ผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย

The Effect of Macroeconomic Determinants and COVID-19 Pandemic on Stock Exchange of Thailand Index

ปิติพัฒน์ นิตยกมลพันธุ์* ธรรญชนก เพชรานนท์[2] และปัญจมาพร ผลเกิด[3]

Pitipat Nittayakamolphun*, Thanchanok Bejrananda[2] and Panjamapon Pholkerd[3]

Received : January 21, 2022 Revised : May 23, 2022 Accepted : May 27, 2022

บทคัดย่อ

ปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคมีอิทธิพลต่อการตัดสินใจในการลงทุนในตลาดทุน เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจมหภาคมีความเชื่อมโยงกับดัชนีราคาหลักทรัพย์และผลตอบแทนจากการลงทุน อีกทั้งวิกฤติโรคระบาดจากการติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 (COVID-19) ที่เกิดขึ้นในปัจจุบันได้สร้างความวิตกกังวลให้กับนักลงทุนเป็นอย่างมาก ดังนั้น การศึกษาครั้งนี้จึงวิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ด้วยวิธี Autoregressive Distributed Lag (ARDL) โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2548 ถึงไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2564 ของดัชนี SET SET50 SET100 และ MAI พบว่า การระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนี MAI เท่านั้น ส่วนการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ และดัชนีราคาผู้บริโภคส่งผลกระทบเชิงบวก ขณะที่อัตราแลกเปลี่ยน และอัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบเชิงลบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อีกทั้งยังมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้น ด้วยเหตุนี้ผู้กำหนดนโยบายควรดำรงอัตราดอกเบี้ยให้อยู่ในระดับต่ำ รวมไปถึงการควบคุมความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน และติดตามการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศอย่างใกล้ชิด เพื่อรักษาเสถียรภาพของตลาดทุน อันจะก่อให้เกิดการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศต่อไป

คำสำคัญ : ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค COVID-19 ARDL

[*,3] อาจารย์, คณะวิทยาการจัดการ มหาวิทยาลัยราชภัฏบุรีรัมย์

[*,3] Lecturer, Faculty of Management Science, Buriram Rajabhat University

[2] ผู้ช่วยศาสตราจารย์, คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยแม่โจ้

[2] Assistant Professor, Faculty of Economics, Maejo University

* Corresponding author E-mail: npitipatt@gmail.com, pitipat.ni@bru.ac.th

Abstract

The capital market has always been influenced by macroeconomic fundamentals. Stock price index, as well as return on investment, are usually associated with changes in macroeconomics. Besides, the current event of pandemics by the Coronavirus 2019 (COVID-19) has caused a great deal of concern among investors. Therefore, this study focuses on the effects of macroeconomic determinants and the COVID-19 pandemic towards the Stock Exchange of Thailand index by autoregressive distributed lag (ARDL). The quarterly data of the SET, SET50, SET100, MAI, and the important macroeconomic fundamentals are used in this study over 2005Q1-2021Q2 period. The result indicates a positive effect of the COVID-19 pandemic only on the MAI. While the exchange rate, as well as interest rate, showed negative influence, whereas foreign portfolio investment and consumer price index show positive statistically significant influence on the Stock Exchange of Thailand index with cointegration and speed of adjustment. Thus, the regulator should consider setting a low-interest rate and monitoring exchange rate fluctuations and international capital mobility to maintain the stability of the capital market, which will further contribute to the economic development of a country.

Keywords : Stock Exchange of Thailand index, Macroeconomic determinants, COVID-19, ARDL

1. บทนำ

เป็นระยะเวลาหลายทศวรรษที่ตลาดทุนเป็นศูนย์กลางทางเศรษฐกิจ โดยเป็นแหล่งระดมเงินทุนในระยะยาวจากทั้งในประเทศและต่างประเทศ ซึ่งช่วยเสริมสร้างความเข้มแข็งทางการเงินให้กับภาคธุรกิจ และผลักดันให้เกิดพัฒนาการทางเศรษฐกิจของประเทศ (Olokoyo et al., 2020) อย่างไรก็ตาม ตลาดทุนมีความอ่อนไหวต่อการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจ และมีความเชื่อมโยงถึงกันระหว่างตลาดทุนในแต่ละประเทศ (Wuthisatian, 2014) ซึ่งจากวิกฤตการเงินโลกในปี พ.ศ. 2551 ที่ส่งผลกระทบต่อตลาดทุน และสร้างความเสียหายต่อระบบเศรษฐกิจของประเทศต่าง ๆ ทั่วโลก ด้วยเหตุนี้ผู้กำหนดนโยบายจึงให้ความสำคัญกับเสถียรภาพของตลาดทุน และติดตามพัฒนาการของตลาดทุนอย่างรอบคอบ (Setiawan, 2020)

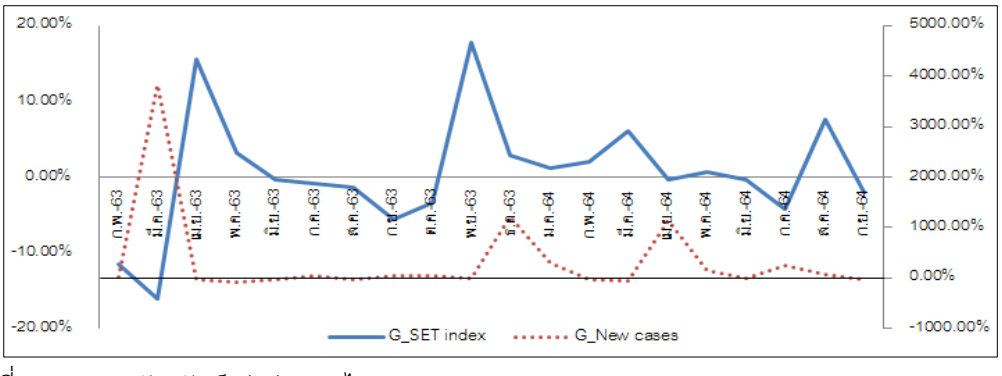
สำหรับการลงทุนในตลาดทุนเป็นสิ่งที่นักลงทุนให้ความสนใจเป็นอย่างมากทั้งนักลงทุนระดับบุคคล สถาบัน และต่างประเทศ เนื่องจากมีโอกาสที่จะได้รับผลตอบแทนที่สูงกว่าการฝากเงินในสถาบันการเงิน ถึงแม้ว่าจะมีความเสี่ยงที่สูงกว่าก็ตาม และสอดคล้องกับทฤษฎีความพึงพอใจในสภาพคล่องของ Keynes ที่อธิบายว่าหากอัตราดอกเบี้ยเงินฝากลดต่ำลง ประชาชนจะถือเงินมากขึ้นและนำไปลงทุนเพื่อให้ได้รับผลตอบแทน หรือเป็นความต้องการถือเงินเพื่อเก็งกำไร (วเรศ อุปปาติก, 2544) ซึ่งผลตอบแทนจากการลงทุนจะอยู่ในรูปแบบของเงินปันผล (Dividend) และกำไรจากการขายหลักทรัพย์ (Capital gain) โดยการลงทุนในประเทศไทยมีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (The Stock Exchange of Thailand: SET) เป็นตัวกลางในการเชื่อมโยงระหว่างนักลงทุนกับภาคธุรกิจ นับตั้งแต่ปี พ.ศ. 2518 ประกอบกับการเปิดการค้าเสรีส่งผลทำให้เกิดปริมาณการค้าระหว่างประเทศ ตลอดจนการเคลื่อนย้ายเงินทุนที่ขยายตัวมากขึ้น และด้วยความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีในปัจจุบันทำให้นักลงทุนสามารถเข้าถึงตลาดทุนได้ง่ายขึ้น ส่งผลทำให้มีนักลงทุนรายใหม่เพิ่มสูงขึ้นถึง 441,974 ราย จากเดือนมกราคมถึงสิงหาคมในปี พ.ศ. 2564 (ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย, 2564ก) อีกทั้งประเทศไทยเป็นประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่สามารถดึงดูดนักลงทุนทั้งในประเทศและต่างประเทศได้มากขึ้น เป็นผลให้เกิดการเคลื่อนย้ายเงินทุนไหลเข้าจำนวนมาก ทั้งการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (Foreign direct investment) และ

การลงทุนในหลักทรัพย์ (Portfolio investment) ส่งผลทำให้มีมูลค่าตามราคาตลาด (Market capitalization) ต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Gross domestic product: GDP) เพิ่มสูงขึ้นเป็นร้อยละ 108.24 ในปี พ.ศ. 2563 (World Bank, 2021)

