Applied Economics Journal Vol. 22 No. 2 (December 2015): 102-134
Copyright © 2015 Center for Applied Economics Research
ISSN 0858-9291

Received: 21 April 2015
Received in revised form: 27 July 2015
Accepted: 3 August 2015

The Spillover of Capital Inflows and The Role of United States Quantitative Easing on Thailand, Brazil, and India Countries' Macroeconomic*

Sarawut Meepornsawan **
Faculty of Economics, Chiang Mai University, Chiang Mai, Thailand
Roengchai Tansuchat
Faculty of Economics, Chiang Mai University, Chiang Mai, Thailand E-mail: roengchaitan@gmail.com

In 2008, United States (U.S), their Conventional Monetary Policy can't recover their economy. Thus, The Federal Reserve Bank must come out the use of Unconventional Monetary Policy known as "Quantitative Easing" (QE). But, the U.S. economy stills no sign of recovery and continues to employ this policy further. As a result, these lead the capital inflows to the Emerging Market Economies (EMEs) which have a good economic growth and higher yield in investment. Thus, this research aims to study the effect of capital inflows on macroeconomic variables of emerging economies comprising Thailand, Brazil, and India. The scope of this study is cover an announced of QE since the end of 2008 to 2013 and employ an approach of Markov-switching Vector Autoregressive model as a tool innovation to study the impact arising. The findings reveal that the changes in the growth rate of capital inflows in portfolio and direct investment in both expansion regime (Regime 1) and the recession regime (Regime 2) affect to the direction of the growth rate of the capital market group, interest rate group, exchange rate group, international trade group, the production group and the price index group in different directions, which was described by the results of the Intercept term that is regime dependent. In the case of the relationship between endogenous and exogenous variables, there are explained by autoregressive parameters term which is regime independent. Additionally, the response of the growth rate of the variables to the shock in the growth of the FPI and FDI tends to move in the steady state within 6 months. However, there were some variables moves in steady state in long period of time.

Keywords: Capital Inflows, Quantitative Easing, Macroeconomic variables, Markov-switching VAR

* This paper is a part of the master's thesis "The Spillover Effects of Capital Flow from the Quantitative Easing of United State on Thailand, Brazil and India Economy"

** Corresponding author: Sarawut Meepornsawan, E-mail: sarawutmeep@gmail.com

วารสารเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ ปีที่ 22 ฉบับที่ 2 (ธันวาคม 2558): 102-134
ลงวนลิขสิทธิ์ © 2558 ศูนย์วิจัยเศรษฐศาสตร์ประยุกต์
ISSN 0858-9291

การล้นไหลของเงินทุนไหลเข้าจากต่างประเทศและบทบาทของมาตรการผ่อนคลายทางการเงินสหรัฐอเมริกาต่อเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย *

สราวุฒิ มีพรสวรรค์ **
คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ เชียงใหม่ 50200
เริงชัย ตันสุชาติ
คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ เชียงใหม่ 50200 อีเมล์: roengchaitan@gmail.com

บทคัดย่อ

ในปีค.ศ. 2008 นโยบายการเงินแบบปกติไม่สามารถทำให้เศรษฐกิจของสหรัฐฯ ฟื้นตัวได้ ธนาคารกลางสหรัฐฯ จึงต้องออกมาใช้นโยบายการเงินไม่ปกติที่เรียกว่า “มาตรการผ่อนคลายทางการเงิน (QE)” แต่ถึงกระนั้น เศรษฐกิจสหรัฐฯ ยังไม่มีทีท่าฟื้นตัวและยังคงใช้นโยบายดังกล่าวอยู่เป็นระยะๆ ทำให้เกิดกระแสเงินทุนไหลเข้าไปยังประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่ที่มีการเติบโตทางเศรษฐกิจที่ดีและมีอัตราผลตอบแทนในการลงทุนสูงกว่า ซึ่งการวิจัยในครั้งนี้เป็นการศึกษาผลของการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของกระแสเงินทุนไหลเข้าต่อตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคของประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่ไทย บราซิล และอินเดีย โดยระยะเวลาศึกษาจะครอบคลุมในช่วงที่สหรัฐฯ ได้ประกาศใช้นโยบาย QE ตั้งแต่ช่วงปลายปี ค.ศ. 2008 ถึงช่วงปี ค.ศ. 2013 โดยใช้แนวคิดของแบบจำลองสลับสับเปลี่ยนในกลุ่มมาร์คอฟเวกเตอร์ออโต้รีเกรสซีพมาเป็นเครื่องมือในการศึกษาถึงผลกระทบที่เกิดขึ้น จากผลการศึกษาพบว่า การเปลี่ยนแปลงในอัตราการเติบโตของเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์และเงินทุนไหลเข้าโดยตรงจากต่างประเทศทั้งในสถานะขยายตัว (อาณาเขตที่ 1) และสถานะชะลอตัว (อาณาเขตที่ 2) มีผลต่อทิศทางของอัตราการเติบโตของกลุ่มตลาดทุน กลุ่มอัตราดอกเบี้ย กลุ่มอัตราแลกเปลี่ยน กลุ่มการค้าระหว่างประเทศ กลุ่มการผลิต และกลุ่มดัชนีราคา ในทิศทางที่แตกต่างกัน ซึ่งถูกอธิบายได้ด้วยผลของค่าพจน์ค่าคงที่ที่ขึ้นอยู่กับสถานะ อีกทั้งความสัมพันธ์ร่วมระหว่างตัวแปรสามารถอธิบายได้ด้วยพารามิเตอร์ถดถอยในตัวเองที่ไม่ขึ้นอยู่กับสถานะ นอกจากนี้ การตอบสนองของอัตราการเติบโตของตัวแปรต่างๆ ที่เกิดจากผลของการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน ในอัตราการเติบโตของเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ และเงินทุนไหลเข้าโดยตรงจากต่างประเทศ โดยส่วนใหญ่จะสร้างความผันผวนขึ้นและมีแนวโน้มเข้าสู่ภาวะปกติในระยะเวลาอันสั้นไม่เกิน 6 เดือน และมีเพียงบางตัวแปรที่มีแนวโน้มเข้าสู่ภาวะปกติโดยใช้ระยะเวลายาวนาน

คำสำคัญ: กระแสเงินทุนไหลเข้า, มาตรการ QE สหรัฐฯ, ตัวแปรเศรษฐกิจมหภาค, มาร์คอฟสวิสชิ่งวาร์

* บทความนี้เป็นส่วนหนึ่งของวิทยานิพนธ์ “ผลกระทบของการเคลื่อนย้ายเงินทุนจากมาตรการผ่อนคลายทางการเงินสหรัฐอเมริกาต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย”

** ติดต่อผู้เขียน: สราวุฒิ มีพรสวรรค์ อีเมล์: sarawutmeep@gmail.com

บทนำ

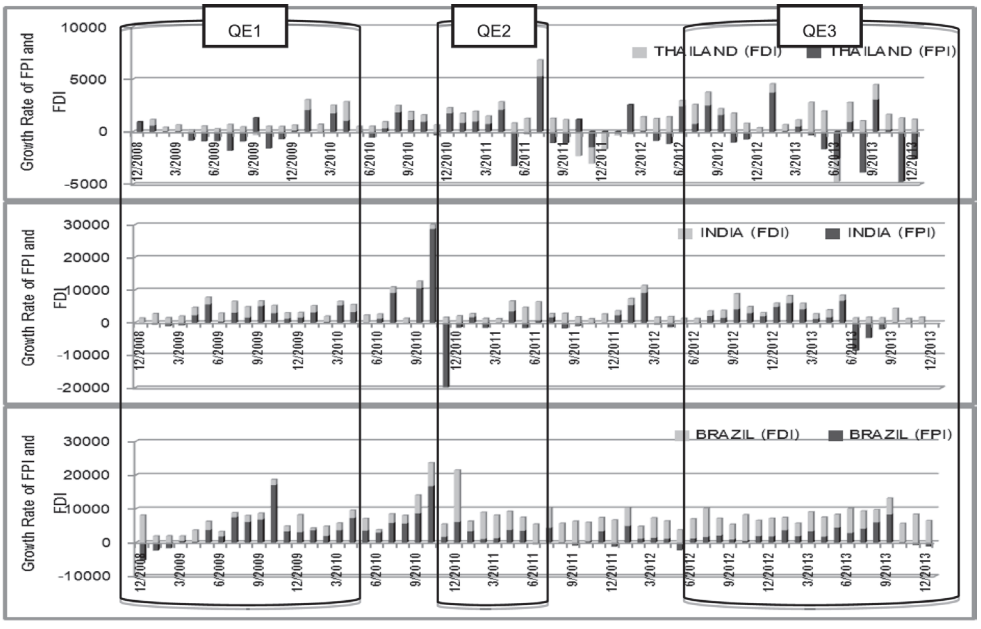
บริบทของเศรษฐกิจโลกในปัจจุบันได้มีการเชื่อมโยงกันมากผ่านช่องทางด้านการค้า การลงทุนและการเงินระหว่างประเทศ โดยเฉพาะด้านการเงิน เมื่อเกิดวิกฤติการเงินขึ้นจะเป็นสาเหตุแพร่กระจายไปสู่ระบบเศรษฐกิจระหว่างภูมิภาคได้อย่างรวดเร็วและสร้างความผันผวนมหาศาลให้กับระบบเศรษฐกิจ ในช่วงปีค.ศ. 2008 วิกฤติการเงินโลกสหรัฐฯ (Subprime) เป็นบทเรียนที่สร้างความเสียหายอย่างมากให้กับเศรษฐกิจในภูมิภาคอื่นๆ ทั่วโลก เศรษฐกิจโลกโดยรวมได้เข้าสู่ภาวะเศรษฐกิจถดถอยอย่างหนัก ซึ่งสาเหตุเริ่มจากการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อดูแลเสถียรภาพของระบบการเงิน ได้มีการผ่อนคลายกฎเกณฑ์ในการกำกับสถาบันการเงินมากขึ้น สถาบันการเงินทั้งหลายสามารถทำธุรกรรมประเภทใหม่ๆ ได้มากขึ้นตามมา ธุรกรรมที่เป็นต้นเหตุหลักของวิกฤติในครั้งนี้คือการเกิดตราสารหนี้ประเภทสินเชื่ออสังหาริมทรัพย์ด้อยคุณภาพจำนวนมาก (Collateralized debt obligations: CDOs) ซึ่งเป็นการแปลงสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยของตลาดอสังหาริมทรัพย์ของสหรัฐฯ ผ่านกระบวนการแปลงเป็นหุ้นกู้ที่เรียกว่า “Mortgage-Backed Security (MBS)” เพื่อการเก็งกำไรรวมกับความซับซ้อนของเครื่องมือทางการเงินทำให้เอื้อประโยชน์แก่ผู้กู้ที่ไม่มีประสิทธิภาพหรือ Subprime มีการผิดชำระหนี้มากขึ้นๆ จนสถาบันการเงินหลายแห่งล้มละลายและก่อให้เกิดวิกฤตตามมาเป็นวงกว้างต่อภูมิภาคต่างๆ ทั่วโลก

หลังจากนั้น เศรษฐกิจของสหรัฐฯ ได้เข้าสู่ภาวะถดถอยอย่างรุนแรง ธนาคารกลางสหรัฐฯ (FED) ได้ดำเนินการลดอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (Fed Funds Rate) ลงจนถึงระดับร้อยละ 0 – 0.25 เพื่อกระตุ้นเศรษฐกิจให้ดีขึ้น จนปลายปีค.ศ. 2008 ก็ไม่สามารถแก้ปัญหาลงได้ FED จึงได้ใช้นโยบายทางการเงินแบบไม่ปกติ (Unconventional Monetary Policy) โดยใช้มาตรการผ่อนคลายทางการเงิน (Quantitative Easing: QE) ทำการอัดฉีดเงินเข้าสู่ระบบเพื่อเป็นการเพิ่มสภาพคล่องให้กับระบบธนาคารและช่วยกระตุ้นและรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจ โดยมาตรการ QE1 (ธ.ค.ปี 2008 – มี.ค.ปี 2010) FED ใช้มาตรการ QE เพื่อเสริมสร้างสภาพคล่องให้กับระบบธนาคารและพยุงราคาอสังหาริมทรัพย์ โดยเข้าซื้อตราสารหนุนหลังโดยสินเชื่ออสังหาริมทรัพย์ (MBS) ผ่านโครงการ Term Asset-Backed Loan Facilities (TALF) ทำให้งบดุลการเงินของธนาคารกลางเพิ่มขึ้นกว่าเท่าตัวและเป็นการเพิ่มปริมาณเงิน (High Power Money) ในระบบกว่า 1.25 ล้านล้านดอลลาร์ สรอ.แต่ทำให้ตัวเลข GDP ยังอยู่ในระดับต่ำ อัตราการว่างงานยังสูงถึงร้อยละ 9.6 ดังนั้นเมื่อเศรษฐกิจยังไม่ฟื้นตัวมากนัก มาตรการ QE2 (พ.ย. ปี 2010 – มิ.ย. ปี 2011) และมาตรการ QE3 (ก.ย. ปี 2012 เป็นต้นมา) ก็ถูกนำมาใช้ขึ้นโดยการเข้าซื้อ MBS และ Treasury Bonds (TBs) ในสัดส่วนที่ลดหลั่นไปตามเป้าประสงค์ของ Fed

นอกจากนี้ทั้งการแสดงท่าทีถ้อยแถลงและการประกาศใช้จริงของมาตรการ QE ของ Fed

ได้สร้างความผันผวนให้กับตลาดหุ้น ตลาดทุน ตลาดเงิน ตลาดอัตราแลกเปลี่ยน และตลาดสินค้าโภคภัณฑ์ขึ้น โดยเฉพาะในประเทศตลาดเกิดใหม่ (EMEs) เพราะเมื่อเศรษฐกิจสหรัฐฯ ไม่ฟื้นตัว การลงทุนในรูปแบบเงินทุนเคลื่อนย้ายระหว่างประเทศทั้งการลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ (Foreign Portfolio Investment) ซึ่งเป็นการลงทุนในระยะสั้นและระยะกลาง และการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (Foreign Direct Investment: FDI) ซึ่งเป็นการลงทุนระยะยาว เงินทุนเหล่านี้มีแนวโน้มไหลเข้าไปในประเทศ EMEs ที่มีความเสี่ยงด้านเศรษฐกิจและการเมืองต่ำและสามารถให้อัตราผลตอบแทนที่สูงกว่า แต่เม็ดเงินที่ไหลเข้ามามหาศาลส่งผลให้ค่าเงินแข็งค่าขึ้น โดยเฉพาะสกุลเงินเอเชีย และส่งผลต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจที่สำคัญในประเทศ EMEs ในระยะเวลาต่อมา แต่กรณีถ้า FED แสดงท่าทีอาจยุติมาตรการ QE เพราะเห็นว่าเศรษฐกิจเริ่มฟื้นตัวมากขึ้น พฤติกรรมของนักลงทุนเริ่มเปลี่ยนย่อมดึงดูดให้เงินทุนไหลออกกลับไปยังประเทศดั้งเดิม ทั้งๆที่เมื่อถึงเวลาที่ FED ได้ประกาศออกมาว่า ยังไม่ยุติมาตรการ QE หรือกรณีที่ยุติ QE จริง โดยการชะลอวงเงินการเข้าซื้อ MBS และ TBs ลง ก็สามารถทำให้เงินทุนไหลเข้าและไหลออก เกิดสงครามทางการเงินแก่ประเทศ EMEs ทำให้โครงสร้างของสภาวะเศรษฐกิจการเงิน และภาคส่วนต่างๆ ที่อยู่ในระบบเศรษฐกิจในประเทศ EMEs ได้รับผลกระทบตามๆ กัน

ในการศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงของเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์และเงินทุนไหลเข้าโดยตรงจากต่างประเทศของไทย บราซิล และอินเดีย ที่มีผลต่อตัวแปรเศรษฐกิจมหภาค กรณีศึกษาไทย เนื่องจากพื้นฐานทางเศรษฐกิจที่ดีและความเสี่ยงภายในประเทศได้ลดลง กรณีบราซิล มีการเติบโตทางเศรษฐกิจแข็งแกร่งและมีความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยสูง และอินเดียที่มีการฟื้นตัวได้เร็วหลังเกิดวิกฤติการเงินโลก ทำให้เงินทุนไหลเข้ามาประเทศเหล่านี้จำนวนมากในช่วงที่มาตรการ QE ถูกประกาศใช้ (ภาพที่ 1) ลำดับถัดไปของการศึกษาจะประกอบด้วย แนวคิดของแบบจำลอง ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา วิธีการศึกษา ผลการศึกษาและสรุปผลการศึกษา



ภาพที่1 ปริมาณเงินทุนเคลื่อนย้ายไหลเข้าในหลักทรัพย์ระหว่างประเทศ (Foreign Portfolio Investment: FPI) และปริมาณเงินทุนเคลื่อนย้ายไหลเข้าโดยตรงระหว่างประเทศ (Foreign Direct Investment: FDI) ในช่วงการใช้มาตรการ QE ของสหรัฐฯ

ที่มา: ฐานข้อมูล CEIC Data Manager

แนวคิดของแบบจำลอง แบบจำลองที่ใช้ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา และวิธีการศึกษา

แนวคิดพื้นฐานของแบบจำลอง

การศึกษาในครั้งนี้จะประยุกต์ใช้แนวคิดของแบบจำลองสลับสับเปลี่ยนแบบมาร์คอฟเวกเตอร์ออโต้รีเกรสซีพ (Markov-switching Vector Autoregressive หรือ MS-VAR) ซึ่งเป็นเครื่องมือทางเศรษฐมิติที่ใช้ในการอธิบายข้อมูลในลักษณะของข้อมูลเชิงไม่เป็นเส้นตรง (Non-linear Data) โดยเฉพาะข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) โดยวิธีการนี้มีความได้เปรียบในการจับลักษณะการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างของวัฏจักรเศรษฐกิจ (Structural Break) ที่มีรูปแบบเชิงพลวัตรและรูปแบบความผันผวนได้เป็นอย่างดี อีกทั้งยังสามารถทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ร่วม (Co-Movement) ระหว่างตัวแปรได้จำนวนหลายตัวแปร ดังนั้น แบบจำลองนี้จึงสามารถนำไปประยุกต์ใช้กับตัวแปรเศรษฐกิจมหภาค (Macroeconomics) ที่มีจำนวนมากได้

MS-VAR เป็นแบบจำลองที่มีข้อสมมติว่า ตัวแปรที่นำมาใช้วิเคราะห์วัฏจักรเศรษฐกิจเพื่อดูความผันผวนที่เกิดขึ้นนั้น จะอยู่ภายใต้แบบจำลอง VAR ที่มีการเปลี่ยนแปลงสถานะที่แตกต่างกัน (Regimes) ซึ่งสามารถพิจารณาได้ในลักษณะเดียวกันกับรูปแบบทั่วไปของแบบจำลอง VAR โดยพิจารณาจากการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive) ลำดับที่ p สำหรับ K มิติของเวกเตอร์อนุกรมเวลาดังนี้

$$y_t = \nu + \sum_{j=1}^{p} A_j(y_{t-j}) + u_t$$

$$y_t = \nu + A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

โดยกำหนดให้ y_t คือ เวกเตอร์ของค่าที่ถูกสังเกตในเทอมปัจจุบัน y_{t-j} คือ เวกเตอร์ของค่าที่ถูกสังเกตในเทอมอดีต, ν คือ เวกเตอร์ของค่าคงที่ (Intercept Term), u_t คือ เวกเตอร์ของ White Noise Process ซึ่ง $u_t \sim IID(0, \sum$ และ $y_0, \ldots, y_{t-p}$ ถูกกำหนดให้คงที่ และ A_j คือ ค่าล้าหลัง (Lag Polynomial) ที่มีมิติ $(K \times K)$ ใน Lag Operator L นั้นคือ $A(L) = I_K - A_1 L - \ldots - A_p L^p$ ซึ่งจะได้ว่า $y_{t-j} = L^j y_t$ นอกจากนี้ ถ้าการแจกแจงแบบปกติของค่าความคลาดเคลื่อนได้ถูกสมมติเป็น $u_t \sim NID(0, \sum)$ ซึ่งสมการ (1) เราทราบสมการพจน์ค่าคงที่ (Intercept Term) ของแบบจำลอง Gaussian $VAR(p)$ ทำให้สมการนี้สามารถปรับสมการใหม่โดยปรับค่าเฉลี่ย (Mean Adjusted) ซึ่งจะยังอยู่ในรูปของแบบจำลองเวกเตอร์ออโต้รีเกรสซีพ (VAR) ได้ดังนี้

$$y_t - \mu = A_1(y_{t-1} - \mu) + \ldots + A_p(y_{t-p} - \mu) + u_t \quad (2)$$

โดยที่ $\mu = (I_K - \sum_{j=1}^{P} A_j)^{-1} \nu$ คือ ค่าเฉลี่ยของ y_t ที่มีมิติ $(K \times 1)$

จากรูปทั่วไปของแบบจำลองเวกเตอร์ออโต้รีเกรสซีพ (VAR Model) ที่มีการปรับค่าเฉลี่ย (Mean-Adjusted VAR (p)) ในสมการ (2) โดยหากเราพิจารณา MS-VAR ลำดับที่ p และมี M สถานะ (Regime) จะได้ว่า

$$y_t - \mu(S_t) = A_1(S_t)(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \ldots + A_p(S_t)(y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + u_t \quad (3)$$

ซึ่ง $u_t \sim NID(0, \sum(S_t))$ และ $\mu_t(S_t), A_1(S_t), \ldots, A_p(S_p), \sum(S_t)$ คือ ค่าพารามิเตอร์ที่เปลี่ยนฟังก์ชันได้ โดยขึ้นอยู่กับค่าพารามิเตอร์ $\mu, A_1, \ldots, A_p, \sum$ บนสถานะ S_t ที่เกิดขึ้นจริง อาทิเช่น

$$\mu(S_t) = \begin{cases} \mu_1 & if \quad S_t = 1 \\ \cdots & \\ \mu_M & if \quad S_t = M \end{cases} \quad (4)$$

จากสมการ (3) หลังจากเกิดการสลับเปลี่ยนขึ้นในสถานะ จะมีลักษณะการเปลี่ยนที่เกิดขึ้นอย่างฉับพลันแบบครั้งเดียว (Immediate One-Time Jump) ในกระบวนการค่าเฉลี่ย ซึ่งบางครั้งเป็นไปได้ที่ว่าค่าเฉลี่ยอาจมีความราบเรียบ (Mean Smoothly) หลังจากการส่งผ่านสลับเปลี่ยนจากสถานะหนึ่งไปยังอีกสถานะหนึ่ง ดังนั้น สถานการณ์นี้ทำให้ได้แบบจำลองที่มีการสลับสับเปลี่ยนสถานะในพจน์ค่าคงที่ (Regime-Dependent Intercept Term: $\nu(S_t)$) เกิดขึ้นดังสมการต่อไปนี้

$$y_t = \nu(S_t) + A_1(S_t) y_{t-1} + \ldots + A_p(S_t) y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

เมื่อทำการเปรียบเทียบแบบจำลองที่มีการปรับตัวของค่าเฉลี่ย (Mean Adjusted) จากสมการ (3) และแบบจำลองที่ขึ้นอยู่กับพจน์ค่าคงที่ (Regime-Dependent Intercept Term) ในสมการ (5) จะพบว่าไม่เท่ากัน โดยการปรับตัวของค่าเฉลี่ย ($\mu(s_t)$) มีสาเหตุจากการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันของเวกเตอร์อนุกรมเวลาที่ถูกสังเกตไปยังระดับใหม่ (New Level) ในขณะที่การปรับตัวของพจน์ค่าคงที่ $\nu(S_t)$ จะมีการตอบสนองเพียงครั้งเดียวและปรับตัวทั้งสถานะ (Once-And-For-All Regime) โดยทั้งสองลักษณะนี้จะมี White Noise ของ u_t เท่ากัน

ในระบบสมการในแบบจำลอง MS-VAR ค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองจะประกอบไปด้วยค่าสัมประสิทธิ์ (Coefficient) ค่าความแปรปรวน (Variance) และส่วนตัดขวาง (Intercept Term) ที่ถูกกำหนดให้ขึ้นอยู่กับสถานะ (Regimes) อย่างไรก็ดี ในการศึกษาหนึ่งๆ นั้นการประมาณค่าแบบจำลองควรเลือกโครงสร้างแบบจำลองให้มีความสอดคล้องกับวัตถุประสงค์ สำหรับงานศึกษานี้ จะใช้ลักษณะเฉพาะของแบบจำลอง MS-VAR ที่อยู่ในตระกูลของ MSI (Markov-switching Intercept Term) ในลักษณะโครงสร้างต่างๆ เนื่องจากแบบจำลอง MSI-VAR เป็นแบบจำลองที่บ่งบอกว่าเมื่อเกิดผลกระทบของช็อก (Shock) เกิดขึ้น จะทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงสถานะจากสถานะหนึ่งไปยังอีกสถานะหนึ่งแล้วจะส่งผลต่อตัวแปรที่สนใจเกิดการเปลี่ยนแปลงทิศทาง หรือสามารถอธิบายได้ว่า เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงในตัวแปรช็อก สถานะของค่าพจน์ค่าคงที่ (Intercept) เปลี่ยนแปลง ผลที่ตามมาคือ ตัวแปรมหภาคต่างๆ ที่ใช้ในการศึกษาหรือตัวแปรค่าที่ถูกสังเกต (y_t) เปลี่ยนแปลงขึ้น แต่สำหรับตระกูล MSM (Markov-switching Mean) เป็นเพียงการเปลี่ยนแปลงในค่าเฉลี่ยเท่านั้น และส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงจากสถานะหนึ่งไปยังอีกสถานะหนึ่งเลย (Krolzig, 1997) ฉะนั้น แบบจำลอง MSI-VAR จึงมีความเหมาะสมที่จะใช้ในการอธิบายและมีความสอดคล้องกับวัตถุประสงค์ของการศึกษามากที่สุด ซึ่งการพิจารณาแบบมีความเจาะจงในลักษณะของแบบจำลองนี้ จะทำให้ผลการศึกษาสามารถตอบโจทย์วัตถุประสงค์ได้ดียิ่งขึ้น (Payaslioglu, 2008) นอกจากนี้ เนื่องจากค่าพารามิเตอร์ทั้งหมดอาจไม่จำเป็นต้องขึ้นอยู่กับสถานะโดยสามารถปรับให้ค่าพารามิเตอร์บางตัวเท่านั้นที่ขึ้นอยู่กับสถานะเพื่อให้มีความยืดหยุ่นมากขึ้นในการวิเคราะห์เพื่อหาแบบจำลองที่สามารถตอบโจทย์ ระดับความมีนัยสำคัญในการศึกษาได้

Krolzig (1997) ได้แบ่งลักษณะของแบบจำลอง MSI-VAR เป็น 4 รูปแบบ ดังตารางที่ 1 คือ 1) MSI-VAR ทั่วไป ซึ่ง Intercept Term จะถูกสมมติให้เกิดการ switch ขึ้นระหว่างสถานะ (Regime) และกำหนดให้ค่าพารามิเตอร์ที่ถดถอยในตัวเองในระบบ (Autoregressive Parameters) หรือค่า Coefficient ถูกปรับโครงสร้างไม่ให้มีการเปลี่ยนแปลงที่ขึ้นอยู่กับสถานะ 2) MSIH-VAR ถูกสมมติให้ Intercept Term และ Variance Covariance Matrices (Heteroskedasticity: H) เกิดการ switch ขึ้นระหว่างสถานะ (Regime) ทั้งคู่ และกำหนดให้ค่า Coefficient ถูกปรับโครงสร้างไม่ให้มีการ

เปลี่ยนแปลงที่ขึ้นอยู่กับสถานะ 3) MSIA-VAR ถูกสมมติให้ Intercept Term และค่า Coefficient เกิดการ switch ขึ้นระหว่างสถานะ (Regime) ทั้งคู่ และ 4) MSIAH-VAR ถูกสมมติให้ค่าพารามิเตอร์ทั้งหมดเกิดการ switch ขึ้น

ตารางที่ 1 คุณลักษณะเฉพาะของแบบจำลองสลับสับเปลี่ยนมาร์คอฟเวกเตอร์ออโต้รีเกรสซีพ (MS-VAR)

		MSM	MSI		
		μ ผันแปร	μ ไม่ผันแปร	ν ผันแปร	ν ไม่ผันแปร
A_j ไม่ผันแปร	Σ ไม่ผันแปร	MSM-VAR	MVAR (linear)	MSI-VAR	VAR (linear)
	Σ ผันแปร	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_j ผันแปร	Σ ไม่ผันแปร	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ ผันแปร	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

หมายเหตุ: μ : mean; ν : intercept; Σ : variance; A_j : matrix of autoregressive parameters.
ที่มา: Krolzig (1997)

การกำหนดตัวแปรที่ไม่ถูกสังเกตหรือตัวแปรที่กำหนดสถานะ (S_t) โดยที่ $(S_t \in \{1,...,M\})$ ในเบื้องต้นจะมี 2 สถานะคือ สถานะขยายตัว (Expansion) และสถานะชะลอตัว (Recession) ซึ่งการเปลี่ยนแปลงของ (S_t) จะถูกควบคุมด้วยกระบวนการเฟ้นสุ่มแบบมาร์คอฟที่ไม่ต่อเนื่อง (Discrete State Markov Stochastic Process) กระบวนการนี้จะถูกกำหนดให้อยู่ในรูปของระดับความน่าจะเป็นแบบเปลี่ยนสถานะ (Transition Probabilities) สามารถแสดงดังสมการ (6)

$$P_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j \mid S_t = i), \sum_{j=1}^{M} P_{ij} = 1 \quad \forall_{i,j} \in \{1,...,M\} \tag{6}$$

สำหรับเงื่อนไขความหนาแน่นของความน่าจะเป็นในการดำรงอยู่ในแต่ละสถานะของเวกเตอร์ของค่าที่ถูกสังเกต (y_t) จะมีรูปแบบสมการดังนี้

$$p(y_t \mid Y_{t-1}, S_t) = \begin{cases} f(y_t \mid Y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } S_t = 1 \\ \vdots & \\ f(y_t \mid Y_{t-1}, \theta_M) & \text{if } S_t = M \end{cases} \tag{7}$$

โดยกำหนดให้ θ_m คือ ค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองเวกเตอร์ออโต้รีเกรสซีพ (VAR) ภายใต้สถานะ (Regime) $m = 1,...,M$ และ Y_{t-1} คือ ค่าที่ถูกสังเกตในเทอมอดีต (Lagged endogenous variables) และความน่าจะเป็นของการเปลี่ยนสถานะจะขึ้นอยู่กับสถานะในอดีต (Transition probabilities) ดังนั้น ความน่าจะเป็นอย่างมีเงื่อนไขของ y_t ก็จะขึ้นอยู่กับ (S_{t-1}) ด้วย ดังสมการ (8)

$$P_{ij} = \Pr(y_t \mid Y_{t-1}, S_{t-1}) = \Pr(y_t \mid Y_{t-1}) \tag{8}$$

โดยที่ P_{ij} คือ ความน่าจะเป็นของการเปลี่ยนจากสถานะ i ไปสถานะ j และหากรวมความน่าจะเป็นของเปลี่ยนสถานะซึ่งอยู่ในรูปของเมทริกซ์ที่มีมิติ $(M \times M)$ ซึ่งมิตินี้จะได้เมทริกซ์การเปลี่ยนสถานะ (Transition Matrix) ได้ ดังสมการที่ (9) คือ

