Impact of Changes in Capital Flows from Japan, European Union, and ASEAN on Thailand's Economy

Chayoot Wana[1,*]

Received: January 29, 2023 Revised: April 4, 2023 Accepted: June 26, 2023

Abstract

This research aims to develop economic models to study impact of changes in capital flows from Japan, European Union, and ASEAN on Thailand's economy, and analyse the impact of changes in capital flows from Japan, European Union, and ASEAN on Thailand's economy in both short run and long run. The results revealed that there was 1 cointegration for each model. The results of long run equilibrium test showed that capital flows in term of foreign direct investment from Japan, capital flows in term of portfolio investment from ASEAN countries, and capital flows in term of portfolio investment from European Union were the variables influencing Thailand's economic indicators especially real GDP. The results of short run equilibrium test revealed that capital flows in term of portfolio investment from European Union was the variable influencing both real GDP and unemployment rate. It could be recommended that the policy makers should launch some investment supporting scheme such as tax privileges and non-tax benefits as well as increasing investors' confidence to create opportunity for long run economic growth.

Keywords: capital flows, Thailand's economy, VECM

[1] Faculty of Management Science, Chandrakasem Rajabhat University

* Corresponding author. E-mail: chayoot.w@chandra.ac.th

ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และอาเซียนต่อเศรษฐกิจไทย

ชยุตม์ วะนา[1,*]

วันรับบทความ: January 29, 2023 วันแก้ไขบทความ: April 4, 2023 วันตอบรับบทความ: June 26, 2023

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มุ่งเน้นพัฒนาแบบจำลองศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียนต่อเศรษฐกิจไทย และวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียนที่มีต่อเศรษฐกิจไทยในระยะสั้นและระยะยาว ผลการวิจัย พบว่า ทุกแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว 1 รูปแบบ ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว พบว่า เงินลงทุนโดยตรงจากญี่ปุ่น เงินลงทุนในหลักทรัพย์จากอาเซียน และเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรป มีอิทธิพลต่อตัวชี้วัดเศรษฐกิจไทยมากที่สุดโดยเฉพาะผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น พบว่า เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรป มีอิทธิพลต่อตัวชี้วัดเศรษฐกิจไทยทั้งผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง และอัตราการว่างงาน ข้อเสนอแนะ คือ ภาครัฐควรมีนโยบายสนับสนุนการลงทุนโดยตรงด้วยมาตรการให้สิทธิพิเศษทางภาษี และสิทธิประโยชน์ที่ไม่ใช่ภาษี รวมทั้งควรสร้างความเชื่อมั่นให้นักลงทุน แม้ว่าในระยะสั้นนักลงทุนส่วนใหญ่จะเข้ามาลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ แต่ตัวแปรบางตัวก็แสดงให้เห็นว่ามีอิทธิพลต่อเศรษฐกิจไทยในระยะยาว ดังนั้น หากนักลงทุนมีความเชื่อมั่นก็จะสร้างโอกาสให้เศรษฐกิจไทยเติบโตในระยะยาวได้

คำสำคัญ: เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศ เศรษฐกิจไทย แบบจำลอง VECM

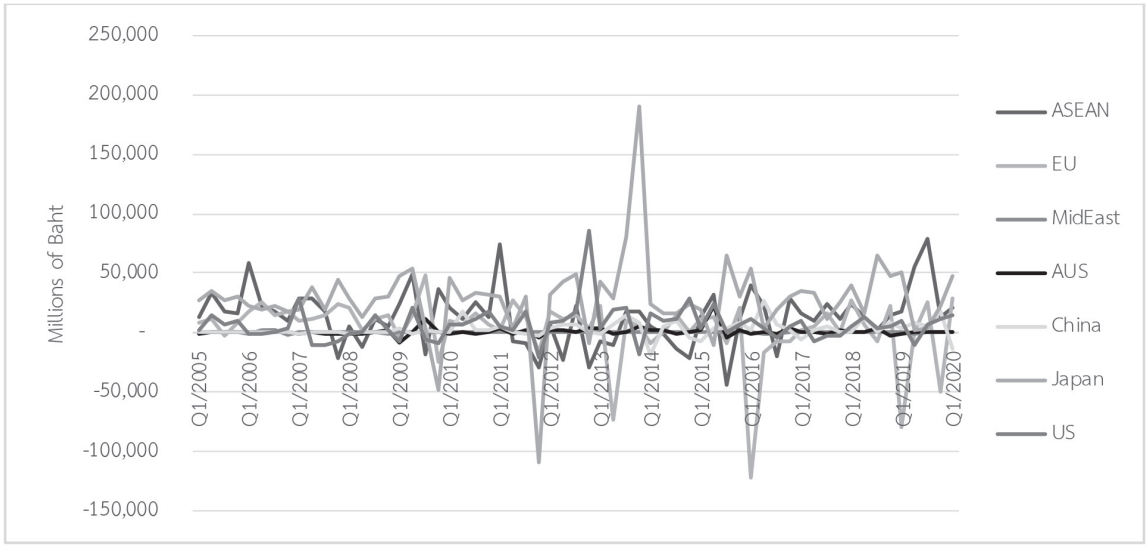
[1] คณะวิทยาการจัดการ มหาวิทยาลัยราชภัฏจันทรเกษม

* Corresponding author. E-mail: chayoot.w@chandra.ac.th

บทนำ

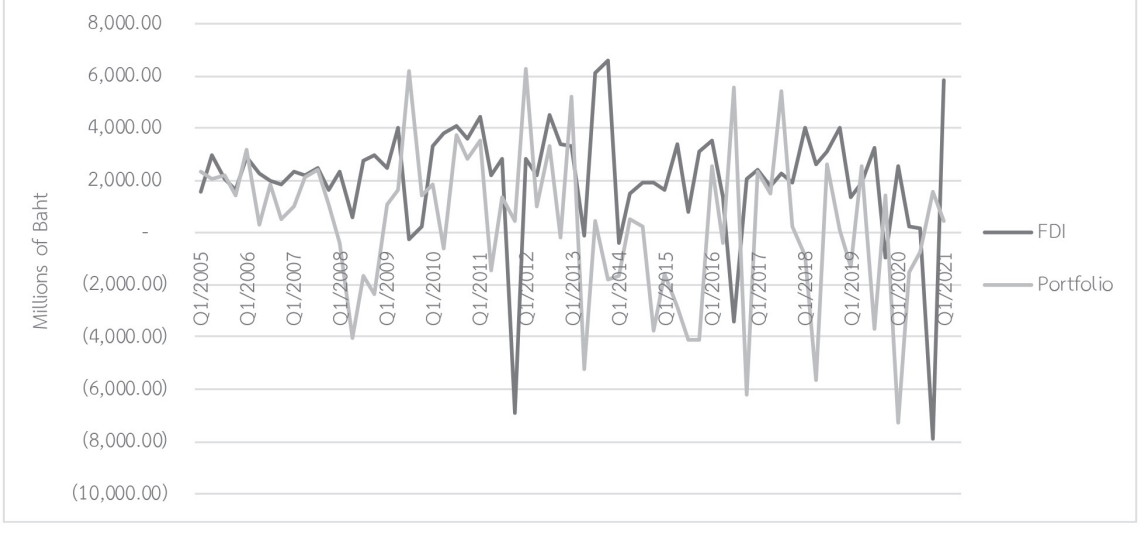
การเคลื่อนย้ายของเงินทุนระหว่างประเทศ (International Capital Flows) ถือเป็นปัจจัยสำคัญที่กำหนดภาวะเศรษฐกิจของประเทศหรือภูมิภาคต่าง ๆ ตั้งแต่ช่วงปี ค.ศ. 1970 เป็นต้นมา หลายประเทศในโลกได้หันมาดำเนินนโยบายการเปิดเสรีทางการเงินมากขึ้นซึ่งเป็นการเปิดตัวภาคการเงินของประเทศสู่การทำธุรกรรมระหว่างประเทศ การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศของโลกมีแนวโน้มสูงขึ้นในระยะหลัง ซึ่งการเคลื่อนย้ายของเงินทุนระหว่างประเทศส่งผลกระทบต่อการพัฒนาเศรษฐกิจของภูมิภาค และเสถียรภาพทางเศรษฐกิจของประเทศต่าง ๆ (De Gregorio, 2013) ทั้งนี้ ปัจจัยต่าง ๆ ทั้งปัจจัยภายใน และภายนอก ได้แก่ การพัฒนาเทคโนโลยีการสื่อสารที่ส่งผลให้เกิดกระแสโลกาภิวัตน์ การดำเนินแนวนโยบายการเปิดเสรีทางการเงินของนานาประเทศ การพัฒนาและปฏิรูปในภาคตลาดการเงิน และการมุ่งแสวงหาผลตอบแทนที่สูงกว่าของการลงทุนในภาคเอกชนโดยหาโอกาสจากภาวะเศรษฐกิจที่แตกต่างกันของประเทศต่าง ๆ ส่งผลกระทบโดยตรงต่อการเคลื่อนย้ายเงินทุน ตัวอย่างเช่น ในช่วงปี ค.ศ. 2010 เป็นต้นมา ภาวะเศรษฐกิจของญี่ปุ่นส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศญี่ปุ่นอยู่ในระดับที่ต่ำเมื่อเปรียบเทียบกับประเทศในภูมิภาคเอเชียอื่น ๆ (World Bank [WB], 2020) ในขณะที่ประเทศสมาชิกอาเซียนมีภาวะเศรษฐกิจที่แข็งแกร่งขึ้นหลังจากวิกฤติเศรษฐกิจในปี 1997 ทำให้มีการไหลออกของเงินทุนจากประเทศญี่ปุ่นเข้าสู่ประเทศกำลังพัฒนาในแถบภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ เป็นต้น ส่วนประเทศไทยเป็นประเทศที่มีเงินทุนเคลื่อนย้ายทั้งขาเข้าและขาออกจากหลายประเทศ และภูมิภาค โดยในช่วงปี 2015-2019 เงินทุนเคลื่อนย้ายส่วนใหญ่มาจากประเทศญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และประเทศสมาชิกอาเซียน ซึ่งการเคลื่อนย้ายของเงินทุนดังกล่าวส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจประเทศไทยด้านการลงทุน และจะส่งผลต่อเนื่องไปยังการจ้างงานรวมทั้งการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Mankiw, 2019)

