.	การทดสอบปัญหา Autocorrelation ด้วยการ ทดสอบ Breusch-Godfrey Serial Correlation LM
ช่วงก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย (ม.ค. 2557 - ธ.ค. 2562)					
	α	0.001	0.504	0.616	จากการทดสอบ Breusch-
ตัวแปร	ΔMS_t	0.151 (0.263)	3.073***	0.003	Godfrey Serial Correlation
อิสระ	$\Delta RESE_t$	-0.360 (-0.505)	-5.926***	0.000	LM Test พบว่า ค่า F-statistic
	$\Delta GDEBT_t$	-0.170 (-0.152)	-1.831*	0.072	= 1.722 (Prob. = 0.194) จึง
	ΔDIN_t	-0.023 (-0.143)	-1.769*	0.082	ปฏิเสธปัญหา Autocorrelation
	$\Delta LEXC$	0.599 (0.601)	4.081***	0.000	ของแบบจำลอง ณ ระดับ
	εECM_{t-1}	-0.429 (-0.341)	-2.377**	0.021	นัยสำคัญ 0.05
R-squared		= 0.591		F-statistic	= 15.188
Adjusted R-squared		= 0.552		Prob. (F-statistic)	= 0.000
ช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย (ม.ค. 2563 - เม.ย. 2566)					
	α	-0.002	-0.431	0.670	จากการทดสอบ Breusch-
ตัวแปร	ΔMS_t	-0.219 (-0.084)	-0.584	0.563	Godfrey Serial Correlation
อิสระ	$\Delta RESE_t$	-0.494 (-0.491)	-4.769***	0.000	LM Test พบว่า ค่า F-statistic
	$\Delta GDEBT_t$	0.192 (0.093)	0.822	0.418	= 0.279 (Prob. = 0.601) จึง
	ΔDIN_t	0.027 (0.303)	2.182**	0.037	ปฏิเสธปัญหา Autocorrelation
	$\Delta LEXC$	0.765 (0.779)	5.386***	0.000	ของแบบจำลอง ณ ระดับ
	$\Delta COVID$	0.034 (0.173)	1.705*	0.099	นัยสำคัญ 0.05
	εECM_{t-1}	-1.286 (-0.825)	-5.611***	0.000	
R-squared		= 0.711		F-statistic	= 10.553
Adjusted R-squared		= 0.644		Prob. (F-statistic)	= 0.000

หมายเหตุ:

*** คือ มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.01 ** คือ มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.05

* คือ มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับ 0.10

3.1 ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในระยะสั้นในช่วงก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 พบว่า ตัวแปรอิสระสามารถอธิบายความแปรปรวนของอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ได้ร้อยละ 55.2 ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 เมื่อพิจารณาค่าสถิติ t พบว่า ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองระยะ

สั้นมีอิทธิพลในการอธิบายความแปรปรวนของค่าเงินบาท โดยถ้า (1) ปริมาณเงินของไทยเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 หรือ (2) ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในเดือนที่ผ่านมาเปลี่ยนแปลงอ่อนค่าลงร้อยละ 1 จะส่งผลให้ค่าเงินบาทอ่อนค่ามากขึ้นกว่าเดือนที่ผ่านมาร้อยละ 0.15, 0.60 ตามลำดับ ขณะเดียวกัน ถ้า (1) เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทยเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้น หรือ (2) หนี้สาธารณะของไทยเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้น หรือ (3) ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยไทยเทียบกับสหรัฐฯ เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ แข็งค่าเพิ่มขึ้นจากเดือนที่ผ่านมา ร้อยละ 0.36, 0.17 และ 0.02 ตามลำดับ อีกทั้ง ถ้าค่าเงินบาทอ่อนค่าลงร้อยละ 1 ในปัจจุบัน ก็จะทำให้ปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพประมาณร้อยละ 0.43 ในเดือนถัดไป