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \tag{9}$$

พื้นฐานของแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

การศึกษาในครั้งนี้ได้นำพื้นฐานของแบบจำลอง MSI(M)-VAR(q) (The MS-VAR Intercept Regime Dependent Model)ของ Krolzig (1997) ที่พัฒนาใหม่โดย Bellone (2005) มาใช้ในการวิเคราะห์ ซึ่งมีรูปแบบสมการดังนี้

$$y_t = \nu_{S_t} + y_{t-1} \cdot \delta_1 + \ldots + y_{t-q} \cdot \delta_q + \mu_t = l_p \cdot \beta_{S_t} + (y_{t-1}, \ldots, y_{t-q}) \cdot \delta + u_t \tag{10}$$

โดยที่ y_t คือ เวกเตอร์กลุ่มตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคในแต่ละด้าน ณ เวลา t

S_t คือ กลุ่มตัวแปรสุ่มที่ไม่ได้ถูกสังเกตหรือตัวแปร Shock ที่จะทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงจากสถานะหนึ่งไปอีกสถานะหนึ่ง

ν_t คือ เวกเตอร์ของค่า Intercept q คือ จำนวน lag เทอม M คือ จำนวนสถานะ (Regimes)

β_{s_t} คือ เวกเตอร์ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของแต่ละกลุ่มปัจจัย ซึ่งขึ้นอยู่กับสถานะ (Regime) ณ เวลาที่ t

δ คือ เมทริกซ์ของค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของแต่ละตัวแปรที่ไม่ได้ขึ้นอยู่กับสถานะ

p คือ จำนวนตัวแปรที่เหมาะสมที่ใส่ในแบบจำลอง ซึ่งส่วนใหญ่จะไม่เกิน 5 ตัวแปร เนื่องจากถ้าเกินมักเกิดปัญหา Overparameter หรือขั้นตอนกระบวนการประมวลผลไม่สามารถประมาณค่าผลออกมาได้

l_p คือ เวกเตอร์ที่มีขนาด (l, p) โดยเป็นเวกเตอร์ของ l

u_t คือ เวกเตอร์ของค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่ง $u_t \mid S_t \sim N(0, \sum_{S_t})$

โดย $\Sigma_{S_t} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}(S_t) & \sigma_{12}(S_t) \\ \sigma_{21}(S_t) & \sigma_{22}(S_t) \end{bmatrix}$; $\sigma_{ii}(S_t) = \sigma_i^2(S_t) \qquad \sigma_{ii}(S_t) \geq 0$

$\sigma_{ij}(S_t) = \rho_{ij}(S_t) \cdot \sigma_i(S_t) \sigma_j(S_t), \forall_i \neq j \in \{1,2\}$

$(S_t) = \{1,2\}$

และการศึกษาครั้งนี้จะสนใจตัวแปรสุ่มที่ไม่ได้ถูกสังเกตหรือตัวแปร Shock คือ ปริมาณเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์ของนักลงทุนจากต่างประเทศ (Foreign Portfolio Investment: FPI) และปริมาณเงินทุนไหลเข้าโดยตรงของนักลงทุนจากต่างประเทศ (Foreign Direct Investment: FDI)

ดังนั้น 1 จะแสดงถึง สถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์แบบมีอัตราขยายตัว

ณ เวลา และ สถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าโดยตรงแบบมีอัตราขยายตัว ณ เวลา *t*

2 จะแสดงถึง สถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์แบบมีอัตราชะลอตัว

ณ เวลา และ สถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าโดยตรงแบบมีอัตราชะลอตัว ณ เวลา *t*

หมายเหตุ: การอธิบายสถานะของสถานการณ์ต่างๆ จะสมมติให้แนวโน้มการเจริญเติบโตในระยะยาวคงที่

จากตารางที่ 1 การจะพิจารณาว่าโครงสร้างของแบบจำลอง MSI-VAR รูปแบบใดใน 4 รูปแบบที่เหมาะสมที่สุดสำหรับแต่ละข้อมูลนั้น จะพิจารณาจากค่าสถิติ Akaike Information Criteria (AIC) และ Bayesian Information Criteria (BIC) ที่ต่ำที่สุด เนื่องจากแบบจำลองที่ดีจะต้องนำข้อมูลทั้งหมดไปใช้ประโยชน์ได้มากที่สุด ซึ่งคือ มีการสูญเสียข้อมูลที่นำไปใช้แปรผลต่ำที่สุด (Minimize Information Loss) (สรรพศักดิ์ ชัชวาลย์, 2555) และพิจารณาจากค่า Log-likelihood ที่มีค่าสูงกว่าก็เพียงพอที่จะสามารถรู้ว่าแบบจำลองใดมีความเหมาะสมในการเลือกใช้วิเคราะห์ (Kumah, 2007) และตามวิธีการของ Artis, Krolzig and Toro (2004) ซึ่งถ้าหากค่าสังเกตนั้นจะถูกจัดอยู่ในสถานะปริมาณเงินทุนไหลเข้าแบบมีอัตราขยายตัว และถ้าหากค่าสังเกตนั้นจะถูกจัดอยู่ในสถานะปริมาณเงินทุนไหลเข้าแบบมีอัตราชะลอตัว

การวิเคราะห์การตอบสนองของตัวแปรที่กำลังศึกษาเมื่อเกิด Shocks (Impulse Response Function)

การตอบสนอง Impulse response ในแบบจำลอง MSI-VAR ครั้งนี้จะทำการแยกวิเคราะห์เป็น 2 สถานะตามที่กำหนดในแบบจำลอง ดังนั้น Impulse response ในการศึกษานี้จะเป็นการวิเคราะห์การตอบสนองของตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคที่ศึกษาต่อการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shocks) ที่เกิดขึ้นจากตัวแปรปริมาณเงินทุนไหลเข้า (Capital Inflows) นั่นเองและจากตัวแปรอื่น ๆ ที่อยู่ในแบบจำลอง แต่จะมีอิทธิพลของสถานะ (Regimes) มาเกี่ยวโยงด้วย ซึ่งในการประมาณ Impulse Response Function สามารถหาได้เหมือนกับกรณีไม่แบ่งแยกสถานะ โดยจะอาศัยสมการ Reduced form ในระบบของแบบจำลอง VAR ดังนี้ (Chatchawan, 2012)

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + u_t \tag{11}$$

และทำการเขียน u_t ในรูปแบบ Moving Average

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + u_t + \psi_1 u_{t-1} + \ldots + \psi_T u_{t-T} + \ldots \quad (12)$$

$$y_t = B^{-1}\Gamma_1 y_{t-1} + B^{-1}\Gamma_2 y_{t-2} + B^{-1} e_t + \psi_1 B^{-1} e_{t-1} + \ldots + \psi_T B^{-1} e_{t-T} + \ldots \quad (13)$$

$$y_t = B^{-1}\Gamma_1 y_{t-1} + B^{-1}\Gamma_2 y_{t-2} + \theta_0 e_t + \theta_1 e_{t-1} + \ldots + \theta_T e_{t-T} + \ldots \quad (14)$$

โดยที่การตอบสนองของตัวแปรในแต่ละสถานะ ในช่วงที่ ในลำดับถัดไปสามารถคำนวณได้จากสมการ impulse response ต่อการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shock) ณ อนาคต j ใดๆ ของ y_t ใดๆ จะอยู่ในรูปแบบสมการดังนี้

$$\frac{\partial y_{t=j}}{\partial e_t} = \frac{\partial y_t}{\partial e_{t-j}} = \theta_j = \psi_j B^{-1} \quad \text{โดยที่ } j = 1,2,\ldots \quad (15)$$

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

เป็นข้อมูลลักษณะอนุกรมเวลา (Time Series Data) แบบรายเดือนของประเทศไทย บราซิล และอินเดียของตัวแปร Shocks ได้แก่ FPI และ FDI กับตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคในด้านต่างๆ ได้แก่ ตัวแปรด้านตลาดทุน (Capital Market) ด้านอัตราดอกเบี้ย (Interest Rates) ด้านอัตราผลตอบแทนตราสารหนี้ (Bond Yields) ด้านอัตราแลกเปลี่ยน (Exchange Rates) ด้านปริมาณเงิน (Money Supply) ด้านการค้าระหว่างประเทศ (International Trades) และการค้าภายในประเทศที่สำคัญ (Domestic Trade) ด้านการผลิต (Productions) และด้านดัชนีราคา (Price Indexes) โดยครอบคลุมตั้งแต่ช่วงที่ธนาคารกลางสหรัฐฯ ได้ประกาศใช้มาตรการ QE เป็นต้นมา ตั้งแต่เดือน ธันวาคม ค.ศ. 2008 ถึงช่วงสิ้นปี ค.ศ. 2013 ซึ่งจำนวนระยะเวลาจะแตกต่างกันตามข้อมูลที่ถูกจัดเก็บไว้ส่วนใหญ่แล้วในการศึกษาครั้งนี้จะรวบรวมข้อมูลจากฐานข้อมูลที่มีน่าเชื่อถือเกี่ยวกับเศรษฐกิจมหภาคนั่นคือ ฐานข้อมูล CEIC Data Manager โดยประเทศไทย จะใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม ค.ศ. 2005 ถึง เดือนธันวาคม ค.ศ. 2013 ประเทศบราซิลจะใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม ค.ศ. 2002 ถึง เดือนธันวาคม ค.ศ. 2013 สุดท้ายประเทศอินเดียจะใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนพฤศจิกายน ค.ศ. 2004 จนถึงเดือนพฤศจิกายน ค.ศ. 2013

วิธีการศึกษา

การทดสอบความนิ่งของข้อมูลก่อน (Unit Root) เป็นสิ่งที่สำคัญ ในการศึกษานี้จะใช้ข้อมูลที่อยู่ในรูปของ First Difference ของ Logarithms หรือในรูปของอัตราการเปลี่ยนแปลง (Growth Rate) ถ้าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่งหรือมี Unit Root เกิดขึ้น การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ต่างๆ ในแบบจำลองจะเกิดการคลาดเคลื่อนได้ เกิดปัญหาความสัมพันธ์ของข้อมูลผิดไปจากที่ควรจะเป็น การทดสอบ Unit Root มีด้วยกันหลายวิธี เช่น วิธี DF-test (Dickey and Fuller, 1979), Augmented Dickey-Fuller หรือ ADF (Said and Dickey, 1984), Phillips-Perron หรือ PP (Phillips and Perron, 1988) รวมถึง

วิธี KPSS-test (Kwiatkowski et al.,1992) เป็นต้น แต่การศึกษาในครั้งนี้จะเลือกใช้การทดสอบความนิ่งด้วยวิธี Ng and Perron (NP) Test (2001) เนื่องจาก NP Test มีความเหมาะสมในการทดสอบขนาดของข้อมูลที่มีขนาดใหญ่ได้ดีกว่าการทดสอบอื่นๆ (Ouattara, 2004; Wickremasinghe, 2004; Camara et al. 2009) โดยจะทดสอบที่ระดับ Level ทั้งทดสอบแบบมีค่าคงที่ (Intercept) และแบบที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา (Trend and Intercept) โดยจะให้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง เป็นสมมติฐานหลักและข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง เป็นสมมติฐานรอง ดังนี้

$H_0 : \delta = 0$ มียูนิทรูท หรือข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary)

$H_1 : \delta < 0$ ไม่มียูนิทรูท หรือข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (Stationary)

การทดสอบความนิ่งแบบ NP ถ้าค่าสถิติ MP_T^d , MZ_α^d , MZ_t^d และ MSB^d มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตของการทดสอบ Ng-Perron จะยอมรับสมมติฐานหลัก H_0 ซึ่งคือ Non-stationary ซึ่งสามารถสรุปได้ว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้าค่าสถิติ MP_T^d , MZ_α^d , MZ_t^d และ MSB^d มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตของ Ng และ Perron จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก H_0 ซึ่งคือข้อมูลมีลักษณะนิ่ง

เมื่อตรวจสอบความนิ่งของข้อมูลเรียบร้อยแล้ว ขั้นตอนต่อไปคือนำข้อมูลไปประมาณค่าด้วยแบบจำลอง MSI-VAR โดยจะผ่านกระบวนการ Expectation Maximization (EM Algorithm) กระบวนการนี้เป็นการประมาณค่าตัวแปรที่ถูกสังเกต (y_t) หรือตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคที่สนใจอยู่ที่ขึ้นอยู่กับตัวแปรเชิงสุ่มที่ไม่ถูกสังเกต (S_t) โดยกระทำการผ่านฟังก์ชั่น Likelihood function 2 ขั้นตอน คือ ขั้นตอนแรก Expectation Step เป็นการหาค่าคาดหวัง (Expected) ของพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบในแบบจำลองและความน่าจะเป็นของการเปลี่ยนสถานะ (P) ผ่านความน่าจะเป็นแบบ Filtered และ Smoothed จากนั้นนำค่าคาดหวังที่ได้มาทำ Maximizing ในขั้นตอนที่สอง เพื่อหาค่าพารามิเตอร์ที่ใช้ในการศึกษาออกมา (Bellone, 2005)

เมื่อได้ผลการศึกษาแล้วให้เลือกแบบจำลอง MSI-VAR ตาม Lag Length ที่เหมาะสม โดยพิจารณาจากค่าสถิติ AIC, BIC ต่ำที่สุดและค่า Log-likelihood ที่มีค่าสูงสุดโดยเปรียบเทียบแล้ว ดังนั้นเราจะได้ทราบถึงเปลี่ยนแปลงระหว่างสถานะ (Regimes) ของตัวแปรต่างๆ ในแต่ละช่วงเวลา (Period) ระยะเวลาการเปลี่ยนแปลงสถานะ (Duration) และความน่าจะเป็นในช่วงเวลาอนาคตว่าเป็นอย่างไร ตามตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคที่เลือกใช้ในแบบจำลอง

จากนั้นทำการวิเคราะห์ Impulse Response เพื่อศึกษาทิศทางการตอบสนองของตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคในด้านต่างๆ ต่อการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shocks) ที่เกิดจากตัวแปรปริมาณเงินทุนไหลเข้า (Capital Inflows) ที่ส่งผ่านผลกระทบจากมาตรการผ่อนคลายทางการเงินสหรัฐฯ

ผลการศึกษา

การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Stationary)

จากการทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธีการทดสอบ Unit-root แบบ Ng and Perron (NP) พบว่าตัวแปรที่ทำการศึกษาทั้งหมดมีลักษณะความนิ่งที่ระดับ Level หรือสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก H_0 ซึ่งคือข้อมูลไม่มี Unit-root ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 เหมือนกันและแตกต่างกันไป ยกตัวอย่างเช่น กรณีผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปร FPI และ FDI กลุ่มตัวแปรด้านตลาดทุน (Capital Market) ของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย ดังแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 กรณีตัวอย่างผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร FPI กับกลุ่มตัวแปรด้านตลาดทุน (Capital Market) ของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

Variable	Ng and Perron T-statistic				
	Deterministic	MP_T^d, critical values	MZ_α^d, critical values	MZ_t^d, critical values	MSB^d, critical values
THAFPI	Intercept	0.463***, 1.780	-52.991***, -13.800	-5.147***, -2.580	0.097***, 0.174
	Trend and Intercept	1.743***, 4.030	-52.819***, -23.800	-5.136***, -3.420	0.097***, 0.143
THASET	Intercept	1.762***, 1.780	-16.310***, -13.800	-2.787***, -2.580	0.171***, 0.174
	Trend and Intercept	4.604**, 5.480	-20.160**, -17.300	-3.161**, -2.910	0.157**, 0.168
BRAFPI	Intercept	0.379***, 1.780	-64.936***, -13.800	-5.697***, -2.580	0.088***, 0.174
	Trend and Intercept	1.406***, 4.030	-64.936***, -23.800	-5.697***, -3.420	0.088***, 0.143
BRABOVESPA	Intercept	1.497**, 3.170	-16.466**, -8.100	-2.867**, -1.980	0.174**, 0.233
	Trend and Intercept	1.654***, 4.030	-56.020***, -23.800	-5.287***, -3.420	0.094***, 0.143
INDFPI	Intercept	0.481***, 1.780	-50.998***, -13.800	-5.050***, -2.580	0.099***, 0.174
	Trend and Intercept	1.792***, 4.030	-50.981***, -23.800	-5.048***, -3.420	0.099***, 0.143
INDBSE	Intercept	3.168*, 4.450	-8.211*, -5.700	-1.978*, -1.620	0.241*, 0.275
	Trend and Intercept	1.829***, 4.030	-49.838***, -23.800	-4.992***, -3.420	0.100***, 0.143

