



ที่ อว 8393(16)5.2.2/18

21 เมษายน 2563

เรื่อง การพิจารณาบทความเพื่อตีพิมพ์ในวารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

เรียน คุณจตุรงค์ บุนนาค

ตามที่ ท่านได้กรุณาส่งบทความ เรื่อง "ปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว" เพื่อตีพิมพ์ในวารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ นั้น

กองบรรณาธิการวารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ ได้พิจารณาบทความของท่านแล้ว ให้ตีพิมพ์บทความของท่านในวารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ ปีที่ 24 ฉบับที่ 1 (มกราคม - มิถุนายน 2563)

จึงเรียนมาเพื่อโปรดทราบ

ขอแสดงความนับถือ

(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.จิราคม สิริศรีสกุลชัย)

บรรณาธิการ

วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

THE EFFECT OF MACROECONOMIC VARIABLES ON THAILAND - LAOS BORDER TRADE

Jaturong Bunnag¹; Surachai Kungwon²; Nirote Sinnarong³; Kittawit Autchariyapanitkul⁴
Faculty of Economic, Maejo University, Thailand
Email: jaturong.bunnag@gmail.com

Abstract

The objective of this research is to study macroeconomic variables that affect the value of Thailand-Laos border trade. We investigate the relationship among 6 macroeconomic variables, namely, value of Thai-Laos border trade, exchange rate of Baht per US Dollar, interest rates for one year short-term loans of Bank of The Lao PDR, retail loan interest rate of good customers of the Bank of Thailand, Laos's consumer price index and Thai Consumer Price Index of Thailand. We use monthly statistical data between January 2007 until December 2018 by using Vector Autoregressive Model (VAR) for an analysis.

By using the VAR model, we found that Exchange rate of Baht per US Dollar has a positive shock to the value of Thai-Laos border trade. The remaining variables have a very small negative impact on the value of Thai-Laos border trade. However, this impact varies over time. The policy maker should take these factors into account for boost up the value of Thai-Laos border trade. Policy implications of the findings are discussed.

Keywords: Vector Autoregressive Model, VAR Model, Value of Thailand-Laos border trade, The macroeconomic variables

¹ Ph.D. Candidate Doctor of Philosophy Program in Applied Economics, Faculty of Economic, Maejo University, Corresponding author: jaturong.bunnag@gmail.com

² Associate Professor; Applied Economics, Faculty of Economic, Maejo University

³ Assistant Professor; Applied Economics, Faculty of Economic, Maejo University

⁴ Assistant Professor; Applied Economics, Faculty of Economic, Maejo University

ตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว

จตุรงค์ บุนนาค¹ สุรัชย์ กังวล² นิโรจน์ สีนณรงค์³ กฤตวิทย์ อัจฉริยะพานิชกุล⁴

สาขาเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยแม่โจ้ ประเทศไทย

Email: jaturong.bunnag@gmail.com

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว โดยหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่เกี่ยวข้องจำนวน 6 ตัวแปร ได้แก่ มูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว, อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ, อัตราดอกเบี้ยเงินกู้รายย่อยลูกค้าชั้นดีของไทย, ดัชนีราคาผู้บริโภคของไทย, อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระยะสั้นของลาว และดัชนีราคาผู้บริโภคของลาว โดยใช้ข้อมูลสถิติรายเดือน ระหว่างเดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 โดยใช้วิธีการ Vector Autoregressive model ในการวิเคราะห์

ผลการศึกษาพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ จะส่งผลกระทบที่เป็นบวกต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว ส่วนตัวแปรที่เหลือมีผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาวในทางลบเพียงเล็กน้อย แต่อย่างไรก็ตามผลกระทบเหล่านี้จะเปลี่ยนแปลงไปตามเวลา ดังนั้นผู้ที่เกี่ยวข้อง ควรใช้ตัวแปรที่กล่าวมานี้ในการสร้างนโยบายเพื่อที่จะเพิ่มมูลค่าการค้าชายแดน ซึ่งการประยุกต์ใช้นโยบายจะได้มีการกล่าวต่อไปในรายละเอียด

คำสำคัญ: Vector Autoregressive Model, VAR Model, มูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว, ตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค

¹ นักศึกษาระดับปริญญาเอก สาขาเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยแม่โจ้

² รองศาสตราจารย์ คณะเศรษฐศาสตร์ สาขาเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยแม่โจ้