อย่างไรก็ตาม การเคลื่อนย้ายเงินทุนนั้น มีทั้งข้อดีและข้อเสียที่ประเทศต่าง ๆ พึงต้องระมัดระวัง โดยการเคลื่อนย้ายเงินทุนเสรีเป็นจำนวนมากจะก่อให้เกิดผลกระทบในด้านความผันผวนทางเศรษฐกิจที่เพิ่มขึ้น (Bruno & Shin, 2012) หากพิจารณาความผันผวนของเงินทุนระหว่างประเทศจะพบว่าการเคลื่อนย้ายของเงินทุนดังกล่าวที่เข้ามาและออกไปจากประเทศไทยมีความผันผวนค่อนข้างมาก ดังจะเห็นได้จากภาพที่ 1 ซึ่งแสดงความผันผวนของเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศของประเทศไทย โดยเงินทุนเคลื่อนย้ายจากประเทศญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และประเทศสมาชิกอาเซียนมีความผันผวนสูงสุด นอกจากนี้ หากพิจารณาภาพที่ 2 จะพบว่าตั้งแต่ปี 2008 เป็นต้นมา เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและเงินลงทุนในหลักทรัพย์มีความผันผวนสูงขึ้น โดยความผันผวนนี้สะท้อนได้จากความเชื่อมโยงของตลาดเงินและตลาดทุนไทยที่มีมากขึ้น ซึ่งเมื่อประเทศใดประเทศหนึ่งเกิดปัญหาทางเศรษฐกิจก็จะส่งผลกระทบต่อเนื่องภายในภูมิภาค (Contagion Effect) ดังจะเห็นได้จากปัญหาวิกฤติเศรษฐกิจโลก (Global Financial Crisis) ที่เกิดขึ้นในช่วงปลายปี 2008 เกิดจากปัญหา Subprime Crisis ทำให้สถาบันการเงินขนาดใหญ่ในสหรัฐอเมริกา โดยเฉพาะวาณิชธนกิจขนาดใหญ่อย่างบริษัท Lehman Brothers ล้มละลาย ทำให้เกิดการขายหุ้นทั่วโลกของนักลงทุนและการไหลออกของเงินทุนของประเทศในภูมิภาคเอเชีย



ภาพที่ 1 ความผันผวนของเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศและภูมิภาคต่าง ๆ กับประเทศไทยช่วงปี 2005-2020 (หน่วย: ล้านบาท)

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท, 2563)



ภาพที่ 2 การเปลี่ยนแปลงของเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและเงินลงทุนในหลักทรัพย์ที่ไหลเข้าประเทศไทยช่วงปี 2005-2020 (หน่วย: ล้านบาท)

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท, 2563)

นอกจากนี้ สถานการณ์อื่น ๆ เช่น การแพร่ระบาดของไวรัส COVID-19 ที่เกิดขึ้นในช่วงปลาย ปี 2019 เป็นต้นมา ก็ทำให้เกิดความผันผวนของการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศซึ่งก่อให้เกิดผลกระทบทางเศรษฐกิจเช่นกัน (ธปท, 2563) ดังนั้น ประเทศไทยจำเป็นต้องมีการศึกษาวิเคราะห์ผลกระทบทางเศรษฐกิจในมิติด้านต่าง ๆ ของการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศเพื่อประกอบการกำหนดนโยบายรองรับสถานการณ์ทางเศรษฐกิจในอนาคตที่เหมาะสมต่อไป

ทบทวนวรรณกรรมและทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

จากการทบทวนงานวิจัยที่เกี่ยวข้องสามารถแบ่งออกได้เป็น 2 ส่วน ได้แก่ รูปแบบเงินทุนเคลื่อนย้ายและผลกระทบต่อเศรษฐกิจ และผลกระทบของตัวแปรทางเศรษฐกิจอื่น ๆ ที่มีต่อเศรษฐกิจ โดยมีรายละเอียด ดังนี้

1. รูปแบบเงินทุนเคลื่อนย้ายและผลกระทบต่อเศรษฐกิจ

การเพิ่มขึ้นของเงินทุนเคลื่อนย้ายมีผลโดยตรงต่อการวางแผนนโยบายทั้งด้านการเงิน และการคลังของประเทศ โดยเฉพาะในประเทศที่กำลังพัฒนาในช่วงวิกฤติเศรษฐกิจต้มยำกุ้ง Rodrik (2001) กล่าวว่า อัตราเงินเฟ้อถูกกระทบจากเงินทุนเคลื่อนย้าย เมื่ออุปสงค์มวลรวมของโลกที่มีต่อตราสารหนี้ในประเทศเพิ่มขึ้น อัตราดอกเบี้ยในประเทศจึงมีแนวโน้มที่จะลดลงทำให้ปริมาณเงินในประเทศจะสูงขึ้น อย่างไรก็ตาม การเพิ่มขึ้นของเงินทุนเคลื่อนย้ายไหลผ่านเข้าสู่ตลาดทุนส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนแข็งค่าขึ้น เนื่องจากมีอุปสงค์ต่อเงินตราในประเทศมากยิ่งขึ้น หากตั้งสมมติฐานว่าราคาในประเทศคงที่ ดัชนีค่าเงินที่แท้จริง จะเพิ่มขึ้น ค่าเงินในประเทศแข็งค่าขึ้นมีผลต่อการบริโภคและการลงทุนในประเทศผ่านกลไกต่าง ๆ ตามคำกล่าวของ Ito และ Krueger (2001) ส่วนมูลค่าหุ้นในตลาดหลักทรัพย์ถูกกระทบจากการไหลเข้าของเงินทุนจากต่างประเทศ โดยทำให้มูลค่าหุ้นในตลาดหลักทรัพย์เพิ่มขึ้น ซึ่งจะส่งผลในเชิงบวกต่อการบริโภคและการลงทุนผ่านการเพิ่มขึ้นของมูลค่าทรัพย์สินของครอบครัวและมูลค่าในตลาดหลักทรัพย์ของบริษัทจดทะเบียน

การศึกษาโดยแยกชนิดของเงินทุนเคลื่อนย้าย ทำให้ทราบถึงการเปลี่ยนแปลงที่ไม่แน่นอนของแต่ละชนิดเงินทุน Bosworth และ Collins (1999) แบ่งลักษณะของเงินทุนไหลเข้าเป็น 3 ลักษณะ คือ การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (FDI) การลงทุนในหลักทรัพย์ (Portfolio Investment) และเงินทุนไหลเข้าอื่น ๆ เช่น สินเชื่อธนาคารพาณิชย์ (Bank Loans) การศึกษาผลกระทบต่อภาคการลงทุน พบว่า หากจำแนกลักษณะของเงินทุนไหลเข้าเป็น 3 ลักษณะดังกล่าว ในกรณีที่เงินลงทุนโดยตรงไหลเข้า จะส่งผลต่อการเพิ่มขึ้นของการลงทุนภาคเอกชนในอัตรา 1 ต่อ 1 ส่วน Rodrik และ Velasco (2000) กล่าวว่า ความผันผวนที่ต่ำกว่าของเงินลงทุนที่มาจากการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (Foreign Direct Investment: FDI) เมื่อเปรียบเทียบกับเงินทุนชนิดอื่น ๆ สร้างเสถียรภาพให้เศรษฐกิจในระยะยาว ซึ่งสามารถอธิบายโดยที่มาของเงินทุน กล่าวคือ เงินทุนในรูปของหนี้ ตราสารหนี้ หรือตราสารทุน จะขึ้นอยู่กับภาวะการซื้อขายหลักทรัพย์ในตลาดทุน ขณะที่การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศขึ้นอยู่กับการตัดสินใจของภาคธุรกิจในระยะยาวมากกว่า โดยตัวแปรที่สำคัญ ได้แก่ ลักษณะของเงินทุนที่ไหลเข้า ซึ่งสามารถแบ่งออกเป็นเงินทุนไหลเข้าระยะยาวในรูปของเงินลงทุนโดยตรงระหว่างประเทศ