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ : *, ** , *** หมายถึง ปฏิเสธสมมติฐานหลัก H_0 หรือข้อมูลมีลักษณะความนิ่งที่ระดับนัยสำคัญ 0.10, 0.05 และ 0.01 ตามลำดับ

สำหรับรายละเอียดการทดสอบความนิ่ง (Unit Root) ของกลุ่มตัวแปรอื่นๆ สามารถติดต่อผู้เขียนทางอีเมล์

จากนั้นนำข้อมูลไปวิเคราะห์ด้วยแบบจำลองในกลุ่ม MSI(M)-VAR(q) (Markov-switching Intercept Regime Dependent Model) พบว่า การกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของตัวแปร (Autoregressive Parameters: A) ค่าความแปรปรวน (Heteroskedasticity: H) รวมทั้งพจน์ค่าคงที่ (Intercept Term) มีการสลับสับเปลี่ยนระหว่างสถานะ(Regime Dependent) ตามแบบจำลอง MSIAH-VAR และแบบจำลอง MSIA-VAR ที่กำหนดให้ค่าความแปรปรวน(Heteroskedasticity: H)

เพียงโครงสร้างเดียวที่ไม่สลับสับเปลี่ยนระหว่างสถานะ (Regime Independent) ส่วนใหญ่ไม่สามารถแสดงความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 0.05 และ 0.10 ได้และส่วนใหญ่ไม่สามารถประมาณค่าแบบจำลองได้เนื่องจากค่าพารามิเตอร์ที่ถูกประมาณในแบบจำลองมีมากเกินไปทำให้เกิดปัญหา Overparameters เป็นผลให้แบบจำลองทั้งสองดังกล่าวอาจไม่สามารถอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรและการเคลื่อนไหวของวัฏจักรเศรษฐกิจของตัวแปรต่างๆที่ใส่ในแบบจำลองได้ ดังนั้นจึงต้องมีการปรับโครงสร้างของแบบจำลองให้ Autoregressive Parameters มีการสลับสับเปลี่ยนโดยไม่ขึ้นอยู่กับสถานะ (Regime Independent) และให้การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร Shocks และตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคในสถานะต่าง ๆ สามารถอธิบายได้ด้วยค่า Intercept Term ที่ขึ้นอยู่กับสถานะ (Regime Dependent) รวมถึงค่าความแปรปรวน (H) ซึ่งเป็นลักษณะของแบบจำลอง MSI(M)-VAR(q) และแบบจำลอง MSIH(M)-VAR(q) ทั้งนี้ เมื่อประมาณค่าแบบจำลองทั้งสองดังกล่าวออกมาแล้วสามารถอธิบายผลได้เป็นอย่างดี สอดคล้องกับงานศึกษาของ Krolzig (1997) และ Artis, Krolzig & Toro (2004) ที่แนะนำแนวคิดของแบบจำลอง MSI-VAR และ MSIH-VAR ในการใช้ศึกษาวัฏจักรเศรษฐกิจ ซึ่งเขาพบว่าแบบจำลองดังกล่าวสามารถอธิบายวัฏจักรเศรษฐกิจเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปรได้เป็นอย่างดี

การจะเลือกแบบจำลอง MSI-VAR และ MSIH-VAR จะพิจารณาค่าความล่าช้า (Lag Length) โดยเริ่มต้นทดสอบตั้งแต่ Lag 1 จนถึง Lag 3 ซึ่งถ้าทดสอบจำนวน Lag มากกว่านี้จะทำให้เกิดปัญหา Overparameters แบบจำลองที่ใช้อธิบายผลนั้นจะเลือก Lag ที่มีค่า AIC และ BIC ต่ำที่สุด และค่า Log-likelihood สูงกว่าโดยเปรียบเทียบ แล้วเลือกระหว่างแบบจำลอง MSI-VAR และ MSIH-VAR[1] มาแสดงผลการศึกษา ซึ่งผลการศึกษาผลของการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร Shocks ซึ่งได้แก่ FPI และ FDI กับตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคในด้านต่างๆ สามารถแสดงผลได้ดังต่อไปนี้

---

[1]แบบจำลองที่เห็นในตารางทั้งหมดเป็นแบบจำลองที่สามารถอธิบายผลได้อย่างเหมาะสมที่สุดแล้ว โดย

- ถ้าค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย (A) เป็นตัวอธิบายผลกระทบที่ขึ้นอยู่แก่กันระหว่างตัวแปร และค่าความแปรปรวน (H) ไม่ปรากฏ ในแบบจำลองแสดงถึง ค่า A กับ H ไม่ Switch ระหว่างสถานะ (Regime Independent) มีเพียงค่า Intercept Term (I) ที่ Switch ระหว่างสถานะ (Regime Dependent) นั่นคือแบบจำลอง MSI(M)-VAR(q)
- ถ้ามีแต่ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอย (A) เพียงตัวเดียวที่ไม่ปรากฏในแบบจำลอง แสดงถึง ค่า A ไม่ Switch ระหว่างสถานะ (Regime Independent) เพียงอย่างเดียว แต่จะมีค่า I และ H ที่ Switch นั่นคือ แบบจำลอง MSIH(M)-VAR(q)
- ถ้าผลของ Intercept Term ในส่วนของ FPI กับ FDI มีค่าเป็นบวกมากกว่าหรือลบน้อยกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับอีก Regime หนึ่ง แสดงถึงสถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าแบบอัตราขยายตัว
- ถ้าผลของ Intercept Term ในส่วนของ FPI กับ FDI มีค่าเป็นลบมากกว่าหรือมีค่าเป็นบวกแต่บวกน้อยกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับอีก Regime หนึ่ง จะแสดงถึงสถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าแบบอัตราชะลอตัว

การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านตลาดทุน (Capital Market)

จากความสำคัญของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ที่เป็นดัชนีชี้นำที่สะท้อนถึงการเคลื่อนไหวของราคาหลักทรัพย์ทั้งหมดในตลาด จึงเป็นตัวแปรที่สัมพันธ์กันโดยตรงกับการลงทุนในหลักทรัพย์จากนักลงทุนต่างประเทศ (FPI) และยังมีการลงทุนโดยตรงจากนักลงทุนต่างประเทศ (FDI) ที่มีผลต่อภาคเศรษฐกิจจริง ทั้งนี้ เมื่อมี FDI เข้ามาย่อมมีผลต่อภาคการเงินของประเทศ การลงทุนช่วยกระตุ้นการผลิตในภาคอุตสาหกรรมในภาคส่วนต่างๆ ที่เข้ามาลงทุนให้ขยายตัวทางธุรกิจขึ้น ซึ่งเมื่อมีความต้องการใช้เงินทุนมากขึ้น จึงเกิดการระดมเงินทุนทั้งระยะสั้น ระยะยาว ผ่านสถาบันการเงินต่างๆ รวมถึง การนำบริษัทของตนเข้าจดทะเบียนในตลาดหลักทรัพย์ เพื่อเป็นแหล่งระดมเงินทุน ช่วยลดต้นทุนทางการเงินผ่านเงื่อนไขของตลาดนั้นๆ ดังนั้นการระดมเงินลงทุนผ่านตลาดหลักทรัพย์โดยเฉพาะเงินทุนที่ไหลเข้าในช่วงการใช้ QE สหรัฐฯ ย่อมส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

ผลการศึกษาจากตารางที่ 3 พบว่า กรณีอัตราการเติบโตของ FPI ค่าพจน์ค่าคงที่ (Intercept Term) ของอัตราการเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (THASET) อัตราการเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศบราซิล (BRABOVESPA) และอัตราการเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศอินเดีย (INDBSE) มีค่าเป็นบวกในสถานะที่ 1 (Regime 1) คือ 0.01, 0.0098, และ 0.03 ตามลำดับ ซึ่งมีค่าเป็นบวกมากกว่าสถานะที่ 2 (Regime 2) คือ -0.03, 0.0095, และ 0.01 ตามลำดับ สำหรับกรณีอัตราการเติบโตของ FDI ค่า Intercept Term ของอัตราการเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของทั้งสามประเทศมีค่าเป็นบวกใน Regime 1 และมีค่ามากกว่าใน Regime 2 เหมือนกรณี FPI แสดงว่า เมื่อ FPI และ FDI มีอัตราการเติบโตแบบขยายตัวขึ้น (Regime 1 มีค่า Intercept Term เป็น - 0.53 แต่ลบน้อยกว่าใน Regime 2) จะส่งผลให้อัตราการเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย มีอัตราที่เพิ่มขึ้นซึ่งสอดคล้องกับสถานะ FPI และ FDI ที่มีอัตราการเติบโตแบบขยายตัว

จากผลข้างต้น กระแสเงินลงทุนไหลเข้าทั้งในระยะสั้น (FPI) และในระยะยาว (FDI) ส่วนหนึ่งเกิดจากการประกาศใช้มาตรการ QE สหรัฐฯ มีผลต่ออัตราการเติบโตของดัชนีหลักทรัพย์มีทิศทางที่เพิ่มขึ้น เห็นได้ชัดว่า การดำเนินนโยบาย QE สหรัฐฯ เพื่อช่วยกระตุ้นเศรษฐกิจของประเทศในแต่ละครั้ง โดยการเข้าซื้อสินทรัพย์จำพวกตราสารหนี้จำนวนมาก ปริมาณตราสารหนี้ในระบบได้ลดลงจึงส่งผลให้ราคาสินทรัพย์ในประเทศสหรัฐฯ ปรับตัวสูงขึ้นและอัตราผลตอบแทนปรับลดตาม ทำให้นักลงทุนต่างๆ มีพฤติกรรมที่จะเลือกถือสินทรัพย์การลงทุนระหว่างประเทศอื่นๆ ทดแทน ไม่ว่าจะเป็นตราสารหนี้ (Bonds) หลักทรัพย์หรือหุ้น (Stocks) อัตราดอกเบี้ย (Interest Rates) ที่ให้อัตราผลตอบแทนสูงกว่า ในประเทศไทย บราซิล และอินเดียมากขึ้น

ตารางที่ 3 ผลการวิเคราะห์การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของตัวแปร FPI และ FDI ต่อกลุ่มตัวแปรด้านตลาดทุนของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

ไทย (Thailand)	THAFPI	THASET		THAFDI	THASET
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)[2]				
Regime 1	-0.53***	0.01***	Regime 1	0.02***	0.01***
Regime 2	-2.11***	-0.03***	Regime 2	-0.37***	-0.01***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters[3]					
THAFPI	-0.04*	3.85 x 10^{-4}***	THAFDI	0.015*	-2.44 x 10^{-4}***
Log-likelihood - 136.9418	AIC 317.8836	BIC 391.9351	Log-likelihood - 0.7089	AIC 45.4178	BIC 119.4693
บราซิล (Brazil)	BRAFPI	BRABOVESPA		BRAFDI	BRABOVESPA
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSI(2)-VAR(1)		*ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)*		
Regime 1	0.23***	0.0098***	Regime 1	3.61***	0.03***
Regime 2	-0.38***	0.0095***	Regime 2	0.02***	0.004***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters and Heteroskedasticity			*ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters*		
BRAFPI	-1.19 x 10^{-4}***	-1.66 x 10^{-3}***	BRAFDI	-0.12*	2.40 x 10^{-3}***
Log-likelihood -143.6514	AIC 327.3028	BIC 402.1629	Log-likelihood - 19.6747	AIC 83.3495	BIC 165.6956
อินเดีย (India)	INDFPI	INDBSE		INDFDI	INDBSE
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)				
Regime 1	1.46***	0.03***	Regime 1	1.87***	0.02***
Regime 2	-0.48***	0.01***	Regime 2	-0.01***	0.01***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters					
INDFPI	-0.01*	1.23 x 10^{-3}***	INDFDI	-0.25*	1.90 x 10^{-3}***
Log-likelihood - 139.5571	AIC 323.1142	BIC 397.5731	Log-likelihood 28.6376	AIC -13.2751	BIC 61.1837

หมายเหตุ: ***, **, * หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 0.05 0.10 ตามลำดับ
ที่มา: จากการคำนวณ

แต่เมื่อพฤติกรรมเหล่านี้มีมากขึ้นจะเป็นส่วนกดดันให้ราคาสินทรัพย์การลงทุนระหว่างประเทศอื่นๆ ทดแทน ไม่ว่าจะเป็นตราสารหนี้ (Bonds) หลักทรัพย์หรือหุ้น (Stocks) อัตราดอกเบี้ย (Interest Rates) ที่ให้อัตราผลตอบแทนสูงกว่า ในประเทศไทย บราซิล และอินเดียมากขึ้น แต่เมื่อพฤติกรรมเหล่านี้มีมากขึ้นจะเป็นส่วนกดดันให้ราคาสินทรัพย์การลงทุนในประเทศทั้งสามสูงขึ้นและอัตราผลตอบแทนลดลงเช่นกัน (Hirunwong & Synsatayakul, 2013; Fiscal Policy Office, 2010)

[2] แบบจำลองที่ใช้ในการอธิบายการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของตัวแปร FPI และ FDI ต่อกลุ่มตัวแปรด้านตลาดทุนของประเทศไทยคือMSIH(2)-VAR(1) ซึ่งผ่านการพิจารณา Lag Length ที่มีความเหมาะสมและมีค่าสถิติ AIC และ BIC ต่ำที่สุดรวมถึงค่า Log-likelihood สูงที่สุดโดยเปรียบเทียบแล้ว ในที่นี้ศึกษา 2 สถานะและ Lag 1 มีค่าต่ำสุด และถูกอธิบายได้ด้วยค่าพารามิเตอร์ที่ประมาณได้ในแถวที่ 1 (Regime1) และแถวที่ 2 (Regime 2) ผ่าน Intercept Term ที่ขึ้นอยู่กับสถานะ (Regime dependent)

[3] คือ ค่าพารามิเตอร์สัมประสิทธิ์การถดถอย (Autoregressive Parameters) ที่ไม่ขึ้นอยู่กับสถานะ (Regime Independent) สามารถใช้ในการอธิบายถึงการขึ้นอยู่ซึ่งกันและกันระหว่างตัวแปร FPI, FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านตลาดทุนของประเทศไทย

นักลงทุนจะกระจายความเสี่ยงที่เกิดจากเสถียรภาพทางเศรษฐกิจและการเงินสหรัฐฯ ที่ยังไม่ฟื้นตัว ซึ่งประเด็นนี้สนใจตัวแปรในด้านตลาดทุนคือดัชนีตลาดหลักทรัพย์ ดังนั้น พฤติกรรมของนักลงทุนในตลาดหลักทรัพย์นี้จึงสอดคล้องตามทฤษฎีการเลือกถือหลักทรัพย์ระหว่างประเทศ (International Diversification of Investment Portfolio) ของ Grubel ในปีค.ศ. 1986 ที่กล่าวว่า การที่นักลงทุนพยายามกระจายความเสี่ยงในการถือหลักทรัพย์การลงทุนไปในหลายประเทศนั้น จะสามารถกระจายความเสี่ยงได้ดีกว่าการลงทุนในกลุ่มหลักทรัพย์เพียงประเทศเดียว รวมถึงสอดคล้องทฤษฎี Tobin's (Tobin's Theory) ที่ใช้อธิบายพฤติกรรมการลงทุนของนักลงทุน โดยเมื่อนักลงทุนแสวงหากำไรจากการลงทุนเหล่านี้เพิ่มขึ้น จะส่งผลให้ราคาหลักทรัพย์เพิ่มสูงขึ้น และทำให้มูลค่าของการลงทุนในหลักทรัพย์ในตลาดเพิ่มสูงขึ้น ซึ่งจากผลการศึกษาจะสะท้อนจากอัตราการเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ของประเทศไทย บราซิล และอินเดียที่มีการปรับเพิ่มหลังมีเงินทุนไหลเข้าในระบบเศรษฐกิจมากยิ่งขึ้น

การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านอัตราดอกเบี้ย (Interest Rates)

จากประเด็นผลกระทบของมาตรการ QE สหรัฐฯ เงินทุนจึงไหลเข้าตลาดหลักทรัพย์ไทย บราซิล และอินเดีย แสดงให้เห็นว่านักลงทุนได้หวังผลตอบแทนจากตราสารทุนหรือหุ้นในตลาดหลักทรัพย์ที่สูงกว่าของทั้งสามประเทศ แต่ยังมีด้านการเพิ่มลดอัตราดอกเบี้ยที่มีผลต่อการเคลื่อนไหวของเงินทุนในช่วงมาตรการ QE ด้วย โดยสะท้อนจากอัตราดอกเบี้ยนโยบายภายในประเทศไทย บราซิล และอินเดียที่สูงกว่า ซึ่งอาจจะสร้างผลดีให้กับนักลงทุน แต่จะเกิดผลเสียขึ้นต่อเสถียรภาพทางเศรษฐกิจและการเงินของประเทศ การแก้ไขเบื้องต้นของธนาคารกลางของแต่ละประเทศ คือการลดอัตราดอกเบี้ยนโยบายลงเพื่อสกัดภาวะเงินทุนที่มีมากเกินความจำเป็น เมื่อทำการทดสอบผลกระทบของเงินทุนไหลเข้าต่อกลุ่มตัวแปรอัตราดอกเบี้ย ด้วยกลุ่มแบบจำลอง MSI-VAR แล้วจากตารางที่ 4 พบว่า กรณีประเทศไทย FPI มีอัตราการเติบโตไหลเข้ามากขึ้น (Regime 1) ค่า Intercept Term ในอัตราการเติบโตของอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทย (THAPR) มีค่าเท่ากับ -0.00019 ถัดมาอัตราการเติบโตของส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยกับสหรัฐอเมริกา (THADPR) มีค่าเท่ากับ 0.03 ซึ่งมีค่าเป็นบวกน้อยกว่าใน Regime 2 อัตราการเติบโตของอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ MLR ของไทย (THAMLR) และอัตราการเติบโตของอัตราดอกเบี้ยเงินกู้โดยเฉลี่ยของธนาคารพาณิชย์ของไทย (THAALR) มีค่าเท่ากับ -0.00066 และ -0.001 ตามลำดับ แสดงถึง การปรับตัวลดลงตามอัตราดอกเบี้ยนโยบายเมื่อมีเงินทุนไหลเข้าในระยะสั้น (FPI) ไหลเข้ามากขึ้นเพื่อสกัดเงินทุนไหลเข้าที่มีมากเกินไป

สำหรับกรณีอัตราการเติบโตของ FDI ทิศทางของค่า Intercept Term มีทิศทางลบเหมือนกับกรณีอัตราการเติบโตของ FPI แต่สำหรับตัวแปรอัตราดอกเบี้ยเงินกู้โดยเฉลี่ยของธนาคารพาณิชย์ของไทย (THALR) มีค่าเป็นบวก 0.000225 เนื่องจาก ธนาคารกลางลดอัตราดอกเบี้ยนโยบายซึ่งเป็นอัตราดอกเบี้ยระยะสั้นมากลงเมื่อเงินทุนไหลเข้ามากขึ้น การลดลงนี้อัตราการเติบโตของอัตราดอกเบี้ยชนิดอื่น ไม่ว่าจะเป็นอัตราดอกเบี้ยเงินฝากของธนาคารพาณิชย์ต่างๆ ย่อมปรับตัวลดลงตาม แต่สำหรับอัตราดอกเบี้ยเงินกู้อาจลดลงตามหรือเพิ่มขึ้นก็ได้ ซึ่งถ้าประชาชนมีการออมเงินน้อยลง (เกิดจากอัตราดอกเบี้ยเงินฝากลดต่ำลง) ธนาคารพาณิชย์จึงมีรายได้จากเงินฝากน้อยลง จึงหารายได้โดยกระทำการจำกัดการปล่อยเงินกู้แก่นักลงทุนและคงดอกเบี้ยเงินกู้ไว้สูง รวมถึงหันมาเก็บค่าธรรมเนียมในการทำธุรกรรมการเงินสูงขึ้นหรือมีการสกัดเงินลงทุนใน FDI ไม่ให้ไหลเข้ามากเกินไป

ตารางที่ 4 ผลการวิเคราะห์การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของตัวแปร FPI และ FDI ต่อกลุ่มตัวแปรด้านอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

ไทย (Thailand)	THAFPI	THAPR	THADPR	THAMLR	THALR
		ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)			
Regime 1	-0.39***	-1.90 x 10^{-4}***	0.03	-6.6 x 10^{-4}***	-0.001***
Regime 2	-1.96***	0.001***	0.37	0.005***	4.19 x 10^{-4}***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters					
THAFPI	-0.03	-4.48 x 10^{-5}***	-0.01***	7.07 x 10^{-5}***	1.64 x 10^{-4}***
Log-likelihood 329.1987		AIC -504.3975		BIC -174.6629	
	THAFDI	THAPR	THADPR	THAMLR	THALR
		ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)			
Regime 1	0.11***	-3.50 x 10^{-5}***	-0.19***	-0.0034***	2.25 x 10^{-4}***
Regime 2	-0.11***	3.15 x 10^{-5}***	-0.01***	0.0024***	-0.0012***
ค่า Regime-dependent wish Autoregressive parameters					
THAFDI	-0.08*	3.59 x 10^{-3}***	0.011*	-7.75 x 10^{-4}***	-1.88 x 10^{-3}***
Log-likelihood 501.0588		AIC -808.1176		BIC -392.7377	

บราซิล (Brazil)	BRAFPI	BRAPR	BRADPR	BRAALR		BRAFDI	BRAPR	BRADPR	BRAALR
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)								
Regime 1	-0.07***	2.76 x 10^{-4}***	-1.51 x 10^{-4}***	0.01***	Regime 1	1.22***	0.003***	-0.01***	0.003***
Regime 2	-0.22***	0.001***	2.83 x 10^{-4}***	-0.004***	Regime 2	0.15***	7.40 x 10^{-4}***	-0.001***	-0.003***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters									
BRAFPI	0.04*	-1.45 x 10^{-3}***	-0.003***	-0.001***	BRAFDI	-0.12*	-0.001***	-1.40 x 10^{-3}***	1.02 x 10^{-5}***
Log-likelihood 677.8783		AIC -1223.7567		BIC -936.2536	Log-likelihood 790.3194		AIC -1448.6389		BIC -1161.1358

อินเดีย (India)	INDFPI	INDPR	INDDPR	INDALR		INDFDI	INDPR	INDDPR	INDALR
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)								
Regime 1	0.74***	-0.002***	-0.01***	0.38***	Regime 1	0.95***	0.006***	0.002***	0.13***
Regime 2	-0.51***	0.01***	0.01***	-0.01***	Regime 2	0.29***	0.003***	0.003***	0.01***

ตารางที่ 4 (ต่อ)

ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters									
INDFPI	-0.001	5.77 x 10^{-4}***	3.03 x 10^{-4}***	1.19 x 10^{-4}**	INDFDI	-0.26*	8.68 x 10^{-4}***	1.47 x 10^{-3}***	-0.23
Log-likelihood		AIC		BIC	Log-likelihood		AIC		BIC
11.4158		109.1683		378.2927	211.1144		-290.2287		-21.1043

หมายเหตุ: ***, **, * หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 0.05 0.10 ตามลำดับ

ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับบราซิล ค่า Intercept Term ของอัตราการเติบโตในอัตราดอกเบี้ยนโยบายของบราซิล (BRAPR) และส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยนโยบายของบราซิลกับสหรัฐอเมริกา (BRADPR) กรณี FPI สามารถอธิบายเหตุผลได้เหมือนกรณีประเทศไทย แต่สำหรับอัตราการเติบโตของ FDI ค่า Intercept Term ของ BRAPR กับมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อ FDI ไหลเข้ามากขึ้นซึ่งขัดแย้งกับส่วนต่างที่มีอัตราลดลงและขัดแย้งกับแนวคิดตามหลักทฤษฎี ส่วนอัตราการเติบโตของอัตราดอกเบี้ยเงินกู้โดยเฉลี่ยของบราซิล (BRAALR) มีค่าเป็นบวกทั้ง 2 กรณี ส่วนอินเดียมีความแตกต่างในกรณีของ FDI ไหลเข้ามากขึ้น (Regime 1) เช่นกันคือ ไม่ส่งผลให้เกิดการลดลงในอัตราการเติบโตของอัตราดอกเบี้ยนโยบายของอินเดีย (INDPR) แต่กับส่งผลให้มีอัตราเพิ่มขึ้น หากดูที่ส่วนต่างนั้นมีค่าลดลง ซึ่งตามหลักการของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย (Policy Rate) ที่ว่าเป็น อัตราดอกเบี้ยที่ธนาคารกลางของแต่ละประเทศกำหนดขึ้นเพื่อเป็นอัตราดอกเบี้ยอ้างอิง โดยมีอิทธิพลให้อัตราดอกเบี้ยประเภทอื่นๆ ไม่ว่าจะเป็น ดอกเบี้ยเงินฝาก ดอกเบี้ยเงินกู้ รวมถึงอัตราผลตอบแทนจากการลงทุนในตราสารหนี้ประเภทต่างๆ จะมีการปรับตัวตามทิศทางการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยนโยบาย นอกจากนี้ ผลการศึกษายังขัดแย้งกับจากการศึกษาเชิงประจักษ์ของ Kumhof (2004) ซึ่งค้นพบว่า ประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่ทั้งหลาย นโยบายที่เหมาะสมในการสกัดภาวะเงินทุนไหลเข้า (Capital Inflows) ที่มีมากเกินไป อาจกระทำโดยการลดอัตรานโยบายให้ต่ำลงเป็นส่วนใหญ่ รวมถึงงานศึกษาของฝ่ายวิจัยเศรษฐกิจธนาคารแห่งประเทศไทย เสนอโดย Thawornkaiwong & Annonchan (2013) ได้แสดงนัยทางนโยบายว่า เกิดการลดอัตราดอกเบี้ยนโยบายของไทยลงเพื่อสกัดการไหลเข้าของเงินทุนจากต่างประเทศจริง แต่จะมีผลน้อยและเพียงในระยะสั้นเท่านั้น ทั้งนี้ ถือว่าเกิดการลดลงของอัตราดอกเบี้ยนโยบายจริงเมื่อเกิดภาวะเงินทุนไหลเข้ามากขึ้น อย่างไรก็ดี แบบจำลอง MSI-VAR ทั่วไปอาจไม่มีความยืดหยุ่นมากพอในการจับการเปลี่ยนแปลงระหว่างสถานะของเงินทุนไหลเข้ากับกลุ่มตัวแปรอัตราดอกเบี้ยที่มีอัตราการเติบโตไม่ค่อยเปลี่ยนแปลงได้ดีมากนัก

การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านอัตราแลกเปลี่ยน (Exchange Rates)

ลำดับต่อไปเป็นการวิเคราะห์การไหลเข้าของเงินทุนต่อตัวแปรกลุ่มอัตราแลกเปลี่ยนด้วยแบบจำลอง MSI-VAR ซึ่งการอ่อนค่าลงของค่าเงินสหรัฐฯ เป็นแรงหนุนให้นักลงทุนที่เก็งกำไรในอัตราแลกเปลี่ยนเข้าไปลงทุนในตลาด EMEs มากขึ้น ทำให้การไหลเข้าของเงินทุนจึงเป็นปัจจัยหนึ่งที่ทำให้ค่าเงินของกลุ่มประเทศ EMEs แข็งค่าขึ้น (Hirunwong & Synsatayakul, 2013) โดยผลการศึกษาจากตารางที่ 5 พบว่า อัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ (THAEX) มีค่าเท่ากับ -0.002 แสดงว่าอัตราการเติบโตของค่าเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ลดลงหรือค่าเงินเทียบกัน 2 สกุลนี้เริ่มแข็งค่าขึ้น อัตราการเติบโตของดัชนีค่าเงินบาท (THANEER) ซึ่งเป็นดัชนีที่ชี้ถึงภาพรวมของการแข็งค่าขึ้นของเงินบาทเมื่อเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้าที่สำคัญและอัตราการเติบโตของดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง (THAREER) ซึ่งเป็นดัชนีที่ชี้ในเห็นถึงความสามารถในการแข่งขันด้านราคาหรืออำนาจซื้อที่แท้จริงของประเทศโดยมีการใช้ระดับราคาระหว่างประเทศเปรียบเทียบ ค่า Intercept Term ใน Regime 1 มีค่าเป็นบวก 0.002 ในตัวแปร THANEER และ 0.0024 ในตัวแปร THAREER แสดงให้เห็นว่า เมื่อ FPI มีอัตราการเติบโตไหลเข้ามากขึ้น ทำให้การเติบโตของดัชนีค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเมื่อเทียบกับค่าเงินอีกหลายประเทศที่เป็นคู่ค้ากับไทย เช่นเดียวกับดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริงมีทิศทางแข็งค่าขึ้นด้วย สำหรับอัตราการเติบโตของ FDI ขยายตัวมากขึ้น (Regime 1) ค่าเงินที่แท้จริงแข็งค่าขึ้นเช่นเดียวกัน

สำหรับบราซิลและอินเดียให้ผลให้ทิศทางเดียวกันกับไทย อาทิเช่น เมื่อ FPI และ FDI มีอัตราไหลเข้ามากขึ้น อัตราการเติบโตของดัชนีค่าเงินเฮอัลที่แท้จริง (BRAREER) แข็งค่าขึ้นและกรณีอัตราการเติบโตของดัชนีค่าเงินรูปีที่แท้จริง (INDREER) เกิดการแข็งค่าของค่าเงินขึ้น สอดคล้องกับหลักฐานเชิงประจักษ์ที่ผ่านมา อาทิเช่น การศึกษาของ Thawornkaiwong & Annonchan (2013) พบว่า การแข็งค่าของค่าเงินบาทมีทิศทางบวกหรือแข็งค่ามากขึ้น เมื่อ FPI ไหลเข้ามากขึ้น การศึกษาของ Barroso et al. (2013) ที่ศึกษาช่องทางการส่งผ่านผลกระทบของกระแสเงินทุนไหลเข้า (Capital Inflows) จากมาตรการ QE สหรัฐฯ ต่อระบบเศรษฐกิจของบราซิลพบว่าส่งผลให้ค่าเงินเฮอัลแข็งค่าขึ้น นอกจากนี้ งานศึกษาของ Saborowski (2009) ได้ค้นพบว่า เมื่อปริมาณเงินทุนไหลเข้าใน FDI ไหลเข้ามายังกลุ่มประเทศ EMEs เช่น ไทย บราซิล และอินเดียมากขึ้น จะส่งผลให้ค่าเงินที่แท้จริงแข็งค่าขึ้นด้วย เหมือนกับกรณี FPI เป็นต้น