3.2 ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในระยะสั้นในช่วงการระบาดของไวรัสโควิด-19 พบว่าตัวแปรอิสระสามารถอธิบายความแปรปรวนของอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ได้ร้อยละ 64.40 ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 เมื่อพิจารณาค่าสถิติ t พบว่า มีเพียงตัวแปรปริมาณเงิน และปริมาณหนี้สาธารณะของไทยเท่านั้นที่ไม่มีนัยสำคัญต่อการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทในระยะสั้น ในขณะที่ประเทศไทยกำลังเกิดการระบาดของโควิด-19 โดยถ้า (1) ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยไทยเทียบกับสหรัฐฯ มีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 หรือ (2) ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในเดือนที่ผ่านมาเปลี่ยนแปลงอ่อนค่าลงร้อยละ 1 หรือ (3) ประเทศไทยมีผู้เสียชีวิตจากไวรัสโควิด-19 เปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นจากเดือนที่ผ่านมาจำนวน 1 หมื่นคน จะส่งผลให้ค่าเงินบาทอ่อนค่าลงร้อยละ 0.03, 0.77 และ 0.03 ตามลำดับ แต่ถ้าเงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทยเปลี่ยนแปลงเพิ่มสูงขึ้นร้อยละ 1 ก็จะทำให้ค่าเงินบาทแข็งค่าเพิ่มขึ้นจากเดือนที่ผ่านมาร้อยละ 0.49 สุดท้าย

ถ้าค่าเงินบาทอ่อนค่าเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 ในช่วงวิกฤตโควิด-19 ค่าเงินบาทก็จะปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพประมาณร้อยละ 1.29 ในเดือนถัดไป

สรุปและอภิปรายผล

จากผลการศึกษาทั้งหมด พบว่ามีประเด็นสำคัญ ดังนี้

1. ผลการศึกษาในช่วงก่อนเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย ทั้งในแบบจำลองระยะสั้นและระยะยาว พบว่า ตัวแปรอิสระทั้งหมด ทั้งปริมาณเงินตามความหมายแคบของไทย ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยของไทยและสหรัฐฯ เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทย หนี้สาธารณะของไทย และค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในเดือนที่ผ่านมา มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ทั้งสั้น และ มีทิศทางของอิทธิพลเป็นไปตามสมมติฐานของการวิจัยที่สอดคล้องกับแบบจำลองของทฤษฎี Mundell-Fleming Model ในขณะที่ในระยะยาว อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ จะกลับเข้าสู่ดุลยภาพจากการปรับตัวในระยะสั้น ประมาณร้อยละ 0.43 ต่อเดือน

2. ผลการศึกษาในช่วงที่ประเทศไทยเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในประเทศไทย พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ จะปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มากกว่าช่วงก่อนการระบาดของโควิด-19 ประมาณ 3 เท่าเมื่อเปรียบเทียบกับช่วงก่อนเกิดวิกฤตไวรัสโควิด-19 ในไทย สะท้อนให้เห็นว่าในช่วงวิกฤตนั้น ค่าเงินบาทมีความผันผวนเพิ่มขึ้น ซึ่งอาจเกิดจากค่าเงินบาทได้รับอิทธิพลที่นอกเหนือปัจจัยทางเศรษฐกิจตามปกติ อย่างเช่น ความเสี่ยงจากการเกิดการระบาดของโควิด-19 ที่ลุกลามจนเกิดวิกฤตทางเศรษฐกิจในไทยและโลก สอดคล้องกับมุมมองของ Gongkhonkwa (2021) ที่กล่าวว่า วิกฤตโควิด-19 คือความเสี่ยงที่สร้างความผันผวนของมูลค่าสินทรัพย์ทางการเงินระหว่างประเทศ และพยากรณ์ได้ค่อนข้างยาก หรือเป็นความเสี่ยงแบบ Systematic Risk

3. ความแตกต่างที่สำคัญของผลการศึกษาในช่วงก่อนเกิดการระบาด และช่วงเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 และความไม่สอดคล้องกับสมมติฐานของการวิจัย

3.1 ในช่วงเกิดวิกฤตไวรัสโควิด-19 นั้น ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบของไทยและสหรัฐฯ เพิ่มขึ้น กลับมีอิทธิพลให้ค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกาอ่อนค่าลง ซึ่งตรงกันข้ามกับผลการศึกษาในช่วงก่อนเกิดวิกฤต แต่ผลการศึกษาข้างต้นกลับสอดคล้องกับผลการวิจัยของ Diao (2023) ที่ศึกษาการเปลี่ยนแปลงของค่าเงินหยวน โดย Diao (2023) ให้เหตุผลว่า การที่อัตราดอกเบี้ยของประเทศจีนเพิ่มสูงขึ้น ผู้มีส่วนได้เสียในตลาดเงินตราต่างประเทศจะคาดว่าค่าเงินหยวนน่าจะแข็งค่าขึ้นจากการไหลเข้าของเงินทุน เคลื่อนย้ายระหว่างประเทศ และจะทำให้บัญชีเดินสะพัดของจีนมีแนวโน้มแย่งส่งผลกระทบต่อระหว่างประเทศของจีนลดลง ค่าเงินหยวนจึงอ่อนค่า ขณะที่ Banchuenvijit (2022) ที่ศึกษาความเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทก็พบความสัมพันธ์ข้างต้นเช่นกัน (อย่างไรก็ตาม กรณีประเทศจีนควรพิจารณาความแตกต่างของระบบอัตราแลกเปลี่ยนด้วยเช่นกัน แม้ในปัจจุบันประเทศจีนจะใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวแบบมีการจัดการ แต่ธนาคารประชาชนจีน (ธนาคารกลาง) ก็ยังคงควบคุมให้ค่าเงินหยวนเทียบกับดอลลาร์สหรัฐฯ ผันผวนได้ไม่เกินร้อยละ 2 ในปัจจุบัน Von Beschwitz (2024))