(Foreign Direct Investment: FDI) และเงินทุนไหลเข้าระยะสั้น ซึ่งได้แก่ เงินลงทุนในหลักทรัพย์ (Foreign Portfolio Investment) ลักษณะของเงินทุนที่ไหลเข้าออกอาจส่งผลกระทบต่อตัวแปรและระบบเศรษฐกิจในขนาดและลักษณะที่แตกต่างกันออกไป ซึ่งผลการศึกษาเชิงประจักษ์ (Ahmed, Coulibaly, & Zlate, 2017; Aastveit, Natvik, & Sola, 2013; Baharumshah & Thanoon, 2006; Edwards, Diaz, & Fraga, 1999; Ito & Krueger, 2001; Renu, 2001; Tahir, Estrada, & Afridi, 2019) พบว่า การไหลเข้าของเงินทุนจะส่งผลกระทบต่อตัวแปรในเศรษฐกิจมหภาค ซึ่งได้แก่ อัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ การลงทุนภาคเอกชน อัตราเงินเฟ้อ และอัตราการว่างงาน โดยเฉพาะ Fernando และ Santana (2004) ได้ทำการศึกษาถึงผลกระทบดังกล่าว พบว่า เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับรายได้ต่อหัว (GDP Per Capita) ในทุกประเทศ แต่ในกรณีของเงินทุนไหลเข้าในรูปอื่น ๆ ที่ไม่ใช่เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศนั้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันในประเทศที่พัฒนาแล้วและประเทศกำลังพัฒนา ยกเว้นในกรณีของประเทศลาตินอเมริกา โดยการไหลเข้าของเงินทุนในรูปแบบอื่นที่ไม่ใช่เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศในกลุ่มประเทศลาตินอเมริกา มีผลต่อการเติบโตทางเศรษฐกิจมากกว่าเงินทุนไหลเข้าในรูปการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (FDI) นอกจากนี้ ยังพบว่าการไหลเข้าของเงินทุนจะส่งผลต่อตลาดหุ้น และตลาดอสังหาริมทรัพย์ (Ahmed & Zlate, 2014; Cai, Chen, & Fang, 2018; Klobodu & Adams, 2016; Makiela & Ouattara, 2018) จะเห็นว่าการไหลเข้าของเงินทุนใน 2 ลักษณะ สามารถส่งผลกระทบต่อระบบเศรษฐกิจและตัวแปรทางเศรษฐกิจที่สำคัญ ซึ่งตัวแปรเหล่านี้จะกระทบการผลิตในภาคเอกชนและตลาดทุน รวมถึงการใช้จ่ายในภาครัฐ ซึ่งตัวแปรทั้งหมดนี้ส่งผลต่อดัชนีการลงทุนภายในประเทศ (Domestic Investment Index) ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ภายในประเทศ (Domestic Stock Exchange Index) มูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Gross Domestic Product) และระดับราคาสินค้าภายในประเทศ (Domestic Price Level) (Combes, Kinda, Ouedraogo, & Plane, 2019; Iamsiraroj & Ulubaşoğlu, 2015) ทั้งนี้ ลักษณะของเงินทุนที่ไหลเข้า-ออก อาจส่งผลกระทบต่อตัวแปรและระบบเศรษฐกิจในขนาดและลักษณะที่แตกต่างกันออกไป

2. ผลกระทบของตัวแปรทางเศรษฐกิจอื่น ๆ ที่มีต่อเศรษฐกิจ

การลงทุนภาคเอกชนเป็นหนึ่งในตัวแปรทางเศรษฐกิจที่สำคัญซึ่งส่งผลต่อผลิตภัณฑ์มวลรวม ในประเทศและเป็นตัวแปรที่สอดคล้องกับเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศ (Mankiw, 2019) ในขณะที่ Renu (2001) รวมถึง Tan, Gopalan, และ Luthra (2020) และ Chiah, Long, Zaremba, และ Umar (2023) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีค่าเงินที่แท้จริง (REER) และการลงทุนภาคเอกชนและการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ พบว่า ดัชนีค่าเงินที่แท้จริงมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับการลงทุนภาคเอกชน และการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์อย่างมีนัยสำคัญ เนื่องจากดัชนีค่าเงินที่ลดลงสะท้อนให้เห็นถึงค่าเงินที่อ่อนค่าลงซึ่งจะทำให้การลงทุนทั้งการลงทุนทางตรง และการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ซึ่งมาจากเงินทุนไหลเข้าจากต่างประเทศสูงขึ้น และได้ตั้งข้อสังเกตว่าผลกระทบของดัชนีค่าเงินที่แท้จริง (REER) ต่อการลงทุนภาคเอกชนอาจมีขนาดที่แตกต่างกันและขึ้นอยู่กับปัจจัยต่าง ๆ ในประเทศเหล่านั้น นอกจากนี้ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้ามีอิทธิพลต่อการลงทุนภาคเอกชนในทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ หากอัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น อัตราการลงทุนภาคเอกชนจะลดลงเนื่องจาก

ต้นทุนการกู้ยืมเงินเพื่อการลงทุนของผู้ประกอบการสูงขึ้น และในขณะเดียวกัน หากอัตราดอกเบี้ยลดลง อัตราการลงทุนภาคเอกชนจะสูงขึ้น นอกจากนี้ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้ายังมีอิทธิพลต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์และอัตราเงินเฟ้อทั่วไปอีกด้วย โดยมีอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามเช่นกัน (Huo, Kim, & Kim, 2015; Mankiw, 2019; Pegkas, 2015) ในส่วนของอัตราเงินเฟ้อทั่วไป Panigrahi, Azizan, Sorooshian, และ Thoudam (2020) พบข้อสังเกตว่า อัตราเงินเฟ้อทั่วไปมีอิทธิพลต่ออัตราการว่างงานในทิศทางตรงกันข้ามอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 แต่ไม่มีอิทธิพลกับอัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ

การศึกษาผลกระทบของเงินทุนเคลื่อนย้ายต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจที่กล่าวมานี้ แสดงให้เห็นถึงแนวคิดที่สามารถนำมาใช้ในการศึกษาในครั้งนี้ได้ว่า (1) การศึกษาส่วนใหญ่บ่งชี้ว่าการลงทุนในระยะยาว ซึ่งได้แก่ การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (FDI) มีส่วนกระตุ้นการลงทุน และการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ รวมไปถึงการพัฒนาประเทศในด้านอื่น ๆ ในขณะที่การลงทุนในระยะสั้น ได้แก่ การลงทุนในหลักทรัพย์ยังมีผลที่ไม่แน่นอนต่อตัวชี้วัดทางเศรษฐกิจ (2) เงินทุนเคลื่อนย้ายมีผลอย่างมากต่อเศรษฐกิจทั้งในประเทศที่พัฒนาแล้ว และประเทศกำลังพัฒนา แต่ลักษณะของเงินทุนที่ไหลเข้า-ออก อาจส่งผลกระทบต่อตัวแปรและระบบเศรษฐกิจในขนาดและลักษณะที่แตกต่างกันออกไป และ (3) การศึกษาผลกระทบของเงินทุนเคลื่อนย้ายแบบแยกชนิดเงินทุนในประเทศไทยยังไม่มีมากนัก การแยกชนิดเงินทุนเคลื่อนย้ายจะให้ผลในเชิงลึกเพื่อการดำเนินนโยบายต่อไป

วัตถุประสงค์

1. เพื่อพัฒนาแบบจำลองศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียนต่อเศรษฐกิจไทย

2. เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียน ที่มีต่อเศรษฐกิจไทยในระยะสั้นและระยะยาว

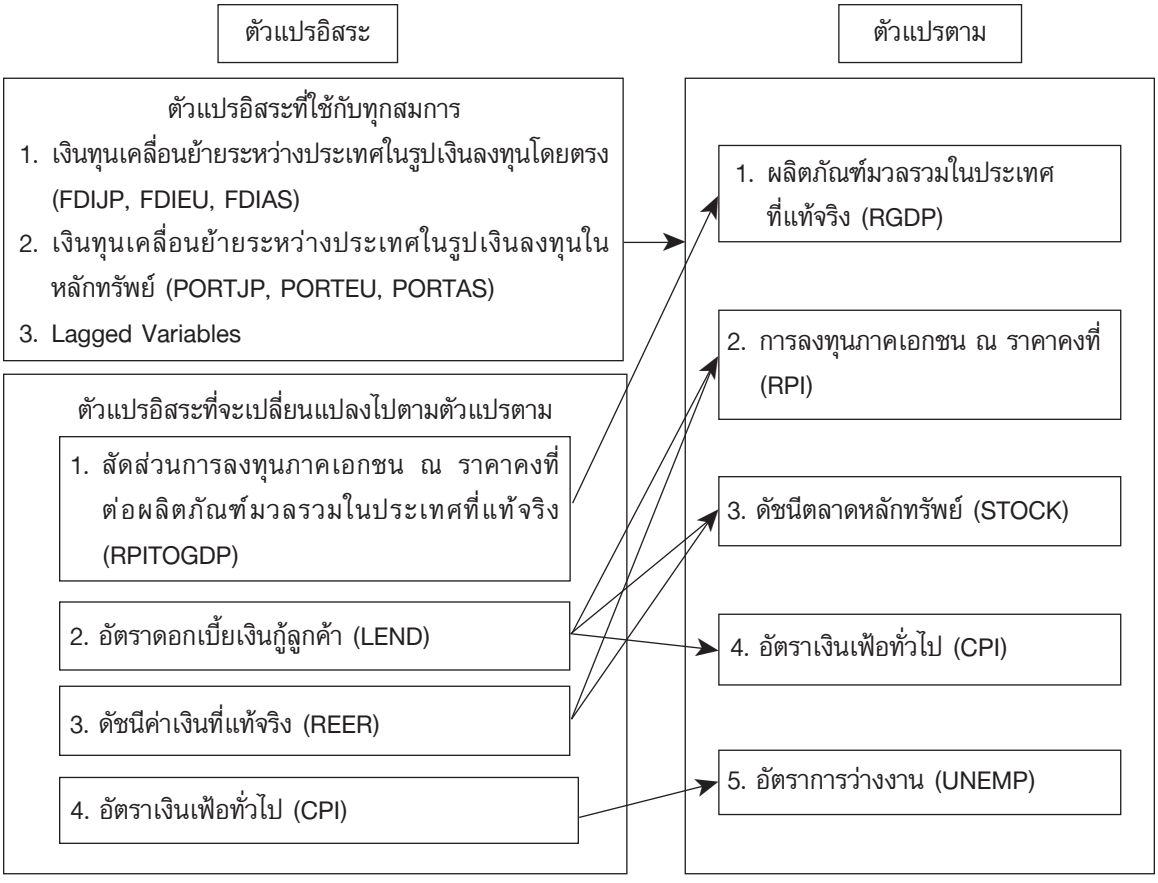
ขอบเขตการวิจัย

การศึกษาในครั้งนี้ได้มุ่งศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และอาเซียนต่อเศรษฐกิจไทย โดยตัวแปรเศรษฐกิจไทยซึ่งเป็นตัวแปรตามจะใช้ดัชนีชี้วัดเศรษฐกิจไทย 5 ตัว ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง การลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราเงินเฟ้อทั่วไป และอัตราการว่างงาน รวบรวมข้อมูลตัวแปรต่าง ๆ เป็นรายไตรมาสในช่วงปี ค.ศ. 2005-2021 โดยการศึกษาครั้งนี้มีกรอบระยะเวลา 1 ปี ตั้งแต่เดือนมีนาคม 2021-เดือนมีนาคม 2022