ตารางที่ 5 การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

ไทย (Thailand)	THA FPI	THA EX	THA NEER	THA REER		THAFDI	THAEX	THA NEER	THA REER
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSI(2)-VAR(1)								
Regime 1	-0.62***	-0.002***	0.002***	0.0024***	Regime 1	-0.20***	-0.002***	0.003***	0.002***
Regime 2	-7.53***	0.004***	-6.31 x 10^{-4}***	-4.35 x 10^{-5}***	Regime 2	-0.69***	0.001***	0.004***	-9.78 x 10^{-4}***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters and Heteroskedasticity									
THAFPI	-0.03	5.67 x 10^{-6}***	-2.81 x 10^{-5}***	-2.52 x 10^{-5}***	THAFDI	-0.06	-3.10 x 10^{-4}***	1.10 x 10^{-4}***	-5.35 x 10^{-5}***
Log-likelihood 677.1193	AIC -1246.2385		BIC -1027.0459		Log-likelihood 733.5072	AIC -1423.0144		BIC -1333.7137	
บราซิล (Brazil)	BRAFPI	BRAEX	BRA REER	BRA NEER		BRAFDI	BRAEX	BRA REER	BRA NEER
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)								
Regime 1	-0.03***	-0.001***	0.002***	3.23 x 10^{-5}***	Regime 1	0.93***	-7.98 x 10^{-4}***	-1.33 x 10^{-4}***	-1.50 x 10^{-4}***
Regime 2	-0.30***	-3.12 x 10^{-4}***	-0.002***	9.49 x 10^{-4}***	Regime 2	0.07***	9.03 x 10^{-4}***	-6.99 x 10^{-4}***	-2.28 x 10^{-4}***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters									
BRAFPI	0.03*	1.36 x 10^{-4}***	1.75 x 10^{-5}***	8.64x 10^{-5}***	BRAFDI	-0.13*	-1.04 x 10^{-3}***	-9.84 x 10^{-4}***	8.70 x 10^{-4}***
Log-likelihood 950.1790	AIC -1768.3580		BIC -1480.8549		Log-likelihood 1056.5097	AIC -1981.0193		BIC -1693.5162	
อินเดีย (India)	INDFPI	INDEX	IND REER	IND NEER		INDFDI	INDEX	IND REER	IND NEER
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)								
Regime 1	0.89***	-0.004***	0.001***	-0.001***	Regime 1	0.95***	-8.13 x 10^{-4}***	2.76 x 10^{-4}***	0.005***
Regime 2	-0.22***	0.001***	-9.16 x 10^{-4}***	-0.002***	Regime 2	0.12***	8.85 x 10^{-4}***	-0.001***	-0.003***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters									
INDFPI	-0.02	-3.86 x 10^{-4}***	8.29 x 10^{-5}***	3.13 x 10^{-5}***	INDFDI	-0.25*	1.29 x 10^{-4}***	1.11 x 10^{-4}***	-6.01 x 10^{-4}***
Log-likelihood 661.6378	AIC -1191.2755		BIC -925.8880		Log-likelihood 833.8756	AIC -1535.7512		BIC -1270.3637	

หมายเหตุ: ***, **, * หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 0.05 0.10 ตามลำดับ
ที่มา: จากการคำนวณ

การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านการค้าระหว่างประเทศ (International Trades)

การไหลเข้าของเงินทุนต่อตัวแปรกลุ่มการค้าระหว่างประเทศ เมื่อมีการไหลเข้าไหลออกของเงินทุนจะมีผลต่อการแข็งค่าหรืออ่อนค่าของค่าเงิน ทำให้ส่งผลต่อภาคการส่งออก นำเข้า อีกทั้งกระทบกับดุลการค้า ดุลบริการ ฯลฯ โดยเฉพาะกระแสเงินทุนไหลเข้าที่ทำให้ค่าเงินแข็งค่าขึ้น กระทบ

กับการส่งออกของประเทศลดน้อยลง เพราะสินค้าภายในประเทศตนมีราคาแพงกว่าต่างประเทศ โดยเปรียบเทียบ และย่อมทำให้การแข็งขันด้านการค้ายากขึ้น ผลจากตารางที่ 6 จะสามารถเปรียบเทียบกับตารางที่ 5 ซึ่งแสดงถึงผลกระทบของค่าเงิน พบว่า กรณีไทย ค่า Intercept Term ใน Regime 1 มีค่าเป็นลบ ทั้งอัตราการเติบโตของปริมาณการส่งออกของไทย (THAEXP) และปริมาณการนำเข้าของไทย (THAIMP) ตามลำดับแสดงให้เห็นว่า เมื่อ FPI และ FDI เริ่มมีอัตราขยายของเงินทุนไหลเข้ามากขึ้น กดดันให้ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นดังหัวข้อที่ผ่านมา ทำให้อัตราการเติบโตของการส่งออกมีอัตราลดลง แต่การแข็งค่าขึ้นนั้น ไม่ส่งผลให้อัตราเติบโตของการนำเข้ามีทิศทางที่เพิ่มขึ้น อาจเนื่องมาจากการคาดการณ์ค่าเงินยังแข็งค่าอย่างต่อเนื่อง ภาคการส่งออกถูกกระทบหนัก ทำให้ต้องชะลอการนำเข้าลงก่อน กอปรกับสภาวการณ์เศรษฐกิจของประเทศคู่ค้ายังมีการชะลอตัวทางเศรษฐกิจอยู่จึงนำเข้าได้น้อยลง นอกจากนี้ ค่า Intercept Term ใน Regime 1 ของอัตราการเติบโตในดุลการค้าของไทย (THATB) มีค่าเป็นลบและลบมากกว่าใน Regime 2 แต่มีค่าเป็นบวกในอัตราการเติบโตของดุลบัญชีเดินสะพัดของไทย (THACAB) แสดงว่าเมื่ออัตราการเติบโตของ FPI และ FDI ขยายตัวมากขึ้น จะส่งผลให้อัตราการเติบโตของดุลการค้าลดน้อยลงหรือมีการขาดดุลมากขึ้น แต่ไทยยังสามารถมีอัตราการเติบโตของดุลบัญชีเดินสะพัดอยู่ในระดับอัตราเกินดุลเมื่อได้รับผลกระทบจากเงินทุนไหลเข้ามาก

ตารางที่ 6 การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านการค้าระหว่างประเทศของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

ไทย (Thailand)	THAFPI	THAEXP	THAIMP		THAFDI	THAEXP	THAIMP
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)							
Regime 1	5.64***	-0.05***	-0.02***	Regime 1	0.70***	-0.04***	-0.03***
Regime 2	-0.54***	0.02***	0.02***	Regime 2	0.02***	0.03***	0.03***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters							
THAFPI	-0.05*	3.42×10^{-4}***	9.48×10^{-4}***	THAFDI	4.91×10^{-3}*	4.87×10^{-3}***	1.16×10^{-2}***
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
-77.9269	225.8538	357.8542			90.1817	-98.3633	56.2657
	THAFPI	THATB	THACAB		THAFDI	THATB	THACAB
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSI(2)-VAR(1)				*ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)*			
Regime 1	5.11***	-1.02***	0.56***	Regime 1	0.33***	-1.06***	3.27***
Regime 2	-0.61***	-0.43***	-0.49***	Regime 2	-0.05***	-0.58***	-0.45***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters and Heteroskedasticity				*ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters*			
THAFPI	-0.03*	0.17**	-0.02**	THAFDI	0.01*	-0.29	-0.08
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
-842.7573	1755.5146	1887.5150			-653.9430	1389.8860	1544.5151
บราซิล (Brazil)	BRAFPI	BRAEXP	BRAIMP		BRAFDI	BRAEXP	BRAIMP
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)							
Regime 1	0.05***	-0.01***	-0.01***	Regime 1	2.16***	-0.09***	-0.07***
Regime 2	-0.37***	0.03***	0.03***	Regime 2	0.05***	0.03***	0.03***

ตารางที่ 6 (ต่อ)

ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters							
BRAFPI	0.04*	3.44 x 10^{-3}***	2.82 x 10^{-3}***	BRAFDI	-0.121*	1.23 x 10^{-3}***	3.32 x 10^{-3}***
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC 140.2282
-38.2468	158.4937	325.2991			54.2886	-26.5772	
บราซิล (Brazil)	BRAFPI	BRATB	BRACAB		BRAFDI	BRATB	BRACAB
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)							
Regime 1	0.31***	0.07***	0.01***	Regime 1	0.15***	-0.37***	0.56***
Regime 2	-0.30***	-1.25 x 10^{-4}***	-0.18***	Regime 2	0.01***	-0.03***	-0.04***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters							
BRAFPI	0.01*	5.92 x 10^{-3}***	0.02*	BRAFDI	-0.12*	-3.03 x 10^{-3}*	-3.12 x 10^{-2}*
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
-852.8058	1787.6117	1954.4171			-724.0553	1530.1106	1696.9160
อินเดีย (India)	INDFPI	INDEXP	INDIMP		INDFDI	INDEXP	INDIMP
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)							
Regime 1	0.14***	0.01***	0.02***	Regime 1	1.26***	0.02***	0.03***
Regime 2	-0.37***	0.07***	-0.02***	Regime 2	0.06***	0.14***	0.01***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters							
INDFPI	-3.40 x 10^{-4}***	1.05 x 10^{-4}***	0.002***	INDFDI	-0.24	-0.02***	-2.03 x 10^{-3}***
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
-61.9756	205.9512	359.0181		112.8087		-143.6173	9.4496
	INDFPI	INDTB				INDFDI	INDTB
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(2)				*ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)*			
Regime 1	-0.04***	0.06***		Regime 1		2.10***	0.08***
Regime 2	-0.05***	0.10***		Regime 2		0.05***	0.03***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters							
INDFPI	0.02	6.09 x 10^{-3}***		INDFDI		-0.23*	0.06**
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
-293.5545	627.1091	693.6667		-118.2924		280.5847	353.7980

หมายเหตุ: ***, **, * หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ
ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับบราซิล เมื่ออัตราการเติบโตของ FPI และ FDI ขยายตัวจะส่งผลต่ออัตราการส่งออกและการนำเข้าเหมือนกรณีประเทศไทย แต่อัตราการเติบโตของดุลการค้าของบราซิล (BRATB) อัตราการเติบโต FDI ที่ขยายตัวจะส่งผลให้อัตราการเติบโตของดุลการค้าขาดดุลเพิ่มขึ้น สอดคล้องกับค่าเงินเฮอัลที่แท้จริงแข็งค่ามากขึ้น ตรงกันข้ามกับกรณี FPI ไหลเข้ามากจะส่งผลให้ดุลการค้าเกินดุลมากขึ้นซึ่งขัดแย้งการแข็งค่าขึ้นของค่าเงินเฮอัลที่แท้จริง ส่วนอัตราการเติบโตของดุลบัญชีเดินสะพัดของบราซิล (BRACAB) จะมีอัตราเกินดุลมากขึ้นเมื่ออัตราการเติบโตของ FPI และ FDI ทั้งสองนั้นมีอัตราการขยายตัว แสดงถึง ประเทศบราซิลยังมีเศรษฐกิจที่แข็งแกร่งอยู่มาก ส่วนกรณีอินเดีย ค่า Intercept Term ใน Regime 1 ของอัตราการเติบโตในปริมาณการส่งออกของอินเดีย (INDEXP) มีค่าเป็นบวกแต่บวกน้อยกว่าใน Regime 2 ทั้งกรณี FPI และ FDI แสดงว่าเมื่อเงินทุนใน FPI และ FDI มีอัตราการเติบโตขยายตัวมากขึ้น ส่งผลให้อัตราการเติบโตของการส่งออกโดยรวมลดลง แต่สำหรับค่า Intercept

Term ใน Regime 1 ของอัตราการเติบโตของปริมาณการนำเข้าของอินเดีย (INDIMP) ให้ผลต่างกัน คือ ถ้า FPI และ FDI มีอัตราขยายตัวมากขึ้น การเติบโตของเงินรูปีที่แท้จริงเพิ่มขึ้นหรือแข็งค่าขึ้น ส่งผลให้อัตราการเติบโตของการนำเข้าโดยรวมเพิ่มขึ้น และสำหรับอัตราการเติบโตของดุลการค้าของอินเดีย (INDTB) อัตราการเติบโตของ FPI ที่ขยายตัวมากขึ้นจะส่งผลต่ออัตราการเติบโตของดุลการค้าของอินเดียมีการขาดดุลมากขึ้นซึ่งให้ผลสอดคล้อง แต่กรณี FDI เมื่อเงินทุนไหลเข้ามากขึ้น แบบจำลอง MSI-VAR กับส่งผลให้อัตราการเติบโตของดุลการค้ามีทิศทางที่เพิ่มขึ้นซึ่งให้ผลไม่สอดคล้องกับตารางที่ 5

การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านการผลิต (Productions)

หัวข้อต่อไปเป็นการศึกษาผลกระทบของ FPI และ FDI ต่อกลุ่มตัวแปรด้านการผลิต (Production) ในช่วงที่มีการใช้มาตรการ QE ว่าการไหลเข้าของเงินทุนจะมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงในภาคการผลิตอย่างไร ซึ่งจากตารางที่ 7 กรณีไทย ค่า Intercept Term ใน Regime 1 ในอัตราการเติบโตของดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของไทย (THAMPI) และอัตราการใช้กำลังการผลิตภาคอุตสาหกรรมของไทย (THACUR) มีค่าเป็นลบ ทั้งกรณีเงินทุนไหลเข้า ใน FPI และ FDI แสดงว่า เมื่อมีเงินทุนไหลเข้าใน FPI และ FDI มีอัตราที่เพิ่มขึ้น (Regime 1) ทำให้ค่าเงินแข็งค่าขึ้น การส่งออกมีอัตราลดลง ส่งผลให้อัตราการเติบโตของดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมของไทย (THAMPI) รวมทั้งอัตราการใช้กำลังการผลิตภาคอุตสาหกรรมของไทย (THACUR) มีการเติบโตที่ลดลงสอดคล้องกับการเติบโตที่ลดลงของภาคการส่งออก

เช่นเดียวกับกรณีบราซิล อัตราการเติบโตของดัชนีผลผลิตภาคอุตสาหกรรม (BRAIPI) นั้น ค่า Intercept Term ใน Regime 1 มีค่าเป็นลบทั้งกรณี FPI และ FDI แสดงว่า เมื่อเงินทุน FPI และ FDI ไหลเข้ามากขึ้นทำให้ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรม (BRAIPI) และอัตราการเติบโตของอัตราการใช้กำลังการผลิตภาคอุตสาหกรรมของบราซิล (BRACUR) มีอัตราการเติบโตลดลง สอดคล้องกับการส่งออกโดยรวมของบราซิลที่ปรับตัวลดลง สำหรับอินเดีย ให้ผลเช่นเดียวกับไทยและบราซิล คือ เมื่ออัตราการเติบโตของ FPI และ FDI ขยายตัวขึ้น จะส่งผลให้อัตราการเติบโตของดัชนีผลผลิตภาคอุตสาหกรรมที่สำคัญของอินเดีย (INDIPI) และอัตราการเติบโตของดัชนีอุตสาหกรรมโครงสร้างพื้นฐานของอินเดีย (INDINFRA) มีอัตราการเติบโตที่ปรับตัวลดลง

ตารางที่ 7 การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านการผลิต ของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

ไทย (Thailand)	THAFPI	THAMPI	THACUR		THAFDI	THAMPI	THACUR
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)							
Regime 1	5.61***	-0.01***	-0.02***	Regime 1	0.15***	-0.004***	-0.006***
Regime 2	-0.58***	0.03***	0.02***	Regime 2	0.02***	0.01***	0.003***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters							
THAFPI	-0.09	-8.30×10^{-5}***	-1.49×10^{-4}**	THAFDI	0.0005*	0.008***	0.006***
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
123.8091	-171.6181	-28.3034			262.8899	-443.7798	-289.1508
บราซิล (Brazil)	BRAFPI	BRAIPI	BRACUR		BRAFDI	BRAIPI	BRACUR
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(2)							
Regime 1	0.04***	-0.004***	-7.34×10^{-4}***	Regime 1	1.54***	-0.003***	-1.49×10^{-4}***
Regime 2	-0.06***	0.01***	-4.77×10^{-5}***	Regime 2	0.06***	0.007***	1.76×10^{-4}***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters							
BRAFPI	-0.03*	1.28×10^{-3}***	1.82×10^{-4}***	BRAFDI	-0.05*	-1.30×10^{-3}***	-3.39×10^{-4}***
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
387.4718	-656.9436	-422.4889			459.1290	-800.2579	-565.8032
อินเดีย(India)	INDFPI	INDIPI	INDINFRA		INDFDI	INDIPI	INDINFRA
ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)				*ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSI(2)-VAR(2)*			
Regime 1	1.15***	-0.05***	-0.03***	Regime 1	0.62***	-0.001***	-0.06***
Regime 2	-0.27***	0.01***	0.01***	Regime 2	0.19***	0.01***	0.01***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters				*ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters and Heteroskedasticity*			
INDFPI	0.02	-3.72×10^{-4}***	1.52×10^{-4}***	INDFDI	-0.11	-0.002***	-0.0025***
Log-likelihood	AIC	BIC		Log-likelihood		AIC	BIC
127.1650	-172.3300	-19.2630			323.5517	-539.3041	-368.8372