ซึ่งเหตุผลนี้เมื่อเทียบกับผลการวิจัย ก็มีความสมเหตุสมผล เนื่องจากในช่วงการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย ตัวแปรเงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทยมีอิทธิพลต่อค่าเงินบาทในระยะยาวเป็นอันดับที่ 2 (ตัวแปรหนี้สาธารณะของไทยมีอิทธิพลเป็นอันดับ 1) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์มากกว่าช่วงก่อนเกิดวิกฤต ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว โดยเฉพาะในระยะยาว มีค่าสัมประสิทธิ์สูงกว่าในช่วงก่อนเกิดวิกฤตราว 6 เท่า แสดงว่าผู้มีส่วนได้ส่วนเสียในตลาดเงินตราต่างประเทศให้ความสำคัญกับเงินทุนสำรองระหว่างประเทศของไทยอย่างมากในการตัดสินใจเข้าถือเงินบาท จึงมีความเป็นไปได้ว่า การที่อัตรา

ดอกเบี้ยของไทยสูงขึ้น อาจส่งผลให้ผู้มีส่วนได้ส่วนเสียในตลาดเงินตราต่างประเทศคาดการณ์ว่า ค่าเงินบาทอาจแข็งค่าขึ้นจากเงินทุนไหลเข้า และกังวลว่า คุลบัญชีการชำระหนี้ของไทยจะลดลง จนสูญเสียเงินทุนสำรองระหว่างประเทศ จึงลดการถือเงินบาทลงในระยะยาว ขณะที่ Banchuenvijit (2022) เสริมว่า เมื่อผลตอบแทนจากอัตราดอกเบี้ยในประเทศสูงขึ้น ค่าเงินภายในประเทศจะอ่อนค่าลง เพื่อคงความสมดุลตามหลักการของ Interest Rate Parity (IRP) ที่มีหลักการว่า ถ้าผลตอบแทนจากการลงทุนในประเทศ (อัตราดอกเบี้ย) สูงกว่าต่างประเทศ ค่าเงินภายในประเทศจะอ่อนค่าลง ดังนั้น เมื่อนักลงทุนในประเทศที่ไปลงทุนในต่างประเทศส่งผลตอบแทนจากการลงทุนกลับประเทศ ก็จะสามารถแลกเปลี่ยนเป็นเงินภายในประเทศได้มากขึ้นเช่นกัน จึงทำให้ในระยะยาวนักลงทุนระหว่างประเทศจะไม่มีการได้เปรียบเสียเปรียบในการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศ (Pilbeam, 2023)

3.2 ในช่วงก่อนเกิดวิกฤตการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทยนั้น หนี้สาธารณะของไทยส่งผลให้ค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ แข็งค่าขึ้นทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ซึ่งปรากฏการณ์ดังกล่าวอาจเกิดจากการที่ช่วงก่อนการเกิดวิกฤตไวรัสโควิดในไทย อัตราดอกเบี้ยของไทยสูงกว่าอัตราดอกเบี้ยของสหรัฐฯ เป็นส่วนใหญ่ (พ.ศ. 2557 - 2560) มีเพียงปี พ.ศ. 2561 - 2562 ที่อัตราดอกเบี้ยของสหรัฐฯ เริ่มมีอัตราสูงกว่าไทย ดังนั้น การที่ประเทศไทยก่อหนี้สาธารณะเพิ่มขึ้น ก็จะก่อให้เกิดการไหลเข้าของปริมาณเงินลงทุนจากต่างประเทศเข้ามาถือสินทรัพย์ทางการเงินของประเทศไทยมากขึ้น ค่าเงินบาทจึงแข็งค่าขึ้นในระยะสั้นและยิ่งแข็งค่ามากขึ้นในระยะยาว (ในช่วงก่อนวิกฤตโควิด-19 ตัวแปรหนี้สาธารณะในไทยมีค่าสัมประสิทธิ์ในระยะสั้นและระยะยาวเท่ากับ -0.17 และ -0.25 ตามลำดับ) สอดคล้องกับแบบจำลอง Mundell Fleming และผลการศึกษาของ Buato (2019) ที่พบว่า ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศจะเป็นตัวส่งผ่านผลกระทบของนโยบายการเงินและการคลังไปสู่อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินตราระหว่างประเทศ