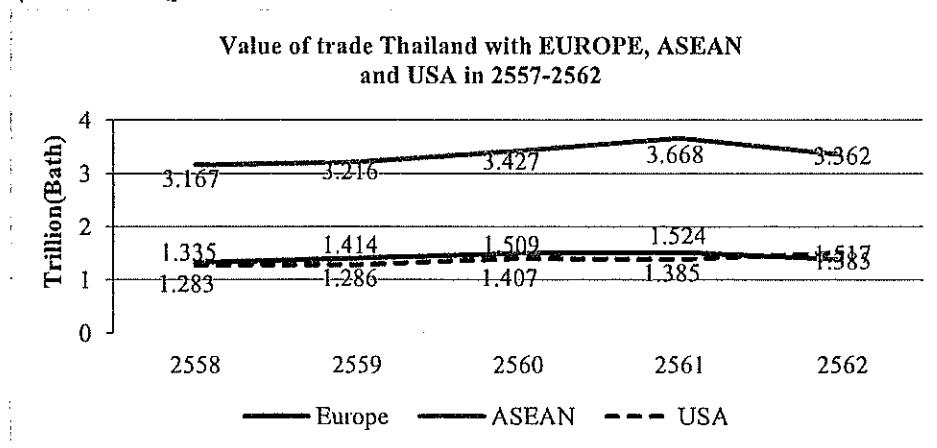
³ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ คณะเศรษฐศาสตร์ สาขาเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยแม่โจ้

⁴ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ คณะเศรษฐศาสตร์ สาขาเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยแม่โจ้

1. บทนำ

ตั้งแต่กลุ่มประเทศสมาชิก ASEAN (Association of Southeast Asian Nations) ได้แก่ ประเทศ มาเลเซีย เมียนมา กัมพูชา ลาว สิงคโปร์ เวียดนาม บรูไนดารุส-ซาลาม ฟิลิปปินส์ อินโดนีเซีย และไทย ได้รวม เป็นประชาคมเศรษฐกิจอาเซียน AEC (ASEAN Economic Community) เมื่อวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2558 เป็นต้นมา ทำให้เกิดความเปลี่ยนแปลงในภูมิภาคนี้ในหลายด้านเช่น ความร่วมมือทางการค้าภายในประชาคม เศรษฐกิจอาเซียน AEC (ASEAN Economic Community) ที่มีมูลค่าสูงขึ้น โดยเฉพาะกลุ่ม CLMV (Cambodia Laos Myanmar Vietnam) ประกอบด้วยประเทศ กัมพูชา ลาว เมียนมา และเวียดนาม ซึ่งเป็นกลุ่มประเทศที่มี พรมแดนติดต่อกัน ตั้งอยู่บนคาบสมุทรอินโดจีน และมีลักษณะทางภูมิประเทศที่โอบล้อมไทย เป็นตลาดใหม่ ที่นิยมบริโภคสินค้าไทย มีทรัพยากรแร่ธาตุที่อุดมสมบูรณ์ มีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่พัฒนาอย่าง ต่อเนื่อง โดยเฉพาะที่ลาว ซึ่งมีไทยเป็นคู่ค้าที่สำคัญเป็นอันดับที่ 1 ของลาว

ในขณะที่มูลค่าการค้าของไทยกับสหภาพยุโรป และอเมริกา เริ่มมีแนวโน้มลดลง เนื่องจากปัญหา เศรษฐกิจภายในของสหภาพยุโรป และอเมริกา ดังปรากฏตามรูปที่ 1 ซึ่งแสดงมูลค่าการค้าของไทยกับอาเซียน สหภาพยุโรป และสหรัฐอเมริกา ตามลำดับตั้งแต่ปี พ.ศ. 2558-2562 ดังต่อไปนี้

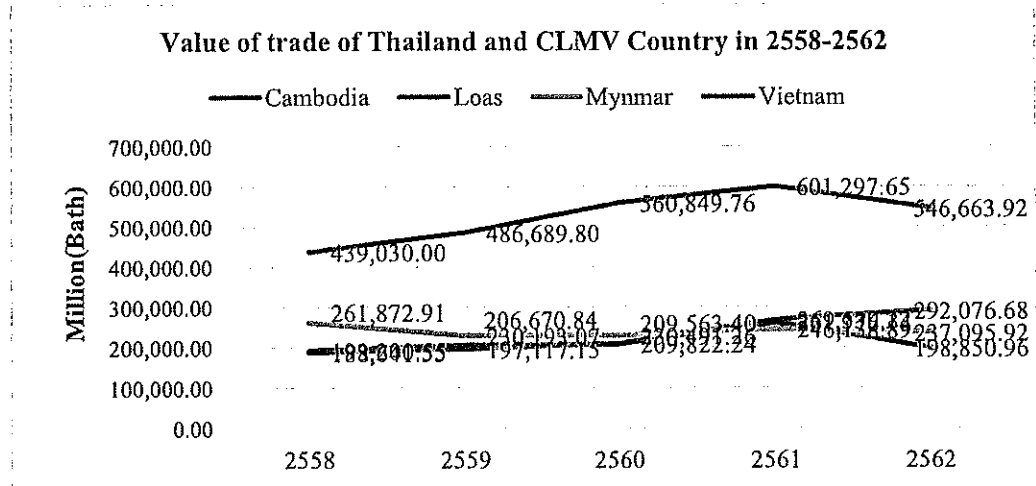


รูปที่ 1 Value of trade Thailand with EUROPE, ASEAN and USA in 2558-2562

ที่มา : (Information and Communication Technology Center and Office of the Permanent Secretary at Ministry of Commerce, 2562)