อย่างไรก็ตาม การลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ย่อมมีความความเสี่ยง ซึ่งเกิดจากความผันผวนของตลาดหลักทรัพย์ในแต่ละวันและทำให้นักลงทุนไม่ได้รับผลตอบแทนตามที่คาดหวัง (Demir, 2019) ทั้งนี้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แสดงถึงภาพรวมการเคลื่อนไหวของราคาหลักทรัพย์ทั้งตลาด และการเคลื่อนไหวของราคาตลาดหลักทรัพย์เกิดจากหลายปัจจัย โดยเฉพาะปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค ทั้งอัตราดอกเบี้ย อัตราแลกเปลี่ยน อัตราเงินเฟ้อ การค้าและการลงทุน (Wongbangpo & Sharma, 2002) อีกทั้ง ยังมีความอ่อนไหวต่อปัจจัยภายนอก ไม่ว่าจะเป็นวิกฤติโรคระบาด วิกฤติทางการเมือง นโยบายของรัฐ ข้อมูลข่าวสารทั้งในประเทศและต่างประเทศ เป็นต้น (Rujirarangsan & Chancharat, 2019) ทั้งนี้ วิกฤตการณ์ที่ทั่วโลกกำลังเผชิญอยู่ในปัจจุบันเป็นวิกฤติโรคระบาดจากการติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 (COVID-19) ซึ่งส่งผลกระทบเป็นวงกว้าง (Global pandemic) ต่อภาพรวมทางเศรษฐกิจทั่วโลก รวมไปถึงประเทศไทย และก่อให้เกิดการไหลออกของเงินทุนจำนวนมากเป็นผลให้ตลาดหลักทรัพย์ไทยมีการหยุดการซื้อขายชั่วคราว (Circuit breaker) ถึง 3 ครั้งในเดือนมีนาคม พ.ศ. 2563 ส่งผลให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย (SET index) อยู่ที่ 1,125.86 จุดในเดือนเดียวกัน ซึ่งลดลงจากสิ้นปี พ.ศ. 2562 ถึงร้อยละ 28.74 (ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย, 2564ข) อีกทั้งการเพิ่มขึ้นของจำนวนผู้ติดเชื้อ COVID-19 รายใหม่ในประเทศไทย (New cases) ยังเชื่อมโยงกับอัตราการเติบโตของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทยในทางตรงกันข้าม (รูปภาพประกอบ 1) ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 จึงส่งผลกระทบต่อความผันผวนของราคาตลาดหลักทรัพย์ รวมไปถึงการตัดสินใจของนักลงทุนทั้งทางตรงและทางอ้อม ตลอดจนเศรษฐกิจของประเทศโดยรวม (Giri & Joshi, 2017)

รูปภาพประกอบ 1

อัตราการเพิ่มขึ้นของ New cases และอัตราการเติบโตของ SET index



ที่มา: ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (2564ข) และ World Health Organization (WHO, 2021)

จากประเด็นผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ได้มีนักวิชาการให้ความสนใจและนำมาศึกษาเป็นจำนวนมาก ทั้งในประเทศที่พัฒนาแล้วอย่างญี่ปุ่น (Mukherjee & Naka, 1995) สิงคโปร์ (Maysami et al., 2004) เยอรมนี อิตาลี สเปน ฝรั่งเศส และสหราชอาณาจักร (Jareño et al., 2019) ตลอดจนประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่ทั้งบราซิล (Linck & Decourt, 2016) ปากีสถาน (Alvi et al., 2019) และอินเดีย (Sahoo et al., 2020) ทั้งนี้การศึกษาในประเทศไทยพบในงานวิจัยของ Forson และ Janrattanagul (2014), ธนวรรธน์ ตรีระสหกุลย์ และสุเมธ ธุวดาราตระกูล (2561) ที่ศึกษาในลักษณะเดียวกัน แต่ละเลยปัจจัยที่สำคัญอย่างการลงทุน

โดยตรงจากต่างประเทศ การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และอัตราแลกเปลี่ยนที่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ (Gupta, 2017; Karki, 2018; Khan & Khan, 2018) อีกทั้งการระบาดของ COVID-19 ที่เกิดขึ้นและมีแนวโน้มการระบาดที่ยืดเยื้อ ซึ่งส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจ ระบบการเงิน และการลงทุน รวมไปถึงดัชนีราคาหลักทรัพย์ (Qamruzzaman et al., 2021) ด้วยเหตุนี้การศึกษาครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ซึ่งเป็นประโยชน์ต่อนักลงทุนเพื่อใช้ประกอบการตัดสินใจในการลงทุน บริหารจัดการพอร์ต และประเมินความเสี่ยง ภายใต้การระบาดของ COVID-19 รวมไปถึงผู้กำหนดนโยบายที่จะนำไปใช้เป็นแนวทางในการควบคุมปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคเพื่อสร้างภูมิคุ้มกันทางเศรษฐกิจและรักษาเสถียรภาพของตลาดทุน อันจะก่อให้เกิดการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศ

2. เอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์เริ่มต้น จาก Ross (1976) ที่นำเสนอทฤษฎี Arbitrage pricing theory (APT) โดยอธิบายความเชื่อมโยงระหว่างปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคกับดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ และจากศึกษาที่ผ่านได้มีการพิจารณาปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคที่แตกต่างกัน โดย Mukherjee และ Naka (1995) อธิบายว่าอัตราแลกเปลี่ยน และอัตราดอกเบี้ย ส่งผลกระทบเชิงบวก ส่วนอัตราเงินเฟ้อส่งผลกระทบเชิงลบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ญี่ปุ่น สอดคล้องกับ Wongbangpo และ Sharma (2002) ที่ศึกษาในประเทศมาเลเซีย และอินโดนีเซีย ในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบเชิงลบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์สิงคโปร์ เช่นเดียวกันกับ Maysami et al. (2004) ที่ศึกษาในประเทศสิงคโปร์ อีกทั้งยังสรุปว่าปริมาณเงินส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีตลาดราคาหลักทรัพย์เช่นกัน สอดคล้องกับ Karki (2018) ที่ศึกษาในประเทศเนปาล รวมไปถึงประเทศไทย (Forson & Janrattanagul, 2014) อย่างไรก็ตามอัตราดอกเบี้ยในทฤษฎีของ Keynes จะมีความสัมพันธ์กับความต้องการถือเงินเพื่อเก็งกำไรในทิศทางตรงกันข้ามเป็นผลทำให้การลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ลดลง (วเรศ อุปปาติก, 2544) สอดคล้องกับ Khalid และ Khan (2017) ที่สรุปว่าอัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบเชิงลบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ปากีสถาน รวมไปถึงอินโดนีเซีย (Setiawan, 2020)

นอกจากนี้ การเติบโตทางเศรษฐกิจยังส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ในหลายประเทศทั้ง บราซิล (Linck & Decourt, 2016) อินเดีย (Giri & Joshi, 2017) เยอรมนี อิตาลี สเปน และฝรั่งเศส (Jareño et al., 2019) เนื่องจากการเติบโตทางเศรษฐกิจจะช่วยส่งเสริมให้เกิดการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์มากขึ้น อีกทั้งความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีและการเปิดเสรีทางการเงินในปัจจุบันทำให้การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศง่ายขึ้น และมีต้นทุนในการทำธุรกรรมระหว่างประเทศที่ต่ำลง โดย Rujiravanich (2013), Haider et al. (2017) และ Shabbir และ Muhammad (2019) อธิบายว่าการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย จีน และปากีสถาน อีกทั้ง Faisal et al. (2016) และ Gupta (2017) ยังอธิบายเพิ่มเติมว่า การลงทุนโดยจากต่างประเทศส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์จีน และอินเดีย รวมไปถึงมาเลเซีย (Dzomonda & Ngwakwe, 2020) เช่นเดียวกันกับ Demir (2019) ที่สรุปว่า การลงทุนทั้ง 2 ประเภทส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ตุรกี นอกจากนี้ การเคลื่อนย้ายเงินทุนยังส่งผลดีต่อพัฒนาการของตลาดหลักทรัพย์ (Olokoyo et al., 2020) และเชื่อมโยงไปถึงอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งตามทฤษฎีผลกระทบนานาชาติของฟิชเชอร์ (International Fisher effect theory) อธิบายว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนและผลต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศจะมีลักษณะแปรผกผันกัน ดังนั้น ประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยต่ำกว่าจะมีค่าเงินที่แข็งค่าขึ้นโดยเปรียบเทียบ ด้วยเหตุนี้การที่อัตราแลกเปลี่ยนจะลดลงเป็นผลทำให้อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศลดลงโดยเปรียบเทียบ ก่อให้เกิดการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์เป็นผลทำให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ปรับตัวเพิ่มสูงขึ้น (ธนวรรธน์ ตรีระสหกุลย์ และสุเมธ ธุวดาราตระกูล, 2561) เช่นเดียวกันกับ Ejem และ