ขณะที่ในช่วงเกิดวิกฤตการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทย หนี้สาธารณะไม่มีอิทธิพลต่อค่าเงินบาทในระยะสั้น แต่ในระยะยาวกลับส่งผลให้ค่าเงินบาทอ่อนค่าลง ซึ่งเป็นช่วงที่อัตราดอกเบี้ยนโยบายของประเทศไทยลดลงต่ำที่สุด (ร้อยละ 0.25) เพื่อกระตุ้นอุปสงค์รวมของประเทศด้วยนโยบายการเงินแบบผ่อนคลาย ดังนั้น การที่ประเทศไทยต้องก่อกหนี้สาธารณะมากขึ้น เพื่อฟื้นฟูเศรษฐกิจในช่วงวิกฤต จึงไม่สามารถส่งอิทธิพลให้อัตราดอกเบี้ยของไทยเพิ่มขึ้นได้ตามแบบจำลอง Mundell Fleming จึงอาจไม่แน่ใจให้เกิดภาวะที่เงินทุนจากต่างประเทศไหลเข้าได้เหมือนช่วงก่อนเกิดวิกฤตไวรัสโควิด-19 ค่าเงินบาทจึงไม่แข็งค่าขึ้นจากการก่อกหนี้สาธารณะของรัฐบาลไทย

อย่างไรก็ตาม ในช่วงที่เกิดวิกฤตไวรัสโควิด-19 ในไทย การก่อกหนี้สาธารณะของรัฐบาลไทยกลับส่งผลให้ค่าเงินบาทอ่อนค่าลงในระยะยาว (มีค่าสัมประสิทธิ์ Standardized Coefficient สูงสุดในช่วงเกิดการระบาด) ซึ่งไม่สอดคล้องกับแนวคิดของแบบจำลอง Mundell Fleming เช่นกัน แต่กลับสอดคล้องกับทฤษฎี Portfolio Balance ที่การก่อกหนี้สาธารณะ (การใช้นโยบายการคลังแบบขาดดุล) จะส่งผลให้รัฐบาลต้องออกพันธบัตรมาขายในระบบเศรษฐกิจมากขึ้น หรือ Debt Financing (Pilbeam, 2023) เมื่ออุปทานของพันธบัตรรัฐบาลไทยเพิ่มขึ้น ราคาพันธบัตรไทยจึงลดลง นักลงทุนจึงเข้าถือสินทรัพย์ต่างประเทศมากขึ้น ขณะที่อัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยก็เริ่มต่ำกว่าสหรัฐฯ ค่าเงินบาทจึงอ่อนค่าลงในระยะยาว ซึ่งสอดคล้องกับข้อมูลในบริบทจริงของการใช้นโยบายการคลังแบบขาดดุลของรัฐบาลไทยในช่วงวิกฤตไวรัสโควิด-19 ที่พบว่า ปีพ.ศ. 2566 นั้น รัฐบาลไทยก่อกหนี้สาธารณะสะสมในระดับสูงถึง 9 ล้านล้านบาทจาก 5.6 ล้านล้านบาทในปี พ.ศ. 2562 โดยในปี พ.ศ. 2565 รัฐบาลไทยได้ขยายเพดานการก่อกหนี้สาธารณะจากร้อยละ 60 เป็นร้อยละ 70 ของ GDP (International Monetary Fund, 2025) สะท้อนให้เห็นความจำเป็นของรัฐบาลไทยในการออกพันธบัตรรัฐบาลเพื่อกู้ยืมเงินเพิ่มขึ้นอย่างมากในอนาคต จนอาจส่งผลให้ราคาพันธบัตรของไทยลดลง และส่งผลให้