หมายเหตุ: ***, **, * หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ
ที่มา: จากการคำนวณ

การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านดัชนีราคา (Price Indexes)

หัวข้อสุดท้ายเป็นการศึกษาผลกระทบของ FPI และ FDI ต่อกลุ่มตัวแปรดัชนีราคา (Price Indexes) จากตารางที่ 8 ในกรณีไทย ค่า Intercept Term ใน Regime 1 ของอัตราการเติบโตของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของไทย (THACPI) ซึ่งเป็นดัชนีที่ใช้วิเคราะห์ราคาหมวดสินค้าทั้งหมดที่สำคัญๆ มีค่าเป็นบวก 0.002 อัตราการเติบโตดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานของไทย (THACCPI) ซึ่งเป็นดัชนีที่ใช้ศึกษาการเคลื่อนไหวของราคาหมวดสินค้าโดยยกเว้นสินค้าที่มีความอ่อนไหวสูงเหนือการควบคุมเนื่องจากปัจจัยด้านฤดูกาล มีค่าเป็นบวก0.00063 และอัตราการเติบโตของราคาผู้ผลิต (THAPPI) มีค่าเป็นบวก 0.002 แต่ค่าเป็นบวกนั้นมีค่าน้อยกว่าใน Regime 2 แสดงว่า เมื่อมีเงินทุนใน FPI เติบโตไหลเข้ามากขึ้น ค่าเงินบาทมีอัตราแข็งค่ามากขึ้น ผู้ผลิตภายในประเทศสามารถนำเข้าปัจจัยการผลิตเข้ามาได้ในราคาที่ถูกลง ย่อมส่งผลให้ดัชนีราคาผู้ผลิตและดัชนีราคาผู้บริโภคมีอัตราลดต่ำลงหรือมีอัตราการเติบโตของเงินเฟ้อต่ำลง แต่แบบจำลอง MSI-VAR แสดงผลขัดแย้งในอัตราการเติบโตของผู้บริโภคทั่วไป (THACPI) ที่มีทิศทางเพิ่มขึ้น

สำหรับในกรณีของอัตราการเติบโตของ FDI ไหลเข้ามากขึ้น ให้ผลสอดคล้องมากขึ้นคือ ส่งผลให้ดัชนีราคาผู้ผลิตของไทย (THAPPI) และดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของไทย (THACPI) มีการเติบโตของเงินเฟ้อต่ำลง (ค่า Intercept Term ใน Regime 1 มีค่าเป็นลบ) สำหรับประเทศบราซิล แบบจำลอง MSI-VAR ให้ผลสอดคล้องในกรณี FPI คือ เมื่อมีเงินทุนใน FPI ไหลเข้าเพิ่มขึ้น ส่งผลให้อัตราการเติบโตของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของบราซิล (BRACPI) และอัตราการเติบโตของดัชนีราคาผู้ผลิตของบราซิล (BRAPPI) มีอัตราการเติบโตที่ลดน้อยถอยลงหรือมีอัตราการเติบโตของเงินเฟ้อต่ำลง แต่สำหรับกรณีของอัตราการเติบโตของ FDI ไหลเข้ามากขึ้น แบบจำลอง MSI-VAR ให้ผลตรงกันข้ามทั้งหมด คือ เมื่อ FDI มีอัตราไหลเข้ามากขึ้นจะส่งผลให้อัตราการเติบโตของดัชนีราคาทั้งสามมีอัตราที่เพิ่มขึ้น (ค่า Intercept Term ใน Regime 1 มีค่าเป็นบวกทั้งหมด) ขัดแย้งกับการนำเข้าที่มากขึ้นของบราซิลหลังค่าเงินเฮอัลแข็งค่า (ในตารางที่ 5) ทำให้ต้นทุนการผลิตต่ำลง อัตราเงินเฟ้อย่อมมีทิศทางที่ต่ำลงเช่นกันซึ่งไม่สอดคล้องกับทฤษฎี ส่วนกรณีอินเดีย ผลการศึกษาสอดคล้องตามหลักทฤษฎีทั้งกรณี FPI และ FDI คือ อัตราการเติบโตของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป (INDCPI) ดัชนีราคาผู้ผลิต (INDPPI) และดัชนีราคาขายส่ง (INDWSPI) ได้ลดน้อยถอยลงหรือมีอัตราการเติบโตของอัตราเฟ้อที่ต่ำลง

นอกจากนี้ผลการศึกษายังแสดงถึงความสัมพันธ์ร่วมระหว่างตัวแปรภายนอก (Exogenous Variables) หรือตัวแปร Shocks ซึ่งคือ FPI และ FDI กับตัวแปรภายใน (Endogenous Variables) หรือตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคในด้านต่างๆ ของทั้งสามประเทศ ยกตัวอย่างเช่น ผลของการเปลี่ยนแปลงในอัตราการเติบโตของปริมาณเงินทุนไหลเข้าของนักลงทุนต่างประเทศของไทย (FPI) ในเดือนที่ผ่านมาร้อยละ 1 ส่งผลให้อัตราการเติบโตของดัชนีหุ้นไทย (SET Index) ในเดือนถัดไปเปลี่ยนไป ร้อยละ 0.00038 ในทิศทางบวก ส่วนผลของการเปลี่ยนแปลงในอัตราการเติบโตของปริมาณเงินทุนไหลเข้าโดยตรงของนักลงทุนต่างประเทศ (FDI) ของไทยในเดือนที่ผ่านมาร้อยละ 1 ส่งผลให้อัตราการเติบโตของ SET Index ในเดือนถัดไปเปลี่ยนไปร้อยละ 0.00024 ในทิศทางลบ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 เป็นต้น

ตารางที่ 8 การเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับกลุ่มตัวแปรด้านดัชนีราคา ของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย

ไทย (Thailand)	THAFPI	THACPI	THACCPI	THAPPI		THAFDI	THACPI	THACCPI	THAPPI
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)					*ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSI(2)-VAR(2)*			
Regime 1	-0.54***	0.002***	6.33 x 10^{-4}***	0.002***	Regime 1	0.58***	-1.78 x 10^{-4}***	0.001***	-4.02 x 10^{-4}***
Regime 2	-13.11***	-0.002***	0.001***	0.005***	Regime 2	-0.65***	6.56 x 10^{-4}***	7.86 x 10^{-4}***	4.55 x 10^{-5}***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters					*ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters and Heteroskedasticity*				
THAFPI	-0.04*	-7.68 x10^{-6}***	-9.04 x 10^{-6}***	-5.20 x10^{-5}***	THAFDI	-0.06*	1.50 x 10^{-4}***	3.19 x 10^{-5}***	7.42 x 10^{-4}***
Log-likelihood	AIC		BIC		Log-likelihood	AIC		BIC	
996.7114	-1861.4228		-1593.5207		1140.5982	-2045.1964		-1631.3090	
บราซิล (Brazil)	BRAFPI	BRACPI	BRACCPI	BRAPPI		BRAFDI	BRACPI	BRACCPI	BRAPPI
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSIH(2)-VAR(1)					*ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSI(2)-VAR(2)*			
Regime 1	1.05***	0.001***	0.50***	0.003***	Regime 1	0.30***	0.002***	0.17***	0.004***
Regime 2	-0.33***	0.002***	0.16***	0.01***	Regime 2	0.27***	-0.01***	-0.01***	-0.003***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters					*ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters and Heteroskedasticity*				
BRAFPI	0.03*	2.34 x 10^{-5}***	-5.78 x 10^{-3}***	-1.77 x 10^{-4}***	BRAFDI	4.64 x10^{-4}*	5.74 x 10^{-5}***	0.02**	1.36 x10^{-4}***
Log-likelihood	AIC		BIC		Log-likelihood	AIC		BIC	
798.7562	-1465.5123		-1178.0092		862.6563	-1627.9553		-1382.0829	
อินเดีย (India)	INDFPI	INDCPI	INDPPI	INDWSPI		INDFDI	INDCPI	INDPPI	INDWSPI
	ค่า Regime-dependent wish Intercepts ของ MSI(2)-VAR(1)								
Regime 1	0.29***	0.005***	0.003***	0.003***	Regime 1	2.60***	-0.004***	-0.004***	-0.003***
Regime 2	-0.46***	0.01***	0.01***	0.005***	Regime 2	0.23***	0.01***	0.01***	0.01***
ค่า Regime-independent with Autoregressive parameters									
INDFPI	-0.03*	8.13 x 10^{-6}***	-8.46 x10^{-6}***	-7.70 x 10^{-6}***	INDFDI	-0.27*	2.75 x 10^{-4}***	1.15 x10^{-3}***	1.12 x 10^{-3}***
Log-likelihood	AIC		BIC		Log-likelihood	AIC		BIC	
900.3952	-1692.7903		-1472.5976		1086.9334	-2065.8668		-1845.6741	

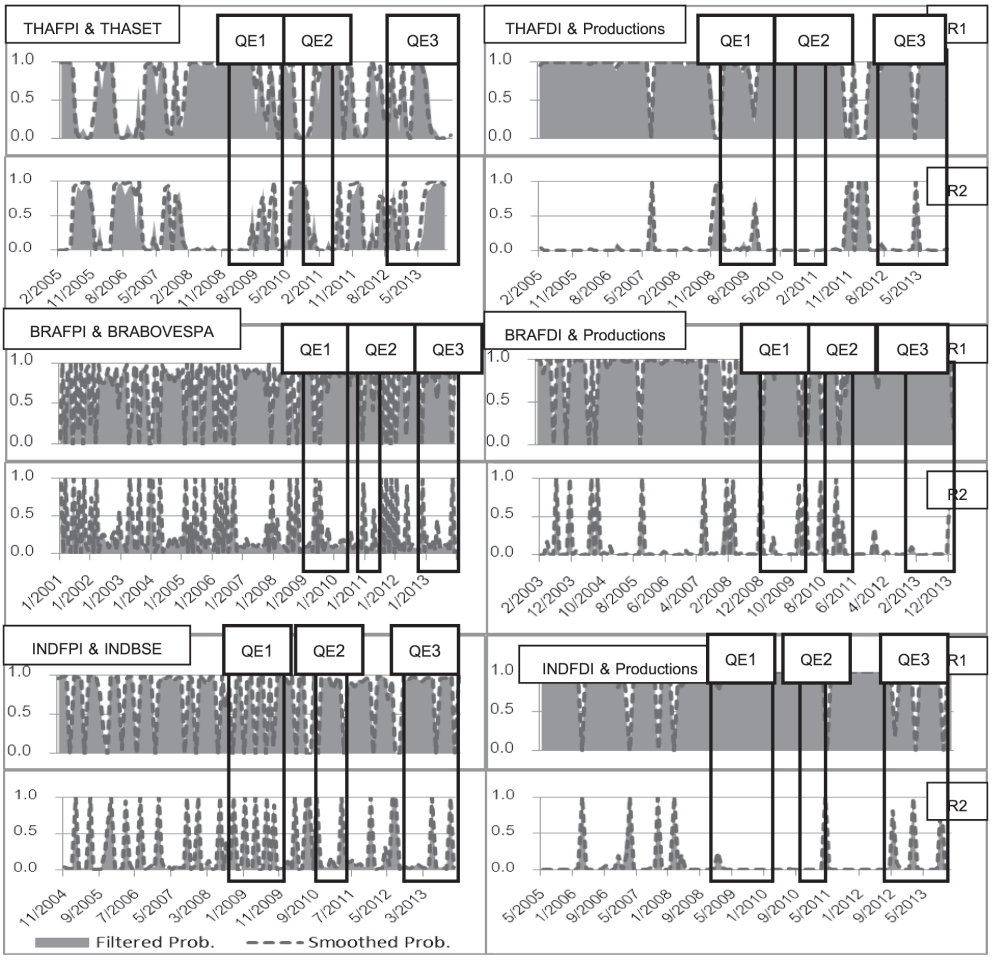
หมายเหตุ: ***, **, * หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 0.05 0.10 ตามลำดับ
ที่มา: จากการคำนวณ

ความน่าจะเป็นในการเปลี่ยนและการคงอยู่ในแต่ละสถานะของเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์และเงินทุนไหลเข้าโดยตรง

จากภาพที่ 2 แสดงวัฏจักรเศรษฐกิจการคงอยู่ในสถานะเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์และสถานะเงินทุนไหลเข้าโดยตรงจากต่างประเทศแบบมีอัตราขยายตัว (Regime 1) กับสถานะเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์และสถานะเงินทุนไหลเข้าโดยตรงจากต่างประเทศแบบมีอัตราชะลอตัว (Regime 2) การศึกษานี้ ได้ศึกษาตัวแปร Shocks 2 ตัวแปร คือ FPI และ FDIซึ่ง FPI ได้จับคู่กับกลุ่มตัวแปร

ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ที่มีความเกี่ยวข้องโดยตรงและยังเป็นดัชนีชี้นำทางเศรษฐกิจ (Leading indicator) ที่สำคัญของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย และ FDI ผู้ศึกษาเลือกจับคู่กับกลุ่มด้านการผลิต (Productions) เนื่องจากเป็นเครื่องชี้วัดภาวะการผลิตในภาคอุตสาหกรรมประเภทต่างๆ ในประเทศ และยังเป็นดัชนีชี้พ้องทางเศรษฐกิจ (Coincidental Index) ที่ใช้ดูแนวโน้มการผลิตได้ในระยะยาวได้เป็นอย่างดีเช่นกัน

ทั้งนี้ แนวโน้มการไหลเข้าของเงินทุนไปยังประเทศไทย บราซิล และอินเดียในภาพที่ 2 ส่วนหนึ่งมาจากการใช้มาตรการ QE ของสหรัฐฯ ตั้งแต่ช่วง QE1 เดือนธันวาคมปี ค.ศ. 2008 ถึงเดือนมีนาคมปี ค.ศ. 2010 ช่วง QE 2 เดือนพฤศจิกายนปี ค.ศ. 2010 ถึงเดือนมิถุนายนปี ค.ศ. 2011 และ QE 3 ตั้งแต่เดือนกันยายนปี ค.ศ. 2012 ถึงช่วงปลายปี ค.ศ. 2013 ในช่วง QE1 ทั้งสามประเทศมีช่วงสถานะเงินทุนไหลเข้าใน FPI ขยายตัวในกรอบ 12-14 เดือนโดยบราซิลมีช่วงขยายตัวมากสุดและมีช่วงสถานะเงินทุนไหลเข้าใน FDI ขยายตัวในกรอบ 13-16 เดือน โดยอินเดียมีช่วงขยายตัวมากสุด ส่วนในช่วงสถานะเงินทุนไหลเข้าของ FPI ชะลอตัวอยู่ในกรอบ 0-3 เดือน โดยอินเดียมีช่วงชะลอตัวต่ำสุดที่ 0 เดือน ส่วนในช่วง QE2 ทั้งสามประเทศมีช่วงขยายตัวของ FPI อยู่ในกรอบ 6-7 เดือน FDI อยู่ในกรอบ 7-8 เดือน โดยบราซิลขยายตัวต่ำกว่าอีกสองประเทศ ส่วนช่วงชะลอตัวอยู่ในกรอบประมาณ 0-1 เดือน โดยไทยไม่มีช่วง FPI กับ FDI ชะลอตัวเลย และสุดท้าย QE3 ทั้งสามประเทศมี FPI ขยายตัวอยู่ในกรอบ 10-13 เดือน โดยไทยขยายตัวต่ำสุด ส่วนช่วง FDI ขยายตัวอยู่ในกรอบ 12-15 เดือน โดยอินเดียขยายตัวต่ำสุด และสำหรับช่วง FPI กับ FDI ทั้งสามประเทศชะลอตัวอยู่ที่ 2-5 เดือนและ 0-3 เดือนตามลำดับ โดยที่ไทยชะลอตัวมากสุดใน FPI และอินเดียชะลอตัวมากสุดใน FDI