Ogbonna (2020) ที่สรุปว่า อัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบเชิงลบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไนจีเรีย รวมไปถึง นิวซีแลนด์ (Gan et al., 2006) และปากีสถาน (Khan & Khan, 2018)

อีกทั้งการระบาดของ COVID-19 ในปัจจุบันเป็นอีกปัจจัยหนึ่งที่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์และถูกนำมาพิจารณาในหลายประเทศ แต่ได้ผลลัพธ์ที่แตกต่างกัน โดย Anh และ Gan (2021) และ Qamruzzaman et al. (2021) อธิบายว่า การระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบเชิงลบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์เวียดนาม และบังคลาเทศ ในขณะที่ Brueckner และ Vespignani (2021) สรุปว่า การระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ออสเตรเลีย ส่วน Wardani และLahuddin (2020) อธิบายเพิ่มเติมว่า ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์อินโดนีเซียไม่ได้รับผลกระทบจากการระบาดของ COVID-19 เช่นเดียวกันกับสหรัฐอเมริกา จีน ญี่ปุ่น อินเดีย ฝรั่งเศส และสหราชอาณาจักร (Chaudhary et al., 2020) รวมไปถึงโรมาเนีย (Hatmanu & Cautisanu, 2021) และ 6 ประเทศในกลุ่มความร่วมมืออ่าวอาหรับ (Gulf Cooperation Council: GCC) (Alber & Saleh, 2020) ตลอดจนอีก 20 ประเทศในองค์การเพื่อความร่วมมือและการพัฒนาทางเศรษฐกิจ (Organization for Economic Co-operation and Development: OECD) (Yang & Deng, 2021) ดังนั้น การศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาประเด็นการระบาดของ COVID-19 ร่วมด้วย

3. วิธีการดำเนินงานวิจัย

จากวัตถุประสงค์ในการศึกษาจึงใช้ข้อมูลปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค การระบาดของ COVID-19 และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทยรายไตรมาส ซึ่งมีลักษณะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (Time series) จำนวนทั้งสิ้น 66 ไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2548 ถึงไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2564 จากธนาคารแห่งประเทศไทย สำนักงานสภาพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ และตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย รวมไปถึงจำนวนผู้ติดเชื้อ COVID-19 รายใหม่จากองค์การอนามัยโลก ซึ่งจากการทบทวนวรรณกรรมและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ผู้วิจัยได้สรุปปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค การระบาดของ COVID-19 และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย โดยสามารถเขียนเป็นฟังก์ชันดังต่อไปนี้

$$Y = f(FDI, FPI, INT, EXR, CPI, GDP, DNC) \quad (1)$$

โดยที่ Y คือดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ประกอบไปด้วย ดัชนี SET, ดัชนี SET50, ดัชนี SET100 และดัชนี MAI ซึ่งแสดงถึงการเคลื่อนไหวของราคาหลักทรัพย์ทั้งตลาด และตลาดหลักทรัพย์ เอ็ม เอ ไอ (Market for alternative investment: MAI) รวมไปถึง 50 และ 100 หลักทรัพย์ที่มีมูลค่าตามราคาตลาดสูงสุด และมีสภาพคล่องในการซื้อขายอย่างสม่ำเสมอ ทั้งนี้ด้วยความแตกต่างในลักษณะของข้อมูลระหว่างปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคที่เป็นข้อมูลรายไตรมาสกับจำนวนผู้ติดเชื้อ COVID-19 รายใหม่ที่เป็นข้อมูลรายวัน ดังนั้นการศึกษาครั้งนี้จึงใช้ตัวแปรหุ่น (Dummy) แทนจำนวนผู้ติดเชื้อ COVID-19 รายใหม่ เพื่อแสดงถึงการระบาดของ COVID-19 เช่นเดียวกันกับงานวิจัยของ Chaudhary et al. (2020) ซึ่งตัวแปรทั้งหมดที่นำมาใช้ศึกษาครั้งนี้ มีรายละเอียดและสมมติฐานดังตาราง 1

ตาราง 1 ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา และสมมติฐาน

ตัวแปร	คำจำกัดความ	สมมติฐาน
SET	ดัชนีราคาหลักทรัพย์ของตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (จุด)	
SET50	ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 50 หลักทรัพย์ที่มีมูลค่าตามราคาตลาดสูงสุด (จุด)	
SET100	ดัชนีราคาหลักทรัพย์ 100 หลักทรัพย์ที่มีมูลค่าตามราคาตลาดสูงสุด (จุด)	
MAI	ดัชนีราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์ เอ็ม เอ ไอ (จุด)	
FDI	การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศสุทธิต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (%)	+
FPI	การลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศสุทธิต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (%)	+
INT	อัตราดอกเบี้ย: ค่าเฉลี่ยของอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ MLR (%)	-
EXR	อัตราแลกเปลี่ยน (บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ)	-
CPI	อัตราเงินเฟ้อ: ดัชนีราคาผู้บริโภค โดยใช้ปี พ.ศ. 2562 เป็นปีฐาน (จุด)	-
GDP	ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (ล้านล้านบาท)	+
DNC	ตัวแปรหุ่นการระบาดของ COVID-19: จำนวนผู้ติดเชื้อ COVID-19 รายใหม่ตั้งแต่ 1,000 คนขึ้นไปต่อไตรมาส	-

ทั้งนี้ แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาผู้วิจัยได้พิจารณาปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค การระบาดของ COVID-19 และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทยตามฟังก์ชันในสมการที่ 1 ซึ่งสามารถเขียนเป็นแบบจำลองทางเศรษฐมิติได้ ดังนี้

$$ln(Y_t) = \beta_0 + \beta_1(FDI_t) + \beta_2(FPI_t) + \beta_3(INT_t) + \beta_4 ln(EXR_t) + \beta_5 ln(CPI_t) + \beta_6 ln(GDP_t) + \beta_7(DNC) + u_t \quad (2)$$

โดยที่ ln คือ Natural logarithm ของตัวแปรตาม และตัวแปรอธิบายบางตัว (ตาราง 1) ส่วนตัวแปรที่ไม่ได้ใส่ลอการิทึมฐานธรรมชาติเนื่องจากมีหน่วยเป็นร้อยละ และเป็นตัวแปรหุ่น ส่วน β_0 คือค่าคงที่, β_1 ถึง β_7 คือค่าสัมประสิทธิ์ และ u_t คือค่าความคลาดเคลื่อน

สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลของการศึกษาครั้งนี้ ใช้วิธี Autoregressive distributed lag (ARDL) ซึ่งจะแสดงให้เห็นถึงผลกระทบและความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ทั้งนี้การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวมีหลายวิธี เช่น วิธีการของ Engle และ Granger (1987) วิธีการของ Johansen (1988) และวิธีการของ Johansen และ Juselius (1990) โดยจะมีข้อกำหนดว่าตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองจะต้องมีคุณสมบัติเป็น I(1) หรือข้อมูลมีความนิ่งที่ระดับเดียวกัน อย่างไรก็ตามหากข้อมูลของตัวแปรมีความนิ่งในระดับที่แตกต่างกันจะไม่สามารถใช้วิธีการทั้ง 3 ข้างต้นได้ ดังนั้น Pesaran et al. (2001) จึงได้เสนอวิธี ARDL ในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวที่สามารถวิเคราะห์ได้กับแบบจำลองที่ตัวแปรมีคุณสมบัติเป็น I(0) หรือ I(1) ได้ และสามารถเขียนสมการที่ 2 ในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวได้ดังนี้

$$\Delta ln(Y_t) = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta ln(Y_{t-i}) + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \Delta(FDI_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \Delta(FPI_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \Delta(INT_{t-j})$$
$$+ \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \Delta ln(EXR_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} \Delta ln(CPI_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{6j} \Delta ln(GDP_{t-j})$$
$$+ \sum_{j=0}^{q_7} \beta_{7j} \Delta(DNC_{t-j}) + \lambda_0 ln(Y_{t-1}) + \lambda_1 (FDI_{t-1}) + \lambda_2 (FPI_{t-1}) + \lambda_3 (INT_{t-1})$$
$$+ \lambda_4 ln(EXR_{t-1}) + \lambda_5 ln(CPI_{t-1}) + \lambda_6 ln(GDP_{t-1}) + \lambda_7 (DNC_{t-1}) + u_t \quad (3)$$