ค่าเงินบาทอ่อนค่าลงในระยะยาว สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Ghauri, Ahmed, Streimikiene, Qadir & Hayat (2024) ที่พบว่า หนี้สาธารณะ และ อัตราดอกเบี้ย ส่งผลให้ค่าเงินของปากีสถานอ่อนค่าลงในระยะยาว เนื่องจาก ความวิตกกังวลในภาระหนี้สิน (Debt Burden) ที่มีต่อศักยภาพของนโยบาย การคลังในอนาคต อีกทั้งเมื่ออัตราดอกเบี้ยในประเทศสูงขึ้น รัฐบาลก็ต้องออก พันธบัตร ที่มีอัตราผลตอบแทนที่สูงขึ้น กลายเป็นภาระหนี้สินที่ประเทศต้อง แบกรับ ความต้องการถือสินทรัพย์ทางการเงินของปากีสถานจึงลดลง ขณะที่ Vargas-Herrera, Ospina, & Romero (2022) กล่าวว่า วิกฤตไวรัสโควิด-19 ส่งผลให้รัฐบาลโคลัมเบียต้องก่อหนี้สาธารณะเพิ่มขึ้นอย่างมาก เพื่อผ่อนคลาย นโยบายการคลังในช่วงวิกฤต นักลงทุนในตลาดเงินตราต่างประเทศจึงเกิด ความกังวลที่จะถือเงินของประเทศโคลัมเบีย เพราะกังวลว่าประเทศจะเกิด วิกฤตหนี้สาธารณะในระยะยาว

3.3 ในช่วงที่ประเทศไทยเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 นั้น ปริมาณเงินตามความหมายแคบที่เป็นตัวแทนของการใช้นโยบายการเงินของ ประเทศไทยไม่มีอิทธิพลต่อค่าเงินบาทในระยะสั้น อาจเกิดจากในช่วงดังกล่าว การระบาดของไวรัสโควิด-19 ในไทยส่งผลกระทบทำให้เกิดการหดตัวของ GDP ลงถึงร้อยละ 6.1 ต่างจากช่วงก่อนเกิดวิกฤตที่ GDP มีการเติบโตเป็นค่าเป็นบวก ตลอดทั้งช่วง (Bank of Thailand, 2024) ดังนั้น การที่ธนาคารแห่งประเทศไทย เพิ่มปริมาณเงินในประเทศขึ้นในช่วงวิกฤต จึงทำได้เพียงการฟื้นฟูเศรษฐกิจ เพราะอุปสงค์รวมของไทยไม่ได้ขยายตัวขึ้นจากช่วงก่อนเกิดวิกฤต อาจเป็น สาเหตุให้ปริมาณเงินของไทยไม่มีอิทธิพลต่อค่าเงินบาทในช่วงการระบาดของ ไวรัสโควิด-19 ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว (ในแบบจำลอง Mundell Fleming การที่ประเทศใช้นโยบายการเงินแบบขยายตัว จะทำให้เส้นดุลยภาพในตลาดเงิน (LM) เคลื่อนที่ไปทางขวา อุปสงค์รวม (GDP) จะเพิ่มขึ้น ขณะที่อัตราดอกเบี้ย ลดลง เงินเพื่อเพิ่มขึ้น สุดท้ายค่าเงินภายในประเทศจะอ่อนค่าลง ส่วนในกรณี ช่วงที่ไทยเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 อุปสงค์รวมนั้นไม่ได้เติบโตขึ้น

แต่กลับเติบโตหดตัวลงถึงร้อยละ 6.1 (ปี พ.ศ. 2563) จึงอาจทำให้ไม่เกิดเงินเพื่อ
ค่าเงินบาทจึงไม่เปลี่ยนแปลงในระยะสั้น จากการที่ตัวแปรทางเศรษฐกิจตาม
แบบจำลอง Mundell Fleming เช่น อุปสงค์รวมของไทยที่ไม่ปรับตัวสูงขึ้นตาม
แบบจำลอง ในประเด็นนี้งานวิจัยของ Banda and Edriss (2023) ซึ่งศึกษา
ความสัมพันธ์ระหว่างการใช้นโยบายการเงินและค่าเงิน Kwacha ของประเทศ
แซมเบีย พบว่า ในช่วงการเกิดวิกฤตโควิด-19 อำนาจซื้อของประชาชนใน
ประเทศลดลง ประเทศแซมเบียจึงต้องใช้นโยบายการเงินแบบผ่อนคลาย
จากการเพิ่มปริมาณเงินในประเทศช่วยเหลือประชาชน โดยไม่ได้มุ่งเปลี่ยนแปลง
ค่าเงินเป็นสำคัญ แต่ในระยะยาวนั้น เงินเพื่อจะเพิ่มสูงขึ้น ค่าเงิน Kwacha
จึงอ่อนค่าลง ขณะที่ Chasanah, Riyono & Ristanto (2022) พบว่า ปริมาณ
เงินของอินโดนีเซียก็ไม่มีอิทธิพลต่อค่าเงินรูเปียห์ (Rupiah) ในช่วงวิกฤต
โควิด-19 เช่นกัน โดยให้ข้อสังเกตว่า ปริมาณเงินในประเทศจะไม่ส่งผลต่อค่าเงิน
โดยตรง จะต้องส่งอิทธิพลผ่านอัตราดอกเบี้ยในประเทศก่อน จึงจะทำให้เงินทุน
ไหลเข้าออกระหว่างประเทศ ค่าเงินภายในประเทศถึงจะเกิดการเปลี่ยนแปลง