วิธีดำเนินการวิจัย

1. ตัวแปรและข้อมูล

แบบจำลองที่จะใช้ในงานวิจัยเพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างเงินทุนเคลื่อนย้าย และตัวแปรทางเศรษฐกิจ ได้แก่ แบบจำลอง VECM โดยสามารถแสดงกรอบแนวคิดได้ตามภาพที่ 3



ภาพที่ 3 กรอบแนวคิดในการวิจัย

จากภาพที่ 3 กรอบแนวคิดได้แยกตัวแปรอิสระออกเป็น 2 กลุ่ม ได้แก่ กลุ่มที่ 1 ตัวแปรอิสระที่ใช้กับทุกสมการ ประกอบด้วย (1) เงินทุนเคลื่อนย้ายในรูปเงินลงทุนโดยตรงจากญี่ปุ่น (FDIJP) สหภาพยุโรป (FDIEU) และกลุ่มประเทศสมาชิกอาเซียน (FDIAS) (2) เงินทุนเคลื่อนย้ายในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์ จากญี่ปุ่น (PORTJP) สหภาพยุโรป (PORTEU) และกลุ่มประเทศสมาชิกอาเซียน (PORTAS) (3) ตัวแปรตามโดยใช้ข้อมูลในไตรมาสที่ผ่านมา (Lagged Variables) ซึ่งจะเป็นตัวแปรที่ใช้ในการขจัดปัญหาสหสัมพันธ์ที่ทำให้ค่าคลาดเคลื่อนมีค่าไม่คงที่ ส่วนกลุ่มที่ 2 คือ ตัวแปรอิสระที่จะเปลี่ยนแปลงไปตามตัวแปรตาม ได้แก่ สัดส่วน

การลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง (RPITOGDP) อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้า (LEND) ดัชนีค่าเงินที่แท้จริง (REER) และอัตราเงินเฟ้อทั่วไป (CPI) ส่วนตัวแปรตามมี 5 ตัว ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง (RGDP) การลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ (RPI) ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ (STOCK) อัตราเงินเฟ้อทั่วไป (CPI) และอัตราการว่างงาน (UNEMP) โดยข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้เป็นข้อมูลรายไตรมาสตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2005 ถึงไตรมาสที่ 1 ปี 2021 ซึ่งข้อมูลไตรมาสที่ 2 ปี 2020 ถึงไตรมาสที่ 1 ปี 2021 มีการปรับค่าเพื่อขจัดอิทธิพลของผลกระทบจากโรค COVID-19 โดยใช้วิธี Exponential Smoothing พยากรณ์ข้อมูลในช่วงเวลาดังกล่าวโดยใช้ข้อมูลในอดีตก่อนจะมีการระบาดของ โรค COVID-19 เป็นฐานข้อมูล ทั้งหมดรวบรวมจากจากเว็บไซต์ของธนาคารแห่งประเทศไทย และสำนักงานสภาพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคม

2. ขั้นตอนการศึกษา

ในการวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียนต่อเศรษฐกิจไทย จะต้องกำหนดรูปแบบของแบบจำลองโดยพิจารณาจากการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Stationary) และทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointergration) ขั้นตอนในการศึกษาจึงเป็น ดังนี้

1. ทดสอบ Unit Root เพื่อพิจารณาความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF)

2. ทดสอบ Cointegration เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของตัวแปรต่าง ๆ ที่ใช้ในการศึกษาโดยใช้วิธีการของ Johansen และ Juselius (1990) หรือทดสอบในรูปแบบของ Multivariate Cointegration โดยมีพื้นฐานแบบจำลองที่เรียกว่า Vector Autoregressive Model (VAR) อย่างไรก็ตาม แบบจำลองในรูปแบบนี้จำเป็นต้องหาช่วงเวลาล่าช้า (Lag Length) ในแบบจำลอง VAR ก่อนทำการทดสอบ Cointegration เมื่อได้ค่าความล่าช้า (Lag Length) ที่เหมาะสม จึงนำค่าดังกล่าวมาทำการทดสอบหาจำนวน Cointegration เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของแบบจำลองที่ทำการศึกษา ด้วยการทดสอบ Cointegration สำหรับเงื่อนไขของข้อมูลที่ใช้ในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต้องมี Integrated Order ในอันดับเดียวกัน เพื่อไม่ให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) และการตีความผลการประมาณค่าคลาดเคลื่อน (Meaningless Regression)

3. ทดสอบจำนวน Cointegration Vector ของแบบจำลองด้วยค่าสถิติ Trace test โดยมีสมมติฐานหลักว่า ตัวแปรในแบบจำลอง VAR มีจำนวน Cointegration สูงสุดเท่ากับ r และสมมติฐานรองว่า ตัวแปรในแบบจำลอง VAR มีจำนวน Cointegration Vector มากกว่าหรือเท่ากับ r และทดสอบจำนวน Cointegration Vector ของแบบจำลองด้วยค่าสถิติ Maximum Eigenvalue Test โดยมีสมมติฐานหลักว่า ตัวแปรในแบบจำลอง VAR มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ r และมีสมมติฐานรองว่า ตัวแปรในแบบจำลอง VAR มีจำนวน Cointegration Vector เท่ากับ r + 1

4. ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นและระยะยาวจากแบบจำลอง VECM เพื่อประมาณการแบบจำลองโดยทดสอบความความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น และผลกระทบจากการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวเพื่อตรวจสอบว่า ในระยะสั้นตัวแปรในแบบจำลองจะใช้เวลาในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพได้มากน้อยเพียงใด เริ่มจากการหารูปแบบแบบจำลองที่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวที่เหมาะสม โดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction Term (ECT) ในแบบจำลอง ซึ่งเป็นค่าที่แสดงถึงความเร็วในการปรับตัว (Speed of Adjustment) ณ ช่วงเวลาหนึ่ง และต้องมีค่าอยู่ระหว่างลบหนึ่งกับศูนย์ (-1<ECT<0) โดยค่าสัมประสิทธิ์ ECT จะต้องมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นไม่ต่ำกว่า ร้อยละ 90 จึงจะถือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว และสามารถบอกความเร็วในการปรับตัว ในช่วงเวลาใดเวลาหนึ่งของตัวแปรต่าง ๆ เมื่อมีการเบี่ยงเบนไปจากดุลยภาพในระยะยาว

ผลการวิจัย

1. ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test)

หลังจากทดสอบ Unit Root เพื่อพิจารณาความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ผลการทดสอบเป็นดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ผลการทดสอบ Unit Root

ตัวแปร	Level		สรุป	1st Difference		สรุป
	Intercept	Prob.		Intercept	Prob.	
FDIAS	-6.990008	0.0000	stationary	-7.782933	0.0000	stationary
FDIEU	-8.450332	0.0000	stationary	-6.984093	0.0000	stationary
FDIJP	-7.139766	0.0000	stationary	-7.651459	0.0000	stationary
PORTAS	-9.781706	0.0000	stationary	-9.315289	0.0000	stationary
PORTEU	-2.888061	0.0524	non-stationary	-13.21639	0.0000	stationary
PORTJP	-7.681470	0.0000	stationary	-9.998191	0.0000	stationary
RPITOGDP	-3.045897	0.0363	stationary	-3.381287	0.0155	stationary
LEND	-2.092259	0.2485	non-stationary	-4.399965	0.0007	stationary
REER	-2.040663	0.2692	non-stationary	-7.249247	0.0000	stationary
CPI	-3.096571	0.0318	stationary	-6.560952	0.0000	stationary
RGDP	-1.354353	0.5985	non-stationary	-3.180982	0.0261	stationary
RPI	-0.891921	0.7845	non-stationary	-10.86388	0.0000	stationary
STOCK	-1.377653	0.5877	non-stationary	-4.399965	0.0007	stationary
UNEMP	-3.779708	0.0050	stationary	-9.716206	0.0000	stationary

จากตารางที่ 1 ผลการทดสอบ Unit Root ในระดับ Level ของตัวแปรทั้งหมดที่นำมาใช้ในการศึกษา พบว่า ตัวแปร PORTEU LEND REER RGDP RPI และ STOCK มีค่า Prob. มากกว่า 0.05 หมายความว่า ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติได้ในระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 แสดงให้เห็นว่า ตัวแปรดังกล่าวมี Unit Root ณ ระดับ Level โดยเฉพาะตัวแปร PORTEU ซึ่งเป็นตัวแปรที่ใช้ในทุกสมการ หากเกิด Unit Root แล้ว ตัวแปรอื่นทุกตัวจะต้องถูกนำไปทดสอบในระดับต่อไป ดังนั้น ตัวแปรทั้งหมดในแบบจำลองจะถูกนำไปทดสอบ ณ ระดับผลต่างลำดับที่หนึ่ง (First Differences)

หลังจากทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augment Dickey Fuller test ในระดับ First Differences ของตัวแปรทั้งหมดที่นำมาใช้ในการศึกษา พบว่า ตัวแปรทั้งหมดที่นำมาใช้ในการศึกษาไม่เกิด Unit Root เนื่องจากค่า Prob. ของทุกตัวแปรมีค่าน้อยกว่า 0.05 สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักอย่างมีนัยสำคัญ ทางสถิติได้ในระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 หมายความว่า ตัวแปรมีลักษณะที่คงที่แล้ว (stationary) หรือเป็นข้อมูลที่มีเสถียรภาพ ณ ระดับผลต่างลำดับที่หนึ่ง (First Differences)

2. ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวโดยวิธี Cointegration

ในส่วนนี้เป็นการทดสอบ Cointegration เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของตัวแปรต่าง ๆ ที่ใช้ในการศึกษาซึ่งต้องหาช่วงเวลาล่าช้า (Lag Length) ก่อนทำการทดสอบ Cointegration สำหรับผลจากการหา Lag Length ที่เหมาะสมแสดงไว้ในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 จำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมสำหรับตัวแปรตาม

แบบจำลองที่	ตัวแปรตาม	จำนวนความล่าช้า		
		0	1	2
1	RGDP	6.389132	-0.872225*	-0.522774
2	RPI	0.111657	-2.228390*	-1.921360
3	STOCK	0.936744	-1.620116*	-1.442445
4	CPI	0.039794	-5.037709*	-4.446286
5	UNEMP	-0.718304	-4.234738*	-3.841546

หมายเหตุ: * ระดับความล่าช้าที่เหมาะสม

จากตารางที่ 2 แสดงผลการทดสอบหา Lag ที่เหมาะสมของแบบจำลอง VAR และการทดสอบ VAR Lag Order Selection Criteria เมื่อพิจารณาจากค่าสถิติ Schwarz information criterion (SIC) ที่ต่ำที่สุดของแต่ละแบบจำลอง พบว่า จำนวน Lag ที่เหมาะสมของความสัมพันธ์ของตัวแปรในแต่ละแบบจำลองมีจำนวนความล่าช้า (Lag Length) ที่เหมาะสมเท่ากับ 1 และมีค่าสถิติที่เหมาะกับข้อมูลที่ทดสอบในแบบจำลอง VAR ที่ Lag Length เท่ากับ 1

เมื่อได้ค่าความล่าช้า (Lag Length) ที่เหมาะสม จึงนำค่าดังกล่าวมาทำการทดสอบหาจำนวน Cointegration ซึ่งการทดสอบ Unit Root พบว่า ตัวแปรทุกตัวของแต่ละแบบจำลองมี Integrate order ที่ I (1) ดังนั้น จึงสามารถใช้ตัวแปรในแบบจำลองมาทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวได้ โดยทดสอบตามวิธีของ Johnsen (1990) ในรูปแบบของ Multivariate Cointegration โดยมีพื้นฐานแบบจำลองที่เรียกว่า Vector Autoregressive Model (VAR) และการทดสอบใช้ตัวแปรในรูป natural logarithm เป็นตัวแทนของดัชนีชี้วัดเศรษฐกิจไทยในฐานะตัวแปรตาม

หลังจากสรุปได้ว่าแบบจำลองมี Integrate order ที่ I(1) จึงทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration Test) ของแต่ละแบบจำลอง ได้ผลดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration Test) ของแต่ละแบบจำลอง

แบบจำลองที่	ตัวแปรตาม	Trace test			Maximal eigenvalue test		
		null	alternative	statistics	null	alternative	statistics
1	RGDP	r = 0	r ≥ 1	28.37325**	r = 0	r = 1	20.36325*
		r ≤ 1	r ≥ 2	7.009998	r ≤ 1	r = 2	6.997968
		r ≤ 2	r ≥ 3	0.012032	r ≤ 2	r = 3	0.012032
2	RPI	r = 0	r ≥ 1	29.51053*	r = 0	r = 1	18.39422*
		r ≤ 1	r ≥ 2	11.11631	r ≤ 1	r = 2	10.95944
		r ≤ 2	r ≥ 3	0.156863	r ≤ 2	r = 3	0.156863
3	STOCK	r = 0	r ≥ 1	23.79065**	r = 0	r = 1	17.56993**
		r ≤ 1	r ≥ 2	6.220724	r ≤ 1	r = 2	5.665837
		r ≤ 2	r ≥ 3	0.554887	r ≤ 2	r = 3	0.554887
4	CPI	r = 0	r ≥ 1	24.61329*	r = 0	r = 1	16.48338*
		r ≤ 1	r ≥ 2	6.005724	r ≤ 1	r = 2	5.155732
		r ≤ 2	r ≥ 3	0.470307	r ≤ 2	r = 3	0.470307
5	UNEMP	r = 0	r ≥ 1	20.47773*	r = 0	r = 1	14.20095*
		r ≤ 1	r ≥ 2	5.732678	r ≤ 1	r = 2	4.894732
		r ≤ 2	r ≥ 3	0.366198	r ≤ 2	r = 3	0.366198

หมายเหตุ: ** นัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

* นัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90

จากตารางที่ 3 แสดงผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ผลการทดสอบจำนวน cointegration จากค่า Rank (r) ของแบบจำลองด้วยสถิติ Trace statistics โดยเริ่มพิจารณาจากสมมติฐานหลักที่ว่า r = 0 (ไม่มี Cointegration) พบว่า ค่าสถิติ Trace statistics ของแบบจำลองที่ 1 และ 3 มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ส่วนค่าสถิติ Trace statistics ของแบบจำลองที่ 2, 4 และ 5 มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 หมายถึง การปฏิเสธสมมติฐานหลัก และยอมรับสมมติฐานรองที่ว่า $r \geq 1$ (มีจำนวน Cointegration Vector มากกว่าหรือเท่ากับ 1) แสดงว่า ในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวมากกว่าหรือเท่ากับ 1 ต่อมา จึงทดสอบสมมติฐาน หลักที่ว่า $r \leq 1$ (มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ 1) พบว่าค่าสถิติ Trace statistics ของแบบจำลองที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 หมายถึงการยอมรับสมมติฐานหลัก $r \leq 1$ แสดงว่า ในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวไม่เกิน 1 รูปแบบ ดังนั้น จากการทดสอบข้างต้นจึงสรุปได้ว่า ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของแต่ละแบบจำลองจะมี 1 รูปแบบเท่านั้น

ลำดับถัดไป พิจารณาผลการทดสอบแบบจำลองจากค่า Rank (r) ด้วยสถิติ Maximal Eigenvalue statistics โดยเริ่มจากสมมติฐานหลักที่ว่า r = 0 (ไม่มี Cointegration) พบว่าค่าสถิติ Maximal Eigenvalue statistics ของแบบจำลองที่ 3 มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ส่วนค่าสถิติ Maximal Eigenvalue statistics ของแบบจำลองที่ 1, 2, 4 และ 5 มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ ณ ระดับความเชื่อมั่น ร้อยละ 90 หมายความว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักและยอมรับสมมติฐานรองที่ว่า r = 1 (มีจำนวน Cointegration Vector เท่ากับ 1) แสดงว่า ในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวเท่ากับ 1 หลังจากนั้นทำการทดสอบสมมติฐานหลักที่ว่า $r \leq 1$ (มีจำนวน Cointegration Vector สูงสุดเท่ากับ 1) พบว่า ค่าสถิติ Maximal Eigenvalue Statistics ของแบบจำลองผลที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 หมายถึงการยอมรับสมมติฐานหลัก $r \leq 1$ ดังนั้น จากการทดสอบ Cointegration Vector ด้วยสถิติ Trace statistics และ Maximal Eigenvalue statistics ของแบบจำลองนี้พบว่า แบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว เนื่องจาก r มีค่าเท่ากับ 1 โดยความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรต่าง ๆ จากค่าสัมประสิทธิ์ระยะยาวที่ได้รับการปรับค่า (Normalized cointegration coefficients) แล้วแสดงได้ดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4 Normalized Cointegration Coefficients ของความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ตัวแปรอิสระ	ค่า ß แบบจำลองที่ 1 (ln(RGDP))	ค่า ß แบบจำลองที่ 2 (ln(RPI))	ค่า ß แบบจำลองที่ 3 (ln(STOCK))	ค่า ß แบบจำลองที่ 4 (ln(CPI))	ค่า ß แบบจำลองที่ 5 (ln(UNEMP))
C		-41.11521**	-17.20726**	-31.25045**	
ln(FDIAS)	7.952955**				20.26636**
ln(FDIEU)				0.450233*	-20.53627*
ln(FDIJP)	7.734982**	2.960851**		1.212106**	
ln(PORTAS)	0.514457**		1.185918**	0.206874**	
ln(PORTEU)	0.399421**			0.053441*	-1.493414**
ln(PORTJP)	3.073083**				
ln(RPITOGDP)	0.249605**				
ln(LEND)			-0.260074**		
ln(REER)					
ln(CPI)					-1.967650**
Prob.(residual)	0.000021**	0.003552**	0.000849**	0.000074**	0.000158**