โดยที่ α คือค่าคงที่, γ คือค่าสัมประสิทธิ์, β คือเวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ของความสัมพันธ์เชิงพลวัตในระยะสั้น, λ คือเวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ของความสัมพันธ์เชิงพลวัตในระยะยาว และ u_t คือค่าความคลาดเคลื่อนที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ (White noise) ทั้งนี้สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลอง ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$H_0 : \lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = 0$ (ตัวแปรในแบบจำลองไม่มี Cointegration)
$H_1 : \lambda_0 \neq \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq \lambda_6 \neq \lambda_7 \neq 0$ (ตัวแปรในแบบจำลองมี Cointegration)

จากสมมติฐานข้างต้นสามารถประยุกต์ใช้สถิติ F ในการทดสอบสมมติฐานได้ โดยเปรียบเทียบค่าสถิต F ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤตของ Pesaran et al. (2001) อย่างไรก็ตาม หากจำนวนตัวอย่างน้อยกว่า 100 จะพิจารณาค่าวิกฤตของ Narayan (2005) เปรียบเทียบเพิ่มเติม ทั้งนี้ในการเลือกความล่าช้าที่เหมาะสม (Optimal lag length) ซึ่งพิจารณาความล่าช้าที่เหมาะสมด้วยค่า Schwarz information criterion (SIC) ที่ต่ำที่สุด เนื่องจาก SIC จะเลือกแบบจำลองที่ถูกต้อง และแน่นอน ในขณะที่ค่า Akaike information criterion (AIC) จะมีแนวโน้มในการเลือกความล่าช้าที่สูงเกินไป (Pesaran & Shin, 1999)

นอกจากนี้ การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว จะต้องวิเคราะห์การปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวร่วมด้วย เนื่องจากในระยะสั้นอาจมีการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพ ซึ่งสามารถวิเคราะห์การปรับตัวในระยะสั้นได้ด้วยแบบจำลอง Error correction model (ECM) และเขียนความสัมพันธ์ทั้งในระยะสั้นและระยะยาวตามแบบจำลอง ARDL ร่วมกับแบบจำลอง ECM ได้ดังนี้

$$\Delta ln(Y_t) = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta ln(Y_{t-i}) + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \Delta(FDI_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \Delta(FPI_{t-j})$$
$$+ \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \Delta(INT_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \Delta ln(EXR_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} \Delta ln(CPI_{t-j})$$
$$+ \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{6j} \Delta ln(GDP_t) + \sum_{j=0}^{q_7} \beta_{7j} \Delta(DNC_t) + \lambda(ECT_{t-1}) + u_t \quad (4)$$

โดยที่ $ECT_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta} x'_{t-1}$ (Error correction term) เมื่อ y_t คือตัวแปรตามและ x_t คือเวกเตอร์ของตัวแปรอธิบายในสมการที่ 2 ทั้งนี้การวิเคราะห์การปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว (Speed of adjustment) ของตัวแปรด้วยแบบจำลอง ECM จะพิจารณาจากค่า λ โดยจะต้องมีค่ามากกว่า -1 แต่ไม่เกิน 0 ($-1 < \lambda < 0$) ซึ่งอธิบายได้

ว่าเมื่อตัวแปรเปลี่ยนแปลงออกจากดุลยภาพในระยะสั้นแล้วจะสามารถปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้ และทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit root test) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) test ก่อนที่จะนำไปวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว เพื่อป้องกันปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริงของตัวแปรในแบบจำลอง

4. ผลการวิจัย

การศึกษาผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทยครั้งนี้ ใช้ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2548 ถึงไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2564 และเพื่อให้บรรลุตามวัตถุประสงค์ในการศึกษา ผู้วิจัยจึงแบ่งผลการวิจัย ออกเป็น 2 ส่วน ดังต่อไปนี้

4.1 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลเบื้องต้น

จากข้อมูลปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ตลอดระยะเวลา 66 ไตรมาสที่ผ่านมา พบว่า ดัชนี SET, ดัชนี SET50, ดัชนี SET100 และดัชนี MAI เฉลี่ยเท่ากับ 1,179.67, 789.79, 1,751.74 และ 356.56 จุด ตามลำดับ ทั้งนี้เมื่อพิจารณาถึงปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทย ซึ่งแบ่งเป็นตัวแปรภาคเศรษฐกิจจริง พบว่ามีผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) เฉลี่ยอยู่ที่ 3.11 ล้านล้านบาท และมีดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) เฉลี่ยเท่ากับ 92.15 จุด ซึ่งเป็นตัวแทนของอัตราเงินเฟ้อ ส่วนตัวแปรการเคลื่อนย้ายเงินทุน พบว่า มีการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศสุทธิต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (FDI) และการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศสุทธิต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (FPI) เฉลี่ยร้อยละ 2.35 และ 0.70 ตามลำดับ นอกจากนี้ ประเทศไทยยังมีอัตราดอกเบี้ย (INT) เฉลี่ยร้อยละ 4.78 และอัตราแลกเปลี่ยน (EXR) เฉลี่ยเท่ากับ 33.35 บาทต่อหนึ่งดอลลาร์สหรัฐ ซึ่งเป็นตัวแปรทางการเงิน (ตาราง 2) ทั้งนี้จำนวนผู้ติดเชื้อรายใหม่ตั้งแต่ 1,000 คนขึ้นไปต่อไตรมาส หรือการระบาดของ COVID-19 (DNC) ประกอบไปด้วย ไตรมาสที่ 1 2 และ 4 ในปี พ.ศ. 2563 รวมไปถึงไตรมาสที่ 1 และ 2 ในปี พ.ศ. 2564

นอกจากนี้ ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit root test) ด้วยวิธี ADF พบว่าตัวแปรที่มีความนิ่งที่ระดับปกติ (Level) ประกอบไปด้วย การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ, การลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ และอัตราดอกเบี้ย ส่วนดัชนี SET (lnSET) ดัชนี SET50 (lnSET50) ดัชนี SET100 (lnSET100) ดัชนี MAI (lnMAI) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (lnGDP) ดัชนีราคาผู้บริโภค (lnCPI) และอัตราแลกเปลี่ยน (lnEXR) มีความนิ่งหลังจากหาอนุพันธ์ลำดับที่ 1 (First difference) ของข้อมูลแล้ว ทั้งนี้การระบาดของ COVID-19 ไม่ได้ทดสอบความนิ่งของข้อมูล เนื่องจากเป็นตัวแปรหุ่น (ตาราง 2)

ตาราง 2 ข้อมูลเบื้องต้นของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา และผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	S.D.	ค่าสูงสุด	ค่าต่ำสุด	Unit root test		
					Level	First Diff.	ข้อสรุป
SET[a]	1,179.6695	392.4619	1,811.0833	422.7767	-2.8763	-5.6615***	I(1)
SET50[a]	789.7861	241.3101	1,187.8400	295.0133	-2.9239	-5.6372***	I(1)
SET100[a]	1,751.7399	549.7019	2,638.0200	626.3967	-2.9798	-5.7450***	I(1)
MAI[a]	356.5616	156.2915	731.2733	159.7067	-2.5531	-4.7718***	I(1)
FDI	2.3539	2.4267	6.4715	-7.9910	-8.3277***	-	I(0)
FPI	0.6951	3.1227	8.7074	-5.7734	-4.9658***	-	I(0)
INT	4.7825	0.8135	6.5800	3.0700	-5.3638***	-	I(0)
EXR[a]	33.3471	2.7250	41.2869	29.8022	-2.6986	-5.6594***	I(1)
CPI[a]	92.1493	7.6151	100.3633	74.1333	-2.0568	-7.5229***	I(1)
GDP[a]	3.1141	0.7264	4.3366	1.8288	-0.9771	-9.4048***	I(1)

หมายเหตุ: S.D. คือส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน, *** คือระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01, a หมายถึงทำการ take natural logarithm ก่อนทดสอบความนิ่งของข้อมูล และการทดสอบความนิ่งของข้อมูลทั้งหมดทุกตัวแปรได้กำหนดรูปแบบให้มีทั้งค่าคงที่ และค่าแนวโน้ม

4.2 ผลการวิเคราะห์ผลกระทบและความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี ARDL