4. อัตราการเสียชีวิตของผู้ติดเชื้อไวรัสโควิด-19 ในไทยมีอิทธิพล
ให้ค่าเงินบาทอ่อนค่าลงทั้งในระยะสั้นและระยะยาว สะท้อนให้เห็นว่า
ผู้ที่เกี่ยวข้องในตลาดเงินตราต่างประเทศมีมุมมองว่า วิกฤตการระบาดของไวรัส
โควิด-19 จะนำไปสู่วิกฤตเศรษฐกิจของประเทศไทย จึงตัดสินใจขายสินทรัพย์
ทางการเงินในรูปแบบเงินบาท จนทำให้ค่าเงินบาทอ่อนค่าลง สอดคล้องกับ
ผลการวิจัยของ (Gongkhonkwa, 2021; Chasanah et al., 2022; Jamal &
Bhat, 2022; Banda & Edriss, 2023) ที่พบว่า ผลกระทบของการระบาดของ
ไวรัสโควิด-19 จะส่งผลให้ค่าเงินภายในประเทศอ่อนค่าลง โดย Gongkhonkwa
(2021) ได้มีมุมมองว่า ภาวะการระบาดของไวรัสโควิด-19 คือ ความเสี่ยง
ที่มีความไม่แน่นอนและคาดการณ์ได้ยาก (Systematic Risk) และส่งผลกระทบต่อ
การบริหารจัดการสินทรัพย์ทางการเงินระหว่างประเทศ โดยเฉพาะกรณี
ประเทศที่ได้รับผลกระทบจากวิกฤตไวรัสโควิด-19 ที่รุนแรงแบบ Hard hit

(Jamal and Bhat, 2022) เช่น ประเทศไทยที่ต้องสูญเสียรายได้จากการท่องเที่ยวจากนักท่องเที่ยวต่างประเทศไปเกือบสองปี (พ.ศ 2563 - 2564) จากการปิดกั้นการเดินทางระหว่างประเทศ อย่างไรก็ตาม เมื่อวิกฤตได้ผ่านพ้นไปแล้ว ประเทศนั้น ๆ ก็อาจต้องเผชิญกับภาวะค่าเงินที่แข็งขึ้นอย่างหลีกเลี่ยงไม่ได้ อีกเช่นกัน ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว (Jamal and Bhat, 2022) จนกระทบกับความสามารถในการแข่งขันด้านการค้าระหว่างประเทศในอนาคต

ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย

ในการรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจไทยนั้น การรักษาเสถียรภาพของค่าเงินบาทก็เป็นประเด็นที่สำคัญเช่นกัน โดยเฉพาะเมื่อต้องเผชิญกับวิกฤตที่นำไปสู่วิกฤตเศรษฐกิจ เช่น การเกิดการระบาดของไวรัสโควิด-19 ที่ผ่านมามีผลการวิจัยสะท้อนให้เห็นข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย ดังนี้