หมายเหตุ: ** นัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95
* นัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90

จากตารางที่ 4 แสดงตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลต่อตัวแปรตามอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 เป็นอย่างน้อย ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว พบว่า

จากแบบจำลองที่ 1 เมื่อพิจารณาถึงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของตัวแปร พบว่า ตัวแปรอิสระ ได้แก่ FDIAS FDIJP PORTAS PORTEU PORTJP และ RPITOGDP มีอิทธิพลต่อ RGDP อย่างมีนัยสำคัญ เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เป็นบวกทั้งหมด หมายความว่ามีอิทธิพลในทิศทางเดียวกันและสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ หากตัวแปร FDIAS FDIJP PORTAS PORTEU PORTJP และ RPITOGDP เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 โดยกำหนดให้ตัวแปรอื่น ๆ คงที่ จะทำให้ RGDP เพิ่มขึ้นร้อยละ 7.952955 7.734982 0.514457 0.399421 3.073083 และ 0.249605 ตามลำดับ

ส่วนแบบจำลองที่ 2-5 สามารถอธิบายได้ในแนวทางเดียวกันกับแบบจำลองที่ 1 เมื่อพิจารณาถึงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของตัวแปร พบว่า ในแบบจำลองที่ 2 FDIJP มีอิทธิพลต่อ RPI อย่างมีนัยสำคัญ ในแบบจำลองที่ 3 PORTAS และ LEND มีอิทธิพลต่อ STOCK อย่างมีนัยสำคัญ ในแบบจำลอง

ที่ 4 FDIEU FDIJP PORTAS และ PORTEU มีอิทธิพลต่อ CPI อย่างมีนัยสำคัญ และในแบบจำลองที่ 5 FDIAS FDIEU PORTEU และ CPI มีอิทธิพลต่อ UNEMP อย่างมีนัยสำคัญ โดยขนาดของผลกระทบแสดงในตารางที่ 4 นอกจากนี้ จากการทดสอบค่า residual ของทุกสมการ พบว่า ค่า Prob. (residual) มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ทำให้ปฏิเสธสมมติฐานหลัก หมายความว่า ตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวและไม่เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Relationship)

3. ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นจากแบบจำลอง VECM

จากการทดสอบ Cointegration ข้างต้น พบว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันในระยะยาว โดยมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว 1 รูปแบบ (Cointegration = 1) จึงประมาณค่าสัมประสิทธิ์แบบจำลองโดยทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น และผลกระทบจากการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว หลังจากนั้นจึงวิเคราะห์ความสัมพันธ์จากแบบจำลอง VECM โดยตารางที่ 5 แสดงตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลต่อตัวแปรตามอย่างมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 เป็นอย่างน้อย ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของความคลาดเคลื่อน (ECT) มีค่าเป็นลบ และ มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นอย่างน้อยร้อยละ 90 ในทุกแบบจำลอง หมายความว่า เมื่อเกิดภาวะใด ๆ ที่ทำให้ตัวแปรตามในระยะยาวออกจากจุดดุลยภาพ การปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพของตัวแปรตามดังกล่าวจะถูกปรับในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาดสัมประสิทธิ์ ECT เพื่อปรับลดขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนที่ทำให้ความสัมพันธ์ของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองเบี่ยงเบนออกจากจุดดุลยภาพ รายละเอียดแสดงในตารางที่ 5

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น

ตัวแปรอิสระ	ตัวแปรตาม				
	แบบจำลองที่ 1 Δln(RGDP)	**แบบจำลองที่ 2** Δln(RPI)	**แบบจำลองที่ 3** Δln(STOCK)	**แบบจำลองที่ 4** Δln(CPI)	**แบบจำลองที่ 5** Δln(UNEMP)
ECT_{t-1}	-0.197579*	-0.115433*	-0.363782**	-0.143778*	-0.290115**
$\Delta ln(FDIAS_{t-1})$	11.73937*				
$\Delta ln(FDIEU_{t-1})$				0.715256**	
$\Delta ln(FDIJP_{t-1})$					
$\Delta ln(PORTAS_{t-1})$					
$\Delta ln(PORTEU_{t-1})$	0.489307*				-2.694163*
$\Delta ln(PORTJP_{t-1})$	3.282508**				
$\Delta ln(RPITOGDP_{t-1})$	0.414734**				
$\Delta ln(LEND_{t-1})$			-0.608954**		
$\Delta ln(REER_{t-1})$					
$\Delta ln(CPI_{t-1})$					

หมายเหตุ: ** นัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95
* นัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90

จากตารางที่ 5 พบว่า สำหรับแบบจำลองที่ 1 เมื่อเกิดภาวะใด ๆ ที่ทำให้ RGDP ออกจากจุดดุลยภาพ การปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพของ RGDP จะถูกปรับในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาดสัมประสิทธิ์ -0.197579 เพื่อปรับลดขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนที่ทำให้ความสัมพันธ์ของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองเบี่ยงเบนออกจากจุดดุลยภาพ หรืออาจกล่าวได้ว่า หากในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 ช่วงเวลา RGDP ได้รับการกระทบจนออกจากจุดดุลยภาพ ค่าความคลาดเคลื่อนดังกล่าวจะได้รับการแก้ไขให้คลาดเคลื่อนน้อยลงร้อยละ 19.76 ต่อช่วงเวลา เมื่อพิจารณาถึงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นของตัวแปร พบว่า PORTJP และ RPITOGDP มีอิทธิพลต่อ RGDP อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ส่วน FDIAS และ PORTEU มีอิทธิพลต่อ RGDP อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90

สำหรับแบบจำลองที่ 2-5 สามารถอธิบายได้ในแนวทางเดียวกับแบบจำลองที่ 1 กล่าวคือ เมื่อเกิดภาวะใด ๆ ที่ทำให้ RPI STOCK CPI และ UNEMP ในระยะยาวออกจากจุดดุลยภาพ การปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพของตัวแปรตามดังกล่าวจะถูกปรับในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาดสัมประสิทธิ์ -0.115433 -0.363782 -0.143778 และ -0.290115 ตามลำดับ เพื่อปรับลดขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนที่ทำให้ความสัมพันธ์ของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองเบี่ยงเบนออกจากจุดดุลยภาพ หรืออาจกล่าวได้ว่า หากในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 ช่วงเวลา ตัวแปร

ตามที่ได้รับการกระทบจนออกจากจุดดุลยภาพ ค่าความคลาดเคลื่อนดังกล่าวจะได้รับการแก้ไขให้คลาดเคลื่อนน้อยลงร้อยละ 11.54 36.38 14.38 และ 29.01 ต่อช่วงเวลา ตามลำดับ

สรุปและอภิปรายผล

สรุป

การศึกษาครั้งนี้มุ่งเน้นพัฒนาแบบจำลองศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียนต่อเศรษฐกิจไทย และวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียนที่มีต่อเศรษฐกิจไทยในระยะสั้นและระยะยาว ผลการศึกษา พบว่า ตัวแปรทุกตัวมีลักษณะคงที่ ณ ระดับผลต่างลำดับที่หนึ่ง (First Differences) ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว พบว่า มีตัวแปรอิสระด้านการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศถึง 5 ตัว ได้แก่ เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงจากอาเซียน เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงจากญี่ปุ่น เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากอาเซียน เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรป และเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากญี่ปุ่น มีอิทธิพลต่อการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง นอกจากนี้ ตัวแปรด้านการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศยังมีอิทธิพลต่ออัตราเงินเฟ้อทั่วไปและอัตราการว่างงานจำนวน 4 ตัวแปร และ 3 ตัวแปร ตามลำดับ ส่วนการลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ และดัชนีตลาดหลักทรัพย์ มีตัวแปรด้านการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศที่มีอิทธิพลต่อตัวแปรตามดังกล่าว 1 ตัวแปร เมื่อพิจารณาตัวแปรอิสระด้านการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศแต่ละตัว พบว่า เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงจากญี่ปุ่น เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากอาเซียน และเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรป เป็นตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อตัวแปรตามมากที่สุดถึง 3 แบบจำลอง

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของความคลาดเคลื่อน (ECT) มีค่าเป็นลบ และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นอย่างน้อยร้อยละ 90 ในทุกแบบจำลอง หมายความว่าเมื่อเกิดภาวะใด ๆ ที่ทำให้ตัวแปรตามในระยะยาวออกจากจุดดุลยภาพ การปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพของตัวแปรตามดังกล่าวจะถูกปรับในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาดสัมประสิทธิ์ ECT เพื่อปรับลดขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนที่ทำให้ความสัมพันธ์ของตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลองเบี่ยงเบนออกจากจุดดุลยภาพ เมื่อพิจารณาตัวแปรอิสระด้านการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศ 3 ตัว ได้แก่ เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงจากอาเซียน เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรป และเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากญี่ปุ่น มีอิทธิพลต่อการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริงในระยะสั้น นอกจากนี้ ตัวแปรด้านการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศยังมีอิทธิพลต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราเงินเฟ้อทั่วไป และอัตราการว่างงานแบบจำลองละ 1 ตัวแปร ส่วนการลงทุน

ภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ไม่มีตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลในระยะสั้น เมื่อพิจารณาตัวแปรอิสระด้านการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศแต่ละตัว พบว่า เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรปเป็นตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลต่อตัวแปรตามมากที่สุด 2 แบบจำลอง