การศึกษาครั้งนี้ใช้วิธี ARDL ในการวิเคราะห์ผลกระทบและความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย เนื่องจากผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลทั้งหมดข้างต้น พบว่า มีคุณสมบัติเป็นทั้ง I(0) และ I(1) ดังนั้น วิธี ARDL จึงมีความเหมาะสมในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว และความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง SET, SET50 และ SET100 คือ ARDL (1,0,0,1,0,0,0,0) ส่วนแบบจำลอง MAI คือ ARDL (1,0,1,0,0,0,0,2) นอกจากนี้ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว พบว่าปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ประกอบไปด้วย แบบจำลอง SET, SET50 และ MAI ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.10 ส่วนแบบจำลอง SET100 ไม่สามารถสรุปได้ว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวหรือไม่ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.10 (ตาราง 3)

ตาราง 3 ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

แบบจำลอง (lag)	สถิติ F	ระดับนัยสำคัญ 0.10		ระดับนัยสำคัญ 0.05		ระดับนัยสำคัญ 0.01	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
SET (1,0,0,1,0,0,0,0)	3.3375	2.0300[a]	3.1300[a]	2.3200[a]	3.5000[a]	2.9600[a]	4.2600[a]
SET50 (1,0,0,1,0,0,0,0)	3.5593						
SET100 (1,0,0,1,0,0,0,0)	3.1054	2.1560[b]	3.3340[b]	2.5250[b]	3.8080[b]	3.3310[b]	4.8710[b]
MAI (1,0,1,0,0,0,0,2)	3.3743						

หมายเหตุ: a และ b คือค่าวิกฤติ I(1) และ I(0) ของ Pesaran et al. (2001) และ Narayan (2005) ตามลำดับ

อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาถึงผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย พบว่าปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลกระทบต่อดัชนี SET (lnSET) ดัชนี SET50 (lnSET50) และดัชนี SET100[3] (lnSET100) ในทิศทางตรงกันข้าม ประกอบไปด้วย อัตราแลกเปลี่ยน (lnEXR) และอัตราดอกเบี้ย (INT) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่การลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ (FPI) และดัชนีราคาผู้บริโภค (lnCPI) ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ทั้ง 3 ดัชนีในทิศทางเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (FDI) ผลิตภัณฑ์มวลภายในประเทศ (lnGDP) และการระบาดของ COVID-19 (DNC) ไม่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาหลักทรัพย์ทั้ง 3 ดัชนีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งนี้ดัชนีราคาผู้บริโภค และการระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบต่อดัชนี MAI (lnMAI) ในทิศทางเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งปัจจัยทั้งหมดมีทิศทางความสัมพันธ์เป็นไปตามสมมติฐาน ยกเว้นดัชนีราคาผู้บริโภค และผลิตภัณฑ์มวลภายในประเทศ รวมไปถึงการระบาดของ COVID-19 ในกรณีของดัชนี MAI (ตาราง 4)

จากผลการวิเคราะห์ข้างต้น สามารถอธิบายได้ว่าเมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่น ๆ คงที่ หากอัตราแลกเปลี่ยนเพิ่มขึ้น (เงินบาทมีมูลค่าลดลงเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐ) ร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ดัชนี SET และ SET50 ลดลงโดยเฉลี่ยในระยะยาวร้อยละ 1.1436 และ 1.1057 ตามลำดับ ส่วนดัชนี SET100 ลดลงโดยเฉลี่ยในระยะสั้นร้อยละ 0.9805 และหากอัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ดัชนีราคาหลักทรัพย์ทั้ง 2 ดัชนีลดลงโดยเฉลี่ยในระยาวร้อยละ 0.0265 และ 0.0249 ตามลำดับ ส่วนดัชนี SET100 ลดลงโดยเฉลี่ยในระยะสั้นร้อยละ 0.1711 ทั้งนี้เมื่อมีการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ดัชนีราคาหลักทรัพย์ทั้ง 2 ดัชนีเพิ่มขึ้นโดยเฉลี่ยในระยาวร้อยละ 0.0154 และ 0.0165 ตามลำดับ ส่วนดัชนี SET100 เพิ่มขึ้นโดยเฉลี่ยในระยะสั้นร้อยละ 0.0145 และหากดัชนีราคาผู้บริโภคเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ดัชนีราคาหลักทรัพย์ทั้ง 2 ดัชนี รวมไปถึงดัชนี MAI เพิ่มขึ้นโดยเฉลี่ยในระยาวร้อยละ 3.6543, 3.559 และ 5.3915 ตามลำดับ ส่วนดัชนี SET100 เพิ่มขึ้นโดยเฉลี่ยในระยะสั้นร้อยละ 3.2824 ทั้งนี้ หากมีการระบาดของ COVID-19 จะส่งผลทำให้ดัชนี MAI เพิ่มขึ้นโดยเฉลี่ยในระยะยาวร้อยละ 0.2591 (ตาราง 4)

นอกจากนี้ ผลการวิเคราะห์การปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวด้วยแบบจำลอง ECM พบว่าแบบจำลองมีการปรับตัวในระยะสั้น กล่าวคือเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงใด ๆ ที่ทำให้ดัชนี SET, ดัชนี SET50, ดัชนี SET100 และดัชนี MAI เบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว ปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 จะทำให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ทั้ง 4 ดัชนีในไตรมาสถัดไปมีการปรับตัวในระยะสั้นร้อยละ 85.60, 86.40, 86.74 และ 57.92 ตามลำดับ เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 อีกทั้งผลการวิเคราะห์ไม่พบปัญหาสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Serial correlation) และปัญหาความแปรปรวนไม่คงที่ (Heteroskedasticity) รวมไปถึงมีการกระจายตัวค่าความคลาดเคลื่อน (Residuals series) เป็นปกติ (ตาราง 4) และมีเสถียรภาพ เนื่องจากเส้น Cumulative sum of recursive residuals (CUSUM) และเส้น CUSUM of square (CUSUMSQ) อยู่ในขอบเขตของความเชื่อมั่นที่ ร้อยละ 95 (รูปภาพประกอบภาคผนวก 1 และ 2 ตามลำดับ) ซึ่งกล่าวได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ และค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนในแบบจำลองมีเสถียรภาพ

[3] พิจารณาผลกระทบในระยะสั้น เนื่องจากไม่สามารถสรุปได้ว่าปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับดัชนี SET100

ตาราง 4 ค่าสัมประสิทธิ์ของความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ระยะสั้น และการปรับตัวในระยะสั้น

ตัวแปร	SET		SET50		SET100		MAI	
	Coefficient	S.E.	Coefficient	S.E.	Coefficient	S.E.	Coefficient	S.E.
ระยะยาว								
FDI	0.0017	0.0040	0.0018	0.0041	0.0019	0.0042	-0.0082	0.0098
FPI	0.0154***	0.0036	0.0165***	0.0036	0.0168***	0.0038	0.0118	0.0078
INT	-0.0265*	0.0139	-0.0249*	0.0141	-0.0270*	0.0146	0.0218	0.0319
lnEXR	-1.1435***	0.4110	-1.1057**	0.4165	-1.1304**	0.4562	-0.5324	1.1888
lnCPI	3.6543***	0.9357	3.5995***	0.9444	3.7840***	1.0069	5.3915**	2.5295
lnGDP	-0.1233	0.2381	-0.1609	0.2420	-0.1659	0.2496	0.5432	0.5937
DNC	-0.0002	0.0444	-0.0146	0.0449	-0.0119	0.0464	0.2591*	0.1318
C	0.1058	0.0683	0.0967	0.0694	0.1062	0.0720	-0.1282	0.1565
ระยะสั้น								
ECT_{t-1}	-0.8560***	0.0929	-0.8640***	0.0921	-0.8674***	0.0953	-0.5792***	0.1202
$\Delta(FDI_t)$	0.0015	0.0034	0.0015	0.0035	0.0016	0.0037	-0.0047	0.0057
$\Delta(FPI_t)$	0.0132***	0.0028	0.0142***	0.0029	0.0145***	0.0031	0.0068	0.0043
$\Delta(INT_t)$	-0.1587***	0.0380	-0.1679***	0.0388	-0.1711***	0.0404	0.0126	0.0186
$\Delta(lnEXR_t)$	-0.9789***	0.3584	-0.9555**	0.3658	-0.9805**	0.3954	-1.5191***	0.5584
$\Delta(lnCPI_t)$	3.1282***	0.8085	3.1098***	0.8290	3.2824***	0.9045	3.1227**	1.2828
$\Delta(lnGDP_t)$	-0.1055	0.2026	-0.1390	0.2074	-0.1439	0.2147	0.3146	0.3455
$\Delta(DNC_t)$	-0.0001	0.0380	-0.0126	0.0389	-0.0103	0.0403	0.1000	0.0688
$\Delta(DNC_{t-1})$	-	-	-	-	-	-	0.1373	0.0843
การตรวจสอบค่าความคลาดเคลื่อน								
J-B Test	4.5136 [0.1047]		1.6174 [0.4454]		1.2538 [0.5342]		0.4783 [0.7873]	
LM Test	0.3299 [0.7205]		0.1345 [0.8744]		0.2032 [0.8167]		0.5952 [0.5553]	
Hetero Test	1.7389 [0.1025]		1.0796 [0.3928]		1.2803 [0.2694]		0.9793 [0.4767]	