1. รัฐบาลควรบริหารจัดการการใช้จ่ายภาครัฐให้มีความคุ้มค่าต่อการก่อหนี้สาธารณะให้เกิดประสิทธิภาพต่อการขับเคลื่อนเศรษฐกิจของประเทศ ซึ่งการก่อหนี้สาธารณะในช่วงวิกฤต แม้จะไม่มีผลกระทบต่อค่าเงินบาทในระยะสั้นในการฟื้นฟูเศรษฐกิจ รวมถึงการบริหารจัดการวิกฤตและการช่วยเหลือประชาชน แต่ในระยะยาวค่าเงินบาทอาจอ่อนค่าลงอย่างมากได้ด้วยเช่นกัน จนอาจเกิดภาวะเงินเฟ้อที่รุนแรงตามมา เนื่องจากการที่ค่าเงินบาทอ่อนลงนั้น จะส่งผลให้สินค้าและบริการที่นำเข้ามาจากต่างประเทศมีราคาในรูปแบบเงินบาทที่สูงขึ้น รวมถึงราคาปัจจัยการผลิตและวัตถุดิบในการผลิตที่ประเทศไทยต้องนำเข้า โดยเฉพาะการนำเข้าพลังงานจากต่างประเทศ ก็จะปรับตัวสูงขึ้นด้วยเช่นกัน ส่งผลให้ราคาสินค้าและบริการในประเทศไทยสูงขึ้นตาม จนอาจลดอำนาจซื้อที่แท้จริงของประชาชนไทยในที่สุด จนอาจกลายเป็นวิกฤตคู่ขนานร่วมไปกับวิกฤตหนี้สาธารณะในอนาคต สะท้อนให้เห็นว่า การที่รัฐบาลก่อหนี้สาธารณะในช่วงวิกฤตนั้น แม้จะมีความจำเป็น แต่รัฐบาลต้องพิจารณาความจำเป็นในการใช้จ่ายภาครัฐอย่างเข้มข้นและจริงจัง

ต้องพิจารณาการใช้จ่ายในโครงการ/แผนงาน/กิจกรรม (Action Plan) ที่จำเป็น และเกิดความคุ้มค่าสูงสุด และมีความเป็นไปได้ในการบริหารจัดการวิกฤต การฟื้นฟูเศรษฐกิจ และการช่วยเหลือประชาชนที่ได้รับผลกระทบ

2. ธนาคารแห่งประเทศไทย รัฐบาล และผู้มีอำนาจในการใช้นโยบาย ทางเศรษฐกิจของประเทศต้องให้ความสำคัญในการบริหารความเสี่ยงในการ ดำรงไว้ซึ่งปริมาณเงินทุนสำรองระหว่างประเทศให้อยู่ในระดับที่รองรับวิกฤต เศรษฐกิจอื่น ๆ ในอนาคต เนื่องจากผลการวิจัยพบว่า เงินสำรองระหว่าง ประเทศมีอิทธิพลให้เกิดการแข็งค่าของเงินบาททั้งในระยะสั้นและระยะยาว ทั้งในช่วงก่อนเกิดวิกฤตและช่วงที่เกิดวิกฤตไวรัสโควิด-19 ในไทย และมีอิทธิพล ต่อค่าเงินบาทสูงขึ้นอย่างมากเมื่อประเทศเกิดวิกฤตไวรัสโควิด-19

3. ธนาคารแห่งประเทศไทย รัฐบาล และผู้มีอำนาจในการใช้นโยบาย ทางเศรษฐกิจของประเทศ รวมทั้งภาควิชาการ ควรเพิ่มมุมมองปัจจัยเสี่ยง (Risk Factor) ในการบริหารเศรษฐกิจไทยที่หลากหลายมิติมากขึ้นกว่าตัวแปร ในมิติทางเศรษฐกิจ และต้องมีมาตรการในอนาคตเพื่อรองรับผลกระทบ จากวิกฤตต่าง ๆ ที่เป็นรูปธรรม จากการถอดบทเรียนการรับมือกับการเกิดวิกฤต การระบาดไวรัสโควิด-19 ที่ผ่านมา

ข้อเสนอแนะเพื่อการวิจัยครั้งต่อไป

ผู้ที่ทำการวิจัยต่อยอดจากงานวิจัยนี้ควรศึกษาข้อมูลเพิ่มเติม ในช่วงที่ประเทศไทยผ่านพ้นวิกฤตที่มีผลกระทบรุนแรงจากการระบาดของไวรัส โควิด-19 เช่น ในช่วงตั้งแต่ปี พ.ศ. 2567 เป็นต้นไป เพื่อทดลองเปรียบเทียบ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองในระยะสั้นและระยะยาว กับผลการศึกษาช่วงก่อนช่วงการระบาดของไวรัสโควิด-19 ในการวิจัยครั้งนี้ ว่ามีองค์ความรู้ที่มีความแตกต่างที่สำคัญหรือไม่