อภิปรายผล

การศึกษาในครั้งนี้ได้ศึกษาถึงผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศจากญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และอาเซียนต่อเศรษฐกิจไทย ซึ่งสามารถอภิปรายได้ผลได้ ดังนี้

1. ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง (RGDP)

จากผลการศึกษา พบว่า ในระยะยาวและระยะสั้น ตัวแปรเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและในรูปของเงินลงทุนในหลักทรัพย์ รวมทั้งสัดส่วนการลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง มีอิทธิพลต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริงในทิศทางเดียวกัน ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Combes และคณะ (2019) โดยได้อธิบายไว้ว่า เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศจะส่งผลให้มีการลงทุนในประเทศเนื่องจากการระดมทุนที่สูงและการเข้าสู่แหล่งทุนได้ง่ายขึ้น ประกอบกับการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศที่มีผลโดยตรง ทำให้เศรษฐกิจขยายตัวได้เร็วขึ้น อีกทั้ง ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริงมีการเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกันกับอัตราการขยายตัวของการลงทุนภาคเอกชน

2. การลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ (RPI)

จากผลการศึกษา พบว่า ในระยะยาวตัวแปรเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและในรูปของเงินลงทุนในหลักทรัพย์ โดยเฉพาะเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงจากญี่ปุ่น มีอิทธิพลต่อการลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ ในทิศทางเดียวกัน สอดคล้องกับงานวิจัยของ Iamsiraroj และ Ulubaşoğlu (2015) โดยได้อธิบายว่า เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศจะส่งผลให้มีการลงทุนใหม่หรือมีการลงทุนเพิ่มของบริษัทลูกที่ตั้งอยู่ในประเทศ สำหรับเงินลงทุนในหลักทรัพย์จะมีส่วนช่วยในการระดมเงินทุนเพิ่มเติมเพื่อการลงทุนในประเทศผ่านตลาดหลักทรัพย์ อย่างไรก็ตาม ในระยะสั้นไม่มีตัวแปรใดที่มีอิทธิพลต่อการลงทุนภาคเอกชน ณ ราคาคงที่ ซึ่ง Pegkas (2015) อธิบายไว้ว่า การลงทุนในหลักทรัพย์ส่วนใหญ่เป็นการลงทุนในระยะสั้น หลังจากนักลงทุนได้รับผลตอบแทนแล้วเงินลงทุนในหลักทรัพย์จะไหลออก ซึ่งไม่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงการลงทุนภาคเอกชนซึ่งส่วนใหญ่เป็นการลงทุนในระยะยาว

3. ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ (STOCK)

จากผลการศึกษา พบว่า ในระยะยาวตัวแปรเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและในรูปของเงินลงทุนในหลักทรัพย์ โดยเฉพาะเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุน ในหลักทรัพย์จากอาเซียน มีอิทธิพลต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์ ในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากเงินทุนเคลื่อนย้ายจากการไหลเข้าของเงินลงทุนในหลักทรัพย์จะส่งผลโดยตรงให้มูลค่าตลาดหลักทรัพย์เพิ่มสูงขึ้น สอดคล้องกับงานวิจัยของ Iamsiraroj และ Ulubaşoğlu (2015) ในขณะเดียวกัน มูลค่าตลาดหลักทรัพย์จะเปลี่ยนแปลงในทิศทาง

ตรงกันข้ามกับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ โดยสามารถอธิบายได้จากความต้องการซื้อหลักทรัพย์ที่มีความเสี่ยงสูงลดลง เนื่องมาจากอัตราดอกเบี้ยที่เพิ่มขึ้น ทำให้เกิดแรงจูงใจในการนำสินทรัพย์ไปลงทุนในตลาดที่มีความเสี่ยงต่ำและผลตอบแทนสูง สอดคล้องกับงานวิจัยของ Tahir และคณะ (2019)

4. อัตราเงินเฟ้อทั่วไป (CPI)

จากผลการศึกษา พบว่า ในระยะยาวตัวแปรเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและในรูปของเงินลงทุนในหลักทรัพย์ โดยเฉพาะเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากอาเซียนมีอิทธิพลต่ออัตราเงินเฟ้อทั่วไปในทิศทางเดียวกัน สอดคล้องกับงานวิจัยของ Ahmed และ Zlate (2014) ซึ่งอธิบายว่าการเพิ่มขึ้นของเงินทุนเคลื่อนย้ายส่งผลให้ปริมาณเงินในระบบเพิ่มสูงขึ้น ซึ่งมีส่วนทำให้เงินเฟ้อเพิ่มสูงขึ้นตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์มหภาคของ Mankiw (2019) นอกจากนั้น ผลการศึกษายังพบว่า อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้ามีอิทธิพลต่ออัตราเงินเฟ้อทั่วไปทั้งในระยะสั้นและระยะยาว สอดคล้องกับงานวิจัยของ Baharumshah และ Thanoon, 2006 ซึ่งได้อธิบายว่า อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ลูกค้าจะมีความสัมพันธ์ในเชิงลบกับอัตราเงินเฟ้อ เนื่องจากหากอัตราดอกเบี้ยเงินกู้สูงขึ้นจะทำให้เกิดการลดลงของปริมาณสินเชื่อและมีผลทำให้อัตราเงินเฟ้อลดต่ำลง

5. อัตราการว่างงาน (UNEMP)

จากผลการศึกษา พบว่า ในระยะยาวและระยะสั้นตัวแปรเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและในรูปของเงินลงทุนในหลักทรัพย์ โดยเฉพาะเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงและในรูปของเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรปมีอิทธิพลต่ออัตราการว่างงานในทิศทางตรงกันข้าม สอดคล้องกับงานวิจัยของ Combes และคณะ (2019) ซึ่งได้อธิบายว่า การเพิ่มขึ้นของเงินทุนเคลื่อนย้าย ส่งผลให้การลงทุนภาคเอกชนเพิ่มสูงขึ้น มีการจ้างงานมากขึ้น จำนวนผู้ว่างงานจึงลดต่ำลง อย่างไรก็ตามตัวแปรเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนโดยตรงจากอาเซียนกลับ มีอิทธิพลต่ออัตราการว่างงานในทิศทางเดียวกัน อาจเป็นเพราะว่าเมื่อผู้ประกอบการในประเทศกลุ่มอาเซียนเข้ามาลงทุนอาจมีการนำแรงงานบางกลุ่มที่สามารถเคลื่อนย้ายได้จากประเทศตนเข้ามาทำงานด้วย ทำให้อัตราการจ้างแรงงานไทยลดลง นอกจากนั้น จากผลการศึกษา พบว่า อัตราเงินเฟ้อทั่วไปมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับอัตราว่างงาน โดยอธิบายได้จากเอกสารของ Mankiw (2019) เมื่อเกิดเงินเฟ้อในระดับต่ำจะทำให้มีเงินหมุนเวียนในระบบเศรษฐกิจมากขึ้น เกิดการใช้ปัจจัยการผลิตอย่างมีประสิทธิภาพมากขึ้นและกระตุ้นเศรษฐกิจให้โตขึ้น อัตราการว่างงานจึงลดต่ำลง

ข้อเสนอแนะ

1. ข้อเสนอแนะสำหรับการปฏิบัติ

1.1 สำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมการลงทุนควรมีนโยบายสนับสนุนการลงทุนโดยตรงจากประเทศญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียนให้มากขึ้น ได้แก่ มาตรการให้สิทธิพิเศษทางภาษี เช่น ระยะเวลา

การได้รับยกเว้นภาษีเงินได้นิติบุคคลยาวนานขึ้น การลดหย่อนภาษีเงินได้ การยกเว้นอากรขาเข้าวัตถุดิบผลิตเพื่อการส่งออก หรือลดหย่อนอากรขาเข้าวัตถุดิบผลิตเพื่อจำหน่ายในประเทศ และสิทธิประโยชน์ที่ไม่ใช่ภาษี เช่น การปฏิรูปกฎระเบียบกติกาในการทำธุรกรรมทางธุรกิจ การอนุญาตให้ต่างชาติถือหุ้น ร้อยละ 100 การอนุญาตให้ถือครองกรรมสิทธิ์ที่ดินการอนุญาตให้ช่างฝีมือหรือผู้ชำนาญการเข้ามาทำงาน หรือการอำนวยความสะดวกด้านการลงทุน ซึ่งสอดคล้องกับนโยบายการส่งเสริมการลงทุนของคณะกรรมการส่งเสริมการลงทุนใหม่ ปี ค.ศ. 2015

1.2 ภาครัฐควรสร้างความเชื่อมั่นให้นักลงทุนจากประเทศญี่ปุ่น สหภาพยุโรป และกลุ่มประเทศอาเซียน เช่น การสร้างความโปร่งใสในการบริหารของภาครัฐ การจัดการภาครัฐตามหลักธรรมาภิบาลเพื่อให้นักลงทุนเข้ามาลงทุน แม้ว่าในระยะสั้นนักลงทุนส่วนใหญ่จะเข้ามาลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ แต่ตัวแปรบางตัว เช่น เงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศในรูปเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากสหภาพยุโรปก็แสดงให้เห็นว่ามีอิทธิพลต่อเศรษฐกิจไทยในระยะยาว ดังนั้น หากนักลงทุนมีความเชื่อมั่นก็จะสร้างโอกาสให้เศรษฐกิจไทยเติบโตในระยะยาวได้