หมายเหตุ: *, ** และ *** คือระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10, 0.05 และ 0.01 ตามลำดับ ส่วน [ ] คือค่า p-value

5. สรุปและอภิปรายผล

การเคลื่อนไหวของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ขึ้นอยู่กับหลายปัจจัย โดยเฉพาะปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค หรือกล่าวได้ว่าเป็นความเสี่ยงที่เป็นระบบ ซึ่งนักลงทุนไม่สามารถหลีกเลี่ยงได้ ประกอบกับวิกฤติโรคระบาดจากการติดเชื้อ COVID-19 ที่เกิดขึ้นในปัจจุบันเป็นอีกปัจจัยหนึ่งที่มีผลต่อเศรษฐกิจโดยรวม และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ ด้วยเหตุนี้การตัดสินใจลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ นักลงทุนควรพิจารณาการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคร่วมกับการระบาดของ COVID-19 การศึกษาครั้งนี้ ได้วิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไทย ด้วยวิธี ARDL ของ Pesaran et al. (2001) โดยใช้ข้อมูลทั้งสิ้น 66 ไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2548 ถึงไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2564 ผลจากการศึกษาชี้ให้เห็นถึงผลกระทบของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคและการระบาด

ของ COVID-19 ต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์[4]เชิงประจักษ์ที่แตกต่างกันในแต่ละดัชนี โดยมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ยกเว้นดัชนี SET100 รวมไปถึง มีการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ทั้งนี้ในช่วงที่มีการระบาดของ COVID-19 ในประเทศไทย ได้สร้างความวิตกกังวลให้กับนักลงทุน และเป็นแรงกระตุ้นให้เกิดการขายหลักทรัพย์จำนวนมาก โดยเฉพาะนักลงทุนต่างประเทศ ซึ่งมีมูลค่าขายสุทธิเฉลี่ยในไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2563 สูงถึง 38,451 ล้านบาท (ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย, 2564ข) เป็นผลทำให้ ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ปรับตัวลดลงแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ หรือกล่าวได้ว่าการระบาดของ COVID-19 ไม่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ ยกเว้นดัชนี MAI เนื่องจากการบริหารจัดการที่ดีของรัฐบาลไทยในช่วงแรกของการระบาด ซึ่งมีจำนวนผู้ติดเชื้อไม่เกิน 200 คนต่อวันใน 3 ไตรมาสแรกของการระบาด (WHO, 2021) สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Chaudhary et al. (2020) ที่ศึกษาในประเทศสหรัฐอเมริกา จีน ญี่ปุ่น อินเดีย ฝรั่งเศส และสหราชอาณาจักร รวมไปถึงโรมาเนีย (Hatmanu & Cautisanu, 2021) และอีก 20 ประเทศใน OECD (Yang & Deng, 2021) ในขณะที่ การระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนี MAI เนื่องจากหลักทรัพย์ในตลาด MAI เป็นหลักทรัพย์ของธุรกิจขนาดเล็กและมีโอกาสเติบโตสูง ด้วยเหตุนี้การลงทุนในตลาด MAI จึงเป็นทางเลือกหนึ่งที่มีโอกาสได้รับผลตอบแทนมากกว่าการฝากเงินกับธนาคารถึงแม้ว่าจะอยู่ในช่วงวิกฤตโรคระบาดก็ตาม และมีมูลค่าซื้อสุทธิเฉลี่ยของนักลงทุนต่างประเทศในไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2563 เท่ากับ 120 ล้านบาท (ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย, 2564ข) สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Brueckner และ Vespignani (2021) ที่อธิบายว่า การระบาดของ COVID-19 ช่วยลดความรุนแรงในการแข่งขันของธุรกิจลง ประกอบกับมาตรการทางด้านสาธารณสุขที่เข้มแข็งของรัฐบาลออสเตรเลียเป็นผลให้การระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์

อีกทั้งการระบาดของ COVID-19 ยังเป็นส่วนหนึ่งที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในปัจจัยเศรษฐกิจมหภาค ซึ่งการที่อัตราดอกเบี้ย (INT) ลดลง หมายความว่าผลตอบแทนจากการออมเงินลดลง ทำให้เกิดการลงทุนในหลักทรัพย์มากขึ้น ในขณะเดียวกันต้นทุนของธุรกิจที่จดทะเบียนในตลาดหลักทรัพย์จะลดลงและส่งผลดีต่อการดำเนินงาน ด้วยเหตุนี้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์จึงปรับตัวเพิ่มสูงขึ้น สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Wongbangpo และ Sharma (2002) ที่ศึกษาในประเทศฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และไทย รวมไปถึงบราซิล ปากีสถาน และอินโดนีเซีย (Linck & Decourt, 2016; Alvi et al., 2019; Setiawan, 2020) อีกทั้งยังเป็นไปตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยของ Keynes (วเรศ อุปปาติก, 2544) สำหรับดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) หรืออัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มสูงขึ้นจะลดอำนาจซื้อของประชาชนลง ดังนั้นประชาชนจึงต้องแสวงหาผลตอบแทนที่สูงกว่าอัตราเงินเฟ้อ และหากพิจารณาถึงอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (อัตราดอกเบี้ยลบอัตราเงินเฟ้อ) จะปรับตัวลดลงตามอัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้น ดังนั้นการลงทุนในหลักทรัพย์จึงเป็นทางเลือกที่จะให้ผลตอบแทนที่ดีกว่าส่งผลให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ปรับตัวเพิ่มสูงขึ้น สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Giri และ Joshi (2017), Khalid และ Khan (2017) และ Karki (2018) ที่ศึกษาในประเทศอินเดีย ปากีสถาน และเนปาล รวมไปถึงเยอรมนี และสหราชอาณาจักร (Jareño et al., 2019) อย่างไรก็ตามอัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มสูงขึ้นหากอยู่ในระดับที่เหมาะสมจะเป็นสัญญาณที่บ่งบอกถึงการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศ ซึ่งผลการวิเคราะห์พบว่า การขยายตัวทางเศรษฐกิจ (GDP) ส่งผลกระทบเชิงลบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ เนื่องจากในช่วงเวลาที่วิเคราะห์เศรษฐกิจไทยมีความผันผวน รวมไปถึงเกิดวิกฤตโรคระบาด จึงส่งผลกระทบต่อการตัดสินใจของนักลงทุนแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ เช่นเดียวกันกับประเทศจีน และสหรัฐอเมริกา (Faisal et al., 2016; Sahoo et al., 2020)

นอกจากนี้ การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศในลักษณะของการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ (FPI) ที่เพิ่มขึ้นส่งผลให้มีปริมาณเงินไหลเข้ามาในตลาดหลักทรัพย์มากขึ้น ประกอบกับการลงทุนในหลักทรัพย์มีสภาพคล่องที่สูง

[4] ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ หมายถึงดัชนี SET, ดัชนี SET50, ดัชนี SET100 และดัชนี MAI

เป็นผลทำให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ปรับตัวเพิ่มสูงขึ้น สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Haider et al. (2017), Shabbir และ Muhammad (2019) และ Demir (2019) ที่ศึกษาในประเทศจีน ปากีสถาน และตุรกี รวมไปถึงไทย (Rujiravanich, 2013) ทั้งนี้ การเคลื่อนย้ายเงินทุนส่วนใหญ่จะไหลเข้ามายังประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่อย่างเช่นประเทศไทย รวมไปถึงประเทศที่ให้อัตราผลตอบแทนสูง ซึ่งตลาดหลักทรัพย์ไทยมีอัตราผลตอบแทนเฉลี่ยใน 4 ไตรมาสย้อนหลังสูงถึง 4.48% ต่อไตรมาส หรือ 17.92% ต่อปี[5] ด้วยเหตุนี้การลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศจึงส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ ในขณะที่การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (FDI) ส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์เช่นเดียวกันแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยสอดคล้องกับผลการวิจัยของ Ray (2012) ที่ศึกษาในประเทศอินเดีย และจากการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศที่เพิ่มขึ้นอาจกดดันให้เกิดอุปทานเงินตราต่างประเทศจำนวนมากและส่งผลทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลง

ทั้งนี้ การที่เงินบาทมีมูลค่าเพิ่มขึ้น (อัตราแลกเปลี่ยนลดลง หรือเงินบาทแข็งค่า) ส่งผลทำให้ธุรกิจที่จดทะเบียนในตลาดหลักทรัพย์ โดยเฉพาะธุรกิจที่ต้องนำเข้าสินค้า หรือวัตถุดิบมีต้นทุนลดลง และมีผลการดำเนินงานที่ดีขึ้น ซึ่งผลักดันให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ปรับตัวสูงขึ้น นอกจากนี้ การแข็งค่าของเงินบาทแสดงให้เห็นถึงความแข็งแกร่งทางเศรษฐกิจไทย ดังนั้น นักลงทุนต่างชาติจึงเคลื่อนย้ายเงินทุนมายังประเทศไทยมากขึ้น โดยนักลงทุนต่างชาติจะได้รับผลตอบแทนทั้งจากการปรับตัวของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ที่เพิ่มขึ้น และเงินบาทที่แข็งค่ามากขึ้น สอดคล้องกับผลการวิจัยของ Maysami et al. (2004), Gan et al. (2006) และ Khan และ Khan (2018) ที่ศึกษาในประเทศสิงคโปร์ นิวซีแลนด์ และปากีสถาน รวมไปถึงไนจีเรีย (Ejem & Ogbonna, 2020) และเป็นไปตามทฤษฎีผลกระทบนานาชาติของฟิชเชอร์ (ธนวรรธน์ ตรีระสหกุลย์ และสุเมธ ธุวดาราตระกูล, 2561)

6. ข้อเสนอแนะ

จากผลการศึกษาจะเห็นได้ว่าปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคเป็นตัวแปรสำคัญที่ส่งผลกระทบต่อการเคลื่อนไหวของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ รวมไปถึงการระบาดของ COVID-19 ที่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ MAI ซึ่งนักลงทุนทั้งในประเทศและต่างประเทศสามารถคาดการณ์ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ได้จากการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจมหภาคและการระบาดของ COVID-19 เพื่อเป็นการป้องกันความเสี่ยงที่เกิดจากความผันผวนของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคภายใต้วิกฤติโรคระบาด อีกทั้งประเทศไทยเป็นประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่อาจมีการเคลื่อนย้ายเงินทุนจากต่างประเทศเป็นจำนวนมาก ด้วยเหตุนี้นักลงทุนควรพิจารณาทั้งอัตราเงินเฟ้อ อัตราดอกเบี้ย อัตราแลกเปลี่ยน และการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ ร่วมกับการระบาดของ COVID-19 มาประกอบการตัดสินใจในการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ไทย และใช้เป็นสัญญาณในการบริหารจัดการพอร์ตเพื่อลดความเสี่ยงจากการลงทุน สำหรับผู้กำหนดนโยบายควรให้ความสำคัญกับปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคที่มีนัยต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์จากผลการศึกษาครั้งนี้ ทั้งการควบคุมค่าเงินบาทไม่ให้แข็งค่าจนเกินไป ถึงแม้ว่าจะเป็นผลดีต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ แต่ส่งผลกระทบเชิงลบต่อผู้ส่งออกสินค้า เนื่องจากเศรษฐกิจไทยพึ่งพิงการส่งออกจำนวนมาก ตลอดจนสนับสนุนและติดตามการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศอย่างใกล้ชิดโดยเฉพาะการลงทุนในหลักทรัพย์ซึ่งมีความผันผวนสูง ยิ่งไปกว่านั้นการลดอัตราดอกเบี้ยจะช่วยลดภาระของภาคธุรกิจลงทำให้มีกำไรเพิ่มขึ้น รวมไปถึงควบคุมการเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อให้อยู่ในระดับต่ำ ซึ่งจะส่งเสริมให้เกิดการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์และผลักดันดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ให้ปรับตัวสูงขึ้น นอกจากนี้สำนักงานคณะกรรมการกำกับหลักทรัพย์และตลาดหลักทรัพย์ หรือ ก.ล.ต.ในฐานะผู้ดูแลตลาดทุนของประเทศไทย ควรดำเนินนโยบายให้ธุรกิจที่จดทะเบียนในตลาด

[5] คำนวณจาก $\left(ln(SET_t) - ln(SET_{t-1})\right)\times 100$

หลักทรัพย์มีการป้องกันความเสี่ยงจากความผันผวนของปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคร่วมด้วย เพื่อส่งเสริมให้เกิดการลงทุนอย่างมีประสิทธิภาพ ตลอดจนก่อให้เกิดการพัฒนาตลาดทุนไทยเป็นไปอย่างยั่งยืน

อย่างไรก็ตาม การศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาเฉพาะปัจจัยเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ และใช้ตัวแปรหุ่นแทนการระบาดของ COVID-19 ซึ่งอธิบายได้เพียงภาพรวมของตลาด และส่งสัญญาณให้นักลงทุนใช้ประกอบการตัดสินใจในการลงทุนเบื้องต้นเท่านั้น ไม่สามารถยืนยันผลตอบแทนจากการลงทุนได้อย่างสมบูรณ์ ทั้งนี้การตัดสินใจในการลงทุนควรพิจารณาปัจจัยเฉพาะธุรกิจร่วมด้วย เพื่อป้องกันความเสี่ยง เนื่องจากตลาดหลักทรัพย์มีการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตและเชื่อมโยงถึงกัน สำหรับประเด็นการระบาดของ COVID-19 อาจต้องศึกษาเพิ่มเติม ถึงแม้ว่าผลการศึกษาจะอธิบายว่าการระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบเชิงบวกต่อดัชนี MAI และไม่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ดัชนีอื่น ทั้งนี้ด้วยข้อจำกัดด้านความแตกต่างในช่วงเวลาของข้อมูล แต่ผลกระทบจากการระบาดของ COVID-19 ในประเทศไทยที่เกิดขึ้นได้สร้างความเสียหายทางเศรษฐกิจ และกระทบต่อความเชื่อมั่นของนักลงทุน รวมไปถึงดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ อีกทั้งยังมีแนวโน้มการระบาดที่ยืดเยื้อ สำหรับการศึกษาในครั้งต่อไปอาจพิจารณาเฉพาะผลกระทบจากการระบาดของ COVID-19 หรือพิจารณาปัจจัยอื่นเพิ่มเติม อาทิ ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศ จำนวนผู้เสียชีวิตจากการติดเชื้อ COVID-19 รายวัน ราคาน้ำมันและราคาทองคำในตลาดโลก เป็นต้น รวมไปถึงวิเคราะห์เปรียบเทียบกับประเทศอื่น ๆ ตลอดจนพิจารณาสินทรัพย์ดิจิทัล ซึ่งเป็นทางเลือกใหม่สำหรับนักลงทุนที่ต้องการแสวงหาความท้าทายในการลงทุนในปัจจุบัน

เอกสารอ้างอิง

ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. (2564ก). *ข้อมูลสถิติทางธุรกิจหลักทรัพย์*. ค้นเมื่อ 4 ตุลาคม 2564, จาก https://www.set.or.th/th/market/securities_company_statistics64.html

ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. (2564ข). *สรุปสถิติสำคัญของตลาดหลักทรัพย์*. ค้นเมื่อ 4 ตุลาคม 2564, จาก https://www.set.or.th/th/market/market_statistics.html

ธนวรรธน์ ตรีระสหกุลย์ และสุเมธ ธุวดาราตระกูล. (2561). ปัจจัยทางเศรษฐกิจที่ส่งผลกระทบต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. *วารสารบริหารธุรกิจศรีนครินทรวิโรฒ*, 9(2), 12-29.

วเรศ อุปปาติก. (2544). *เศรษฐศาสตร์การเงินและการธนาคาร* (พิมพ์ครั้งที่ 6). กรุงเทพฯ : โรงพิมพ์มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

Alber, N., & Saleh, A. (2020). The impact of COVID-19 spread on stock markets: the case of the GCC countries. *International Business Research,* 13(11), 16-24.

Alvi, J., Rehan, M., & Khatri, S. (2019). Role of sovereign indicators in performance of stock market of Pakistan. *Journal of Finance and Economics,* 7(2), 52-61.

Anh, D. L. T., & Gan, C. (2021). The impact of the COVID-19 lockdown on stock market performance: evidence from Vietnam. *Journal of Economic Studies,* 48(4), 836-851.

Brueckner, M., & Vespignani, J. (2021). COVID-19 infections and the performance of the stock market: an empirical analysis for Australia. *Economic Papers,* 40(3), 173-193.