เอกสารอ้างอิง

- Banchuenvijit, W. (2022). Factors Determining Exchange Rates between Thai Baht and US Dollar as well as Thai Baht and Chinese Yuan under President Donald Trump's Administration. *Journal of Family Business & Management Studies*, 14(2), 79-89.
- Banda, F., & Edriss, A. (2023). How did Covid-19 affect the structural relationship between exchange rates and money supply? evidence from Malawi. *International Journal of Economics and Financial*, 13(1), 199-205.
- Bank of Thailand. (2021). *Thailand's Economic Condition in 2022*. Retrieved February 2, 2025, from <https://www.bot.or.th/content/dam/bot/documents/th/thai-economy/state-of-thai-economy/annual-report/annual-econ-report-th-2563.pdf>
- Bank of Thailand. (2024). *EC_MB_051 Foreign exchange purchases and sales by commercial banks*. Retrieved January 22, 2025, from https://app.bot.or.th/BTWS_STAT/statistics/BOTWEBSTAT.aspx?reportID=35&language=TH
- Buato, S. (2019). *The determinant impacting on bilateral exchange rate: a case study of the Thai Baht against the U.S. Dollar*. Chulalongkorn University Theses and Dissertations (Chula ETD).
- Chasanah, A. N., Riyono, R., & Ristanto, H. (2022). Factors Affecting the Rupiah Exchange Rate During the Covid 19 Pandemic. *Journal of Economics and Public Health*, 1(2), 79-88.

- Diao, Y. (2023). Empirical analysis of factors influencing RMB exchange rate volatility in the context of RMB internationalization. *Frontiers in Business, Economics and Management*, 11(3), 23-33.
- Engle, R., & Granger, C. (2015). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Applied Econometrics*, 39(3), 106-135.
- Flodén, M. (2020). *The open economy revisited: The Mundell-Fleming model and the exchange-rate regime*. Stockholm: Stockholm School of Economics.
- Ghauri, S. P., Ahmed, R. R., Streimikiene, D., Qadir, H., & Hayat, A. (2024). Macroeconomic factors driving exchange rate volatility and economic sustainability: Case study of Pakistan. *The Amfiteatru Economic journal*, 26(66), 612-628.
- Gongkhonkwa, G. (2021). COVID-19 Pandemic: Impact on Thai Baht Exchange Rate. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(7), 121-127.
- Husted, S., & Melvin, M. (2020). *International economics*. (9th Ed.). Boston: Addison Wesley Longman.
- International Monetary Fund. (2025). *Thailand: Selected Issues; IMF Country Report No. 25/46*. Retrieved April 12, 2025, from <https://acrobat.adobe.com/id/urn:aaid:sc:AP:9d2779f0-b7bc-47a2-951b-15d2007d4c79>

- Islam, D., & Faisal, M. A. A. (2024). Determinants of Uruguay's Real Effective Exchange Rate: A Mundell-Fleming Model Approach. arXiv Prepr. arXiv2403.16452.
- Jamal, A., & Bhat, B. (2022). COVID-19 pandemic and the exchange rate movements: evidence from six major COVID-19 hot spots. *Future Business Journal*, 8(1), 1-11.
- Leightner, J. E. (2024). Small-Country Mundell-Fleming (IS/LM/BP) Model Predictions Under Both Fixed and Flexible Exchange Rates: Evidence from Australia and S. Korea. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(11), 1-20.
- Li, C., Su, Z. W., Yaqoob, T., & Sajid, Y. (2022). COVID-19 and currency market: a comparative analysis of exchange rate movement in China and USA during pandemic. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 35(1), 2477-2492.
- Li, L., Pan, F., & Wang, C., (2019). Analysis of Influencing factors of RMB exchange rate trend based on least square method. *Journal of Physics: Conference Series*, 1168, 032036.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pilbeam, K. (2023). *International finance*. Bloomsbury Publishing.
- Vargas-Herrera, H., Ospina, J. J., & Romero, J. V. (2022). The Covid-19 shock and the monetary policy response in Colombia. *BIS Papers chapters*, 122, 79-114.
- Von Beschwitz, B. (2024). *Internationalization of the Chinese renminbi: progress and outlook*. Retrieved January 2, 2025,

from https://www.federalreserve.gov/econres/notes/feds-notes/internationalization-of-the-chinese-renminbi-progress-and-outlook-20240830.html?utm_source=chatgpt.com

World Bank Group (2020). *Thailand Economic Monitor: Thailand in the Time of Covid-19*. Retrieved January 2, 2025, from <https://documents1.worldbank.org/curated/en/456171593190431246/pdf/Thailand-Economic-Monitor-Thailand-in-the-Time-of-Covid-19.pdf>

Zareei, A., Karimzadeh, M., Koshalshahi, Z., & Ranjbarian, Z. (2022). External Debt and Exchange Rate Fluctuations in Iran: Markov Switching Approach. *Iranian Economic Review*, 26(3), 577-594.