1.3 ธนาคารแห่งประเทศไทยควรตรวจสอบอัตราเงินเฟ้ออย่างสม่ำเสมอ เนื่องจากเมื่อมีการกระตุ้นการเคลื่อนย้ายเงินทุนทางตรงจากต่างประเทศเข้ามาแล้วอาจทำให้เกิดภาวะเงินเฟ้อขึ้นได้ ธนาคารแห่งประเทศไทยควรมีมาตรการรองรับเพื่อจัดการกับภาวะเงินเฟ้อดังกล่าว

2. ข้อเสนอแนะสำหรับการวิจัยครั้งต่อไป

2.1 การศึกษาในครั้งต่อไปควรเพิ่มจำนวนประเทศหรือกลุ่มประเทศที่มีการลงทุนในประเทศไทยในระดับสูง เช่น สาธารณรัฐประชาชนจีน เพื่อศึกษาผลกระทบจากการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศให้ละเอียดมากขึ้น

2.2 ควรเพิ่มมิติในการศึกษาโดยการเพิ่มตัวแปรที่สำคัญลงไป เช่น อัตราการค้าระหว่างประเทศ อัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งจะทำให้มองเห็นระบบของการค้าและการลงทุนระหว่างประเทศที่มีอิทธิพลต่อเศรษฐกิจของไทยมากขึ้น

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยฉบับนี้ได้รับทุนวิจัยงบประมาณรายได้ประจำปีงบประมาณ 2564 จากมหาวิทยาลัยราชภัฏจันทรเกษม และผ่านการรับรองจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์จาก คณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ มหาวิทยาลัยราชภัฏจันทรเกษมแล้ว เมื่อวันที่ 8 ตุลาคม 2564

บรรณานุกรม

ธนาคารแห่งประเทศไทย. (2563). เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (Inflow) จำแนกตามประเทศ/เขตเศรษฐกิจ และประเภทธุรกิจในประเทศไทย. สืบค้นเมื่อ 7 ธันวาคม 2565, จาก https://app.bot.or.th/BTWS_STAT/statistics/BOTWEBSTAT.aspx?reportID=847&language=TH

ธนาคารแห่งประเทศไทย. (2564). เศรษฐกิจการเงินไทย. สืบค้นเมื่อ 7 ธันวาคม 2565, จาก https://www.bot.or.th/th/thai-economy.html

สำนักงานสภาพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ. (2564). ข้อมูลด้านเศรษฐกิจ. สืบค้นเมื่อ 7 ธันวาคม 2565, จาก https://www.nesdc.go.th/more_news.php?cid=74

Aastveit, K. A., Natvik, G. J., & Sola, S. (2013). *Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy*. Retrieved from https://www.norges-bank.no/contentassets/2450536cb556427f932fdcd256c5af16/norges_bank_working_paper2013_17.pdf?v=03/09/2017123319

Ahmed, S., & Zlate, A. (2014). Capital flows to emerging market economies: A brave new world? *Journal of International Money and Finance, 48*, 221-248. doi:10.1016/j.jimonfin.2014.05.015

Ahmed, S., Coulibaly, B., & Zlate, A. (2017). International financial spillovers to emerging market economies: How important are economic fundamentals? *Journal of International Money and Finance*, *76*, 133-152. doi:10.1016/j.jimonfin.2017.05.001

Baharumshah, A. Z., & Thanoon, M. (2006). Foreign capital flows and economic growth in East Asian countries. *China Economic Review*, *17*(1), 70-83. doi:10.1016/j.chieco.2005.09.001

Bosworth, B., & Collins, S. M. (1999). Capital flows to developing economies: Implications for saving and investment. *Brookings Papers on Economic Activity, 59*,143-180. doi:10.2307/2534664

Bruno, V., & Shin, H. S. (2012). *Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy*. Retrieved from https://www.bis.org/publ/work400.pdf

Cai, Z., Chen, L., & Fang, Y. (2018). A semiparametric quantile panel data model with an application to estimating the growth effect of FDI. *Journal of Econometrics, 206*(2), 531-553. doi:10.1016/j.jeconom.2018.06.013

Chiah, M., Long, H., Zaremba, A., & Umar, Z. (2023). Trade competitiveness and the aggregate returns in global stock markets. *Journal of Economic Dynamics and Control, 148,* 104618. doi:10.1016/j.jedc.2023.104618

Combes, J.-L., Kinda, T., Ouedraogo, R., & Plane, P. (2019). Financial flows and economic growth in developing countries. *Economic Modelling, 83*, 195-209. doi:10.1016/j.econmod.2019.02.010

De Gregorio, J. (2013). *Capital flows and capital account management*. Paper presented at the Rethinking Macro Policy II: First Steps and Early Lessons Conference. Retrieved from https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2013/macro2/pdf/jdg2.pdf

Edwards, S., Diaz, F. G., & Fraga, A. (1999). Capital flows to Latin America. In M. Feldstein (Ed.), *International capital flows* (pp. 5-56). Retrieved from https://www.nber.org/system/files/chapters/c9796/c9796.pdf

Fernando, G., & Santana, R. (2004). *New evidence on the impact of capital account liberalization on economic growth.* Paper presented at the Econometric Society of Latin America 2004 Meetings. Retrieved from http://repec.org/esLATM04/up.17946.1081293383.pdf

Huo, L., Kim, T.-H., & Kim, Y. (2015). *Revisiting the effect of FDI on economic growth using quantile regression.* Retrieved from http://121.254.254.220/repec/yon/wpaper/2015rwp-83.pdf

Iamsiraroj, S., & Ulubaşoğlu, M. A. (2015). Foreign direct investment and economic growth: A real relationship or wishful thinking? *Economic Modelling, 51*, 200-213. doi:10.1016/j.econmod.2015.08.009

Ito, T., & Krueger, A. O. (2001). Introduction. In T. Ito & A. O. Krueger (Eds.), *Regional and global capital flows: Macroeconomic causes and consequences* (pp. 1-10). Retrieved from https://www.nber.org/system/files/chapters/c10729/c10729.pdf

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - With applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52*(2), 169-210. doi:10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x

Klobodu, E. K. M., & Adams, S. (2016). Capital flows and economic growth in Ghana. *Journal of African Business, 17*(3), 291-307. doi:10.1080/15228916.2016.1169784

Kohli, R. (2001). *Capital flows and their macroeconomic effects in India*. Retrieved from https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01192.pdf

Makiela, K., & Ouattara, B. (2018). Foreign direct investment and economic growth: Exploring the transmission channels. *Economic Modelling, 72*, 296-305. doi:10.1016/j.econmod.2018.02.007

Mankiw, N. G. (2019). *Macroeconomics* (10th ed.). New York, NY: Worth.

Panigrahi, S. K., Azizan, N. A., Sorooshian, S., & Thoudam, P. (2020). Effects of inflation, interest and unemployment rates on economic growth: Evidence from ASEAN countries. *ABAC Journal, 40*(2), 140-155.

Pegkas, P. (2015). The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries. *The Journal of Economic Asymmetries, 12*(2), 124-132. doi:10.1016/j.jeca.2015.05.001

Rodrik, D. (2001). The developing countries' hazardous obsession with global integration. Retrieved December 7, 2022, from https://drodrik.scholar.harvard.edu/files/dani-rodrik/files/developing-countries-hazardous-obsession.pdf

Rodrik, D., & Velasco, A. (2000). Short-term capital flows. In B. Pleskovic & J. E. Stiglitz (Eds.), *Annual World Bank Conference on Development Economics 1999* (pp. 59-90). Retrieved from https://documents1.worldbank.org/curated/en/448681468741326292/pdf/multi-page.pdf

Tahir, M., Estrada, M. A. R., & Afridi, M. A. (2019). Foreign inflows and economic growth: An empirical study of the SAARC region. *Economic Systems, 43*(3-4), 100702. doi:10.1016/j.ecosys.2019.100702

Tan, K. G., Gopalan, S., & Luthra, S. (2020). Real effective exchange rates and foreign direct investment inflows: Empirical evidence from India's sub-national economies. *Journal of Economics and Public Finance*, *6*(2), 78-103. doi:10.22158/jepf.v6n2p78

World Bank. (2020). *World development report 2020: Trading for development in the age of global value chains.* Retrieved from https://www.worldbank.org/en/publication/wdr2020

ภาคผนวก

ตารางที่ ก.1 ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ในการวิเคราะห์

ตัวแปร	ค่าต่ำสุด	ช่วงเวลา	ค่าสูงสุด	ช่วงเวลา
FDIJP	-109,143.14 ล้านบาท	4/2554	190,406.63 ล้านบาท	4/2556
FDIEU	-314,554.35 ล้านบาท	4/2563	48,233.72 ล้านบาท	3/2552
FDIAS	-43,943.19 ล้านบาท	3/2558	74,648.99 ล้านบาท	1/2554
PORTJP	-69,246.17 ล้านบาท	1/2559	41,526.73 ล้านบาท	3/2560
PORTEU	-187,695.28 ล้านบาท	1/2563	256,585.99 ล้านบาท	1/2561
PORTAS	-122,260.99 ล้านบาท	2/2556	104,027.35 ล้านบาท	1/2559
RGDP	1,663,994 ล้านบาท	2/2548	2,850,075 ล้านบาท	1/2562
RPI	392,921 ล้านบาท	1/2552	666,654 ล้านบาท	1/2564
LEND	ร้อยละ 3.07	1/2564	ร้อยละ 6.64	4/2549, 1/2550
REER	85.13	2/2548	115.33	4/2562
STOCK	422.78 จุด	4/2551	1,811.08 จุด	1/2561
CPI	74.10	1/2548	100.36	2/2562
UNEMP	ร้อยละ 0.58	3/2555	ร้อยละ 2.52	1/2548

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท., 2564) และ สำนักงานสภาพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ (สศช., 2564)