Chaudhary, R., Bakhshi, P., & Gupta, H. (2020). Volatility in international stock markets: an empirical study during COVID-19. *Journal of Risk and Financial Management,* 13(9), 208.

Demir, C. (2019). Macroeconomic determinants of stock market fluctuations: the case of BIST-100. *Economies,* 7(1), 1-14.

Dzomonda, O., & Ngwakwe, C. C. (2020). The link between foreign direct investment and stock exchange value. *EuroEconomica,* 39(3), 38-47.

Ejem, C. A., & Ogbonna, U. G. (2020). Stock prices and exchange rates relations: evidence from Nigerian stock exchange. *IOSR Journal of Economics and Finance,* 11(1), 1-13.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica,* 55(2), 251-276.

Faisal, F., Muhamad, P. M., & Tursoy, T. (2016). Impact of economic growth, foreign direct investment and financial development on stock prices in China: Empirical evidence from time series analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues,* 6(4), 1998-2006.

Forson, J. A., & Janrattanagul, J. (2014). Selected macroeconomic variables and stock market movements: empirical evidence from Thailand. *Contemporary Economics,* 8(2), 154-174.

Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations,* 3(4), 89-101.

Giri, A. K., & Joshi, P. (2017). The impact of macroeconomic indicators on Indian stock prices: an empirical analysis. *Studies in Business and Economics,* 12(1), 61-78.

Gupta, H. (2017). An analysis of impact of FDI on Indian stock market: with special reference to BSE-SENSEX and NSE-CNX NIFTY. *Advances in Economics and Business Management,* 4(1), 13-17.

Haider, M. A., Khan, M. A., Saddique, S., & Hashmi, S. H. (2017). The impact of stock market performance on foreign portfolio investment in China. *International journal of economics and financial issues,* 7(2), 460-468.

Hatmanu, M., & Cautisanu, C. (2021). The impact of COVID-19 pandemic on stock market: evidence from Romania. *International Journal of Environmental Research and Public Health,* 18(17), 9315.

Jareño, F., Escribano, A., & Cuenca, A. (2019). Macroeconomic variables and stock markets: an international study. *Applied Econometrics and International Development,* 19(1), 43-57.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control,* 12(2-3), 231-254.

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.

Karki, D. (2018). Stock market responses to macroeconomic dynamics: testing for long-run equilibrium in Nepal. *Pravaha,* 24(1), 64-82.

Khalid, W., & Khan, S. (2017). Effects of macroeconomic variables on the stock market volatility: the Pakistan experience. *International Journal of Econometrics and Financial Management,* 5(2), 42-59.

Khan, J., & Khan, I. (2018). The impact of macroeconomic variables on stock prices: a case study of Karachi stock exchange. *Journal of Economics and Sustainable Development,* 9(13), 15-25.

Linck, L., & Decourt, R. F. (2016). Stock returns, macroeconomic variables and expectations: evidence from Brazil. *Pensamiento & gestión,* 9(40), 91-112.

Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A. (2004). Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's all-s sector indices. *Journal Pengurusan,* 24, 47–77.

Mukherjee, T. K., & Naka, A. (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error correction model. *Journal of Financial Research,* 18(2), 223–237.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus in China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics,* 37(17), 1979-1990.

Olokoyo, F. O., Ibhagui, O. W., & Babajide, A. (2020). Macroeconomic indicators and capital market performance: are the links sustainable. *Cogent Business & Management,* 7(1), 1792258.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), Econometrics and economic theory in the 20th century: *The Ragnar Frish Centennial Symposium* (pp. 371-413). Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics,* 16(3), 289-326.

Qamruzzaman, Md., Karim, S., & Jahan, I. (2021). COVID-19, remittance inflows, and the stock market: empirical evidence from Bangladesh. *Journal of Asian Finance, Economics and Business,* 8(5), 265-275.

Ray, S. (2012). Testing granger causal relationship between macroeconomic variables and stock price behaviour: evidence from India. *Advances in Applied Economics and Finance,* 3(1), 470-481.

Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory, 13*(3), 341-360.

Rujirarangsan, K., & Chancharat, S. (2019). The impact of coup d'états on the relationship between stock market and exchange rate: evidence from Thailand. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies,* 8(3), 113-122.

Rujiravanich, N. (2013). Impacts of foreign portfolio investment flows on stock prices and exchange rate in Thailand after Asian financial crisis. *Economics and Public Policy Journal, 4*(8), 1-20.

Sahoo, A. P., Patnaik, B., & Satpathy, I. (2020). Impact of macroeconomic variables on stock market -a study between India and America. *European Journal of Molecular & Clinical Medicine,* 7(11), 4469-4486.

Setiawan, S. A. (2020). Does macroeconomic condition matter for stock market evidence of Indonesia stock market performance for 21 years. *The Indonesian Journal of Development Planning,* 4(1), 27-39.

Shabbir, M.S., & Muhammad, I. (2019). The dynamic impact of foreign portfolio investment on stock prices in Pakistan. *Transnational Corporations Review, 11*(2), 166-178.

Wardani, V. S., & Lahuddin, L. (2020). The relationship between current COVID-19 and Indonesia stock market: evidence from ARDL model. *Journal Ekonomi Pembangunan,* 19(1), 101-110.

World Health Organization. (2021). *WHO Coronavirus (COVID-19) Dashboard.* Retrieved on October 4, 2021, from https://covid19.who.int/

Wongbangpo, P., & Sharma, S. C. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interaction: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics,* 13, 27-51.

World Bank. (2021). *Market capitalization of listed domestic companies (% of GDP) - Thailand*. Retrieved on October 4, 2021, from https://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LCAP.GD.ZS?locations=TH

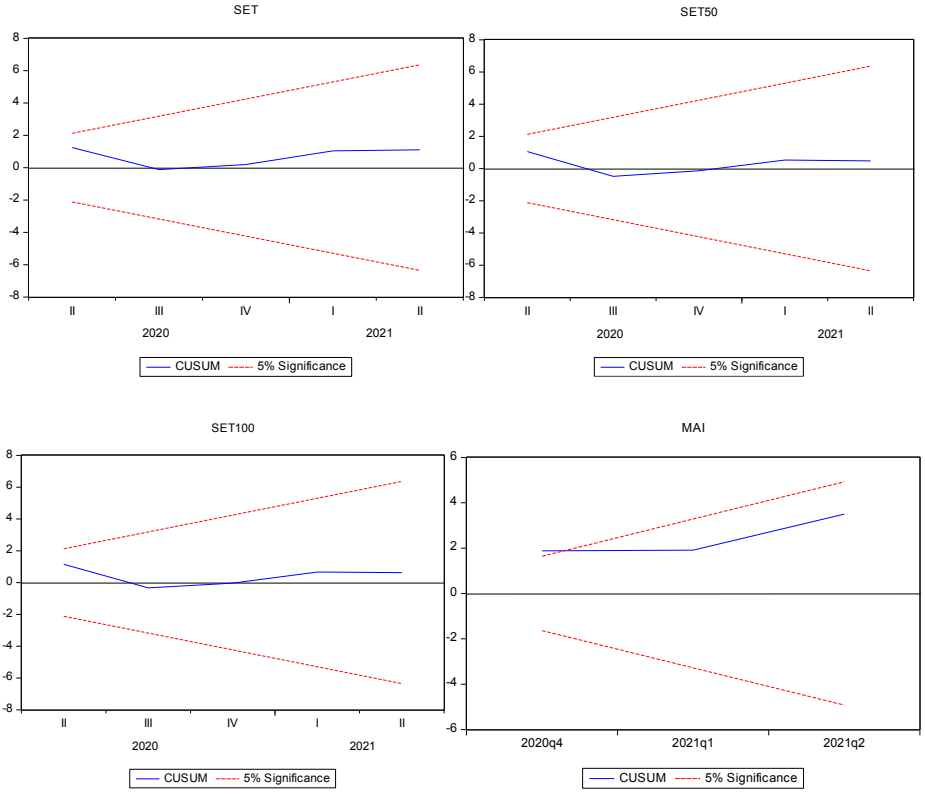
Wuthisatian, R. (2014). Cointegration of stock markets: the case of Thailand. *Review of Market Integration,* 6(3), 297-320.

Yang, H., & Deng, P. (2021). The impact of COVID-19 and government intervention on stock markets of OECD countries*. Asian Economics Letters,* 1(4), 1-6.

ภาคผนวก

รูปภาพประกอบภาคผนวก 1

ผลการทดสอบ Cumulative Sum of Recursive Residuals (CUSUM)



รูปภาพประกอบภาคผนวก 2

ผลการทดสอบ CUSUM of Square (CUSUMSQ)