ภาพที่ 2 วัฏจักรเศรษฐกิจของประเทศไทย บราซิล และอินเดีย ในช่วงการใช้มาตรการ QE ของสหรัฐฯ

หมายเหตุ: ค่าความน่าจะเป็นแบบ Filtered Probability และ Smoothed Probability ตั้งแต่ช่วง 0 ถึง 1 แสดง สถานะปริมาณเงินทุนไหลเข้า ในหลักทรัพย์ (FPI) แบบมีอัตราขยายตัว สถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าโดยตรง (FDI) แบบมีอัตราขยายตัว ณ Regime 1(R1) และสถานะปริมาณเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์แบบมีอัตราชะลอตัว สถานะของปริมาณเงินทุนไหลเข้าโดยตรงแบบมีอัตราชะลอตัว ณ Regime 2(R2) ซึ่งมีการแบ่งข้อมูลออกเป็น 2 สถานะ หากสถานะใดมีความน่าจะเป็นเข้าใกล้ 1 หรือมากกว่า 0.5 ให้จัดว่าข้อมูลในระยะนั้น ถูกจัดอยู่ในช่วงสถานะขยายตัว แต่ถ้าความน่าจะเป็นมีค่าน้อยกว่า 0.5 ให้จัดว่าข้อมูลนั้นอยู่ในสถานะชะลอตัว (Artis, Krolzig and Toro, 2004)

ที่มา: จากการคำนวณ

นอกจากนี้ ยังพบว่า ความน่าจะเป็นในการเปลี่ยนสถานะในระยะเวลาต่อจากช่วงที่ศึกษาของไทย บราซิล และอินเดียมีความน่าจะเป็นในการเปลี่ยนสถานะของ FPI จากสถานะมีเงินทุนไหลเข้ามีอัตราขยายตัว (Regime 1) มาสู่สถานะเงินทุนไหลเข้าในอัตราชะลอตัว (Regime 2) มีค่าเท่ากับร้อยละ 100 92 และ 82 ตามลำดับ แต่มีความน่าจะเป็นที่จะคงอยู่ในสถานะเงินทุนไหลเข้ามีอัตรา

ขยายตัวดังเดิมเท่ากับร้อยละ 86 63 และ 72 ตามลำดับ และความน่าจะเป็นในการเปลี่ยนสถานะของ FDI จากความน่าจะเป็นในการเปลี่ยนสถานะมีเงินทุนไหลเข้ามีอัตราขยายตัว (Regime 1) มาสู่สถานะเงินทุนไหลเข้าในอัตราชะลอตัว (Regime 2) มีค่าเท่ากับร้อยละ 93 87 และ 92 ตามลำดับ แต่มีความน่าจะเป็นที่จะคงอยู่ในสถานะเงินทุนไหลเข้ามีอัตราขยายตัวดังเดิมเท่ากับร้อยละ 56 100 และ 98 ตามลำดับ และไทย บราซิล และอินเดีย จะมีช่วงระยะเวลาในการคงอยู่ในสถานะ FPI ขยายตัว โดยมีระยะเวลาเฉลี่ยประมาณ 7, 3 และ 4 เดือน ตามลำดับ ส่วนระยะเวลาในการคงอยู่ในสถานะชะลอตัว มีระยะเวลาในการคงอยู่ในสถานะดังกล่าว โดยเฉลี่ยประมาณ 1 เดือนเท่าๆกัน สำหรับระยะเวลาในการคงอยู่ในสถานะ FDI ของไทย บราซิล และอินเดียขยายตัวเฉลี่ยประมาณ 15 8 และ12 เดือนตามลำดับ และระยะเวลาในการคงอยู่ในสถานะ FDI ชะลอตัวโดยเฉลี่ยประมาณ 2 1 และ 1 เดือน ตามลำดับ

ผลการวิเคราะห์การตอบสนอง (Impulse Response)

เมื่อเกิด Shocks ในส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน 1 หน่วยในอัตราการเติบโตของ FPI ของแต่ละประเทศส่งผลให้อัตราการเติบโตของตัวแปรภายในแต่ละด้านมีการตอบสนองและปรับตัวเข้าสู่ภาวะปกติแตกต่างกัน โดยตัวแปรที่มีการปรับตัวค่อนข้างนานกว่าจะเข้าสู่ภาวะปกติ ได้แก่ THAMRR (ประมาณ 15 เดือนในทิศทางลบสลับกับบวก) ตัวแปร BRAPR (ประมาณ 15 เดือนในทิศทางบวก) ตัวแปร BRADPR (มากกว่า 24 เดือน ในทิศทางบวกสลับกับลบ) ตัวแปร INDPR (ประมาณ 12 เดือนในทิศทางบวก) ตัวแปร BRAPPI (ประมาณ 15 เดือน ในทิศทางลบ) และตัวแปร INDINFRA (ประมาณ 36 เดือนขึ้นไปในทิศทางบวกสลับกับลบ) แต่เมื่อเกิด Shocks ในส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน 1 หน่วยในอัตราการเติบโตของ FDI กรณีปรับตัวมากกว่า 12 เดือนแต่ไม่เกิน 24 เดือนในทิศทางลบสลับกับบวก ได้แก่ ตัวแปร THASET, THACPI และ THACCPI ในทิศทางบวกสลับกับลบ ได้แก่ตัวแปร THAPR ในทิศทางบวก ได้แก่ THAMRR และ THALR ส่วนในทิศทางลบ ได้แก่ตัวแปร BRAPR และ BRAPPI กรณีปรับตัวนานกว่า 36 เดือนขึ้นไป ได้แก่ตัวแปร INDINFRA สำหรับอัตราการเติบโตของตัวแปรส่วนที่เหลือนั้นมีการปรับตัวเข้าสู่ภาวะปกติเพียงระยะเวลาอันสั้นในกรอบ 2-10 เดือน

สรุปผลการศึกษา

แบบจำลองที่เหมาะสมในการอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร FPI และ FDI กับตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคในด้านต่างๆที่สนใจ คือ แบบจำลองในรูปแบบ MSI(M)-VAR(q) กับ MSIH(M)-VAR(q) กล่าวคือ การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในแบบจำลองถูกอธิบายได้ด้วยตัวแปรช็อก FPI และ FDI และอิทธิพลของปัจจัยอื่นๆ ผ่านเทอมของ Intercept ที่ขึ้นอยู่กับสถานะ และความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองถูกอธิบายได้ด้วย Autoregressive Parameters ที่ไม่ขึ้นอยู่กับสถานะ นอกจากนี้

ความเหมาะสมของแบบจำลองที่ใช้อธิบายบางผลการศึกษายังกำหนดให้ความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อน (Heteroscedasticity: H) มีการสับเปลี่ยนระหว่างสถานะ อย่างไรก็ตาม แบบจำลองทั้งสองยังไม่มีความยืดหยุ่นมากพอในการอธิบายผล เนื่องจากผลการศึกษาบางกรณีให้ผลไม่สอดคล้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์มหภาค

จากการศึกษาในครั้งนี้ ตัวแปรช็อก FPI และ FDI ของประเทศไทย บราซิล และอินเดียในสถานะเงินทุนไหลเข้าแบบมีอัตราขยายตัว (Regime 1) ส่งผลต่อตัวแปรเศรษฐกิจมหภาค อาทิ ตัวแปรด้านตลาดทุน ซึ่งคือ อัตราการเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์มีค่าเป็นบวก แสดงว่า เมื่อมีเงินทุนไหลเข้ามาก การเติบโตของดัชนีตลาดหลักทรัพย์มีแนวโน้มสูงขึ้น กลุ่มตัวแปรด้านอัตราดอกเบี้ย มีผลกดดันให้อัตราการเติบโตของกลุ่มตัวแปรอัตราดอกเบี้ยลดต่ำลง ซึ่งการลดลงนี้อีกนัยหนึ่งบ่งบอกถึงอัตราผลตอบแทนในการลงทุนลดลงด้วย นอกจากนี้ สถานะเงินทุนไหลเข้าแบบมีอัตราขยายตัวใน FDI ยังส่งผลให้อัตราการเติบโตของอัตราดอกเบี้ยเงินกู้มีค่าเพิ่มขึ้น จากเหตุผลดังกล่าว อาจเป็นผลจากการควบคุมไม่ให้ปริมาณเงินทุนไหลเข้ามากจนเกินไปของประเทศนั้นๆ ทางด้านอัตราแลกเปลี่ยนของทั้งสามประเทศ สถานะเงินทุนไหลเข้าแบบมีอัตราขยายตัว มีส่วนให้ดัชนีค่าเงินที่แท้จริงที่บ่งบอกถึงความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาอย่างแท้จริงปรับตัวสูงขึ้น อัตราการเติบโตของค่าเงินจึงแข็งค่าขึ้น ซึ่งส่วนใหญ่เป็นผลจากเงินลงทุนระยะสั้น (FPI) เป็นต้น สำหรับตัวแปรที่เหลือสามารถอธิบายได้ตามหลักทฤษฎีและกลไกการส่งผ่านผลกระทบ นอกจากปัจจัยภายนอกประเทศซึ่งเกิดจากกระแสเงินทุนไหลเข้า (Capital Inflows) ที่ส่งผลกระทบต่อทิศทางของตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคแล้ว แต่บางสภาวการณ์ที่เกิดขึ้นจริงนั้นปัจจัยภายในประเทศอาจมีผลต่อทิศทางของตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคมากกว่า และการศึกษาในอนาคตควรหาตัวแปรในแต่ละประเทศที่มีความคล้ายคลึงกันหรือสามารถทดแทนกันได้มาทำการทดสอบเพื่อให้เห็นถึงความสัมพันธ์ที่สอดคล้องกับหลักแนวคิดมากขึ้น

ผลการวิเคราะห์ในครั้งนี้ ได้เห็นถึงผลกระทบที่เกิดขึ้นของกระแสเงินทุนไหลเข้าในหลักทรัพย์และโดยตรงระหว่างประเทศ ซึ่งมีขนาดผลกระทบและสร้างความผันผวนให้กับภาคส่วนต่างๆ ในระบบเศรษฐกิจไม่เท่ากัน ดังนั้น ภาครัฐ หน่วยงานที่เกี่ยวข้อง เช่น ธนาคารกลางของทั้งสามประเทศ รวมถึงภาคเอกชน ควรร่วมมือกัน ช่วยกันแก้ไขปัญหา และหาทางออก เพื่อที่จะรับมือกับกระแสเงินทุนที่ไหลเข้ามาที่มีมากเกินไปและต้องดำเนินการควบคุมให้ระดับเงินทุนทั้งระยะสั้นและระยะยาว ที่ไหลเวียนเข้ามาในระบบเศรษฐกิจ เพื่อให้กระทบต่อระบบเศรษฐกิจในภาคส่วนต่างๆ และเศรษฐกิจโดยรวมของประเทศอย่างไม่รุนแรง จนสร้างความเสียหายให้กับระบบเศรษฐกิจมากนักประเทศไทยเอง ในอนาคตจะรวมกลุ่มกับประเทศในอาเซียนเป็นประชาคมเศรษฐกิจอาเซียนแล้ว ซึ่งภาคส่วนต่างๆ มีการเชื่อมโยงกันมากขึ้น ไม่ว่าจะเป็นภาคการค้า การลงทุน การเงิน ระหว่างประเทศอาเซียนควรร่วมมือกันสร้างเสถียรภาพให้กับเศรษฐกิจให้มีประสิทธิภาพให้ได้ เพื่อเป็นการลด

ความเสี่ยงที่กระทบต่อการเติบโตทางเศรษฐกิจ อาทิ ความเสี่ยงด้านความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ราคาสินค้า ราคาพลังงานของโลก การชะลอตัวทางเศรษฐกิจของประเทศเศรษฐกิจหลัก เป็นต้น สำหรับประเทศบราซิล และอินเดีย ซึ่งเป็นสมาชิกของประเทศเศรษฐกิจเกิดใหม่ที่เรียกว่ากลุ่ม BRICS ควรดูแลเสถียรภาพในกลุ่มเศรษฐกิจเช่นเดียวกัน เนื่องจากเศรษฐกิจที่เคยเติบโตได้เร็วหลังเกิดวิกฤติการเงินโลกสหรัฐฯ กลับเติบโตได้ไม่นานนักเพราะหลังจากนั้นเพียงไม่กี่ปีเศรษฐกิจกลุ่ม BRICS ได้เกิดภาวะชะลอตัวทางเศรษฐกิจขึ้น ดังนั้น ประเทศบราซิลและอินเดีย จึงควรเร่งวางแผนและพัฒนาประเทศให้กลับมาเติบโตสูงอีกครั้ง

เอกสารอ้างอิง

Artis, M., Krolzig, H-M., & Toro, J. (2004). The European business cycle. *Oxford Journal, Oxford Economic*' Papers, 56 (1), 1-44.

Barroso, J. B. R., da Silva, L. A. P., & Sales, A. S. (2013). Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation *The Banco Central do Brasil Working Paper*, 313.

Bellone, B. (2005). Classical estimation of multivariate markov-switching models using msvarlib. *User Guide.*

Camara, N., M. Sabate, et al. (2009). *Unit Roots in World Trade.* N. Camara. Spain, Faculty of Economics, University of Saragossa.

Chatchawan, S. (2012). The Role of Stock Market Conditions on Foreign Equity Flows in The Stock Exchange of Thailand. *CMRI Working Paper,* 3(4), 1-114.

Fiscal Policy Office. (2010). The United States of America's Quantitative Easing Policy and Impact on Thai Economy?. Retrieved from http://www.fpo.go.th/FPO/modules/Content/getfile.php?contentfileID=287

Hirunwong, D., & Synsatayakul, W. (2013). International Spillovers of the operations and the QE ending. Retrieved from https://www.bot.or.th/Thai/MonetaryPolicy/ArticleAndResearch/FAQ/FAQ_83.pdf

Krolzig, H-M. (1997). Markov switching vector autoregressions: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Retrieved January 8, 2014, from http://down.cenet.org.cn/upfile/8/200581232539112.pdf

Kumah, F. Y. (2007). A Markov-Switching Approach to Measuring Exchange Market Pressure. *International Monetary Fund Working Paper,* 7(242).

Kumhof, M. (2004). Sterilization of short-term capital inflows—through lower interest rates?. *Journal of International Money and Finance*, 23(7-8), 1209-1221. doi: 10.1016/j.jimonfin.2004.07.001

Louis, R. J., & Simons, D. (2007). Is there a North American business cycle? an analysis of the period 1963- 2002. *Applied Econometrics and International Development*, 7(2), 109-120.

Ouattara, B. (2004). *Modelling the Long Run Determinants of Private Investment in Senegal*. England, Centre for Research in Economic Development and International Trade, University of Nottingham.

Payaslioglu, C. (2008). Revisiting East Asian exchange rates: the same spirit under a different sky. *Applied Financial Economics,* 18(15), 1263-1276. doi: 10.1080/09603100701604258

Saborowski, C. (2009). Capital inflows and the real exchange rate: can financial development cure the Dutch disease?. *IMF Working Papers*, 1-42.

Thawornkaiwong, S., & Annonchan, C. (2013). Interest rate difference makes a foreign capital flows into Thai, Really?. Retrieved from https://www.bot.or.th/Thai/MonetaryPolicy/ArticleAndResearch/FAQ/FAQ_78.pdf

Wickremasinghe, G. B. (2004). "Purchasing Power Parity In Sri Lanka During The Recent Float: Some Empirical Evidence Using Recent Econometric Techniques". *ABERU Discussion Paper 4.* Australia, Department of Econometrics & Business Statistics, Monash University.