จากรูปที่ 1 แสดงมูลค่าการค้าของไทยกับประเทศ อาเซียน ยุโรป และสหรัฐอเมริกา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2558-2560 ซึ่งในปี พ.ศ. 2559 เป็นปีที่เริ่มต้นการเป็นประชาคมเศรษฐกิจอาเซียน เห็นได้ว่าประเทศสมาชิกได้ เพิ่มบทบาททางการค้า ด้วยการทำการค้ากันเองภายในกลุ่มมากขึ้น โดยเฉพาะการนำเข้า และส่งออก อันเนื่องมาจากการมาตรการลดอัตราภาษี และมาตรการขจัดกีดกันทางการค้าระหว่างกัน ทำให้ภาครัฐและ

ภาคธุรกิจของไทยปรับนโยบายทางการค้าหันมาให้ความสำคัญทางการค้ากับประชาคมเศรษฐกิจอาเซียน (AEC : ASEAN Economic Community) มากขึ้น จากข้อมูลดังกล่าวพบว่ามูลค่าการค้า ทั้งการส่งออก และการนำเข้าของไทย ภายในประชาคมเศรษฐกิจอาเซียน (AEC : ASEAN Economic Community) มีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น และมีมูลค่าการค้าสูงกว่าอเมริกา และยุโรป โดยเฉพาะอย่างยิ่งกลุ่มประเทศ CLMV (Cambodia Laos Myanmar Vietnam) เพื่อนบ้านที่มีชายแดนติดต่อกันล้อมรอบไทย และเป็นประเทศที่กำลังพัฒนา เป็นที่สนใจต่อนักลงทุน มีอัตราการขยายตัวของ GDP (Gross Domestic Product) ที่ค่อนข้างสูง ในปี พ.ศ. 2560 กับพหุชา มีอัตราการขยายตัวของ GDP ร้อยละ 6.8 ลาว มีอัตราการขยายตัวของ GDP ร้อยละ 6.9 เมียนมา มีอัตราการขยายตัวของ GDP ร้อยละ 6.8 และเวียดนาม มีอัตราการขยายตัวของ GDP ร้อยละ 6.8 ในขณะที่ไทย มีอัตราการขยายตัวของ GDP ร้อยละ 4.0 (World Bank Group, 2018) นอกจากนี้แล้วในปี พ.ศ. 2562 มูลค่าการค้าของไทยในกลุ่มประเทศ CLMV (Cambodia Laos Myanmar Vietnam) มีมูลค่าการค้ารวม 1,274,686.58 ล้านบาท คิดเป็นร้อยละ 37.9 ของมูลค่าการค้ารวมทั้งหมดของไทยกับประชาคมเศรษฐกิจอาเซียนจำนวน 3,362,172.54 ล้านบาท โดยมีมูลค่าการค้าของไทยในกลุ่ม CLMV (Cambodia Laos Myanmar Vietnam) ในปี พ.ศ. 2562 เทียบกับปี พ.ศ. 2561 ดังนี้ กับพหุชา มีมูลค่าการค้า 292,076.68 ล้านบาท เพิ่มขึ้นร้อยละ 8.36 และไทยได้ดุลการค้า 149,873.08 ล้านบาท ลาวมีมูลค่าการค้า 198,850.96 ล้านบาท ลดลงร้อยละ 8.35 และไทยได้ดุลการค้า 39,412.97 ล้านบาท เมียนมามีมูลค่าการค้า 237,095.92 ล้านบาท ลดลงร้อยละ 3.67 และไทยได้ดุลการค้า 33,265.98 ล้านบาท และเวียดนาม มีมูลค่าการค้า 546,663.92 ล้านบาท ลดลงร้อยละ 9.09 และไทยได้ดุลการค้า 203,791.07 ล้านบาท ดังปรากฏตามรูปที่ 2 ซึ่งแสดงมูลค่าการค้าของไทยกลุ่มประเทศ CLMV ในปี พ.ศ. 2558-2562 ดังต่อไปนี้



รูปที่ 2 Value of trade of Thailand and CLMV Country in 2558-2562

ที่มา : (Information and Communication Technology Center and Office of the Permanent Secretary at Ministry of Commerce, 2562)

จากรูปที่ 2 เป็นที่น่าสังเกตว่า ลาวเป็นประเทศเพื่อนบ้านที่ไทยได้ดูแลการค้ามาโดยตลอด และเงินบาทเป็นที่ต้องการในการค้าชายแดนไทย-ลาว โดยในปี พ.ศ. 2559 มีการใช้เงินบาทคิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 59.6 ของวงเงินการค้าระหว่างสินค้าและบริการของการค้าชายแดนไทย-ลาวในระบบ (Financial Institution Development Fund, 2016)

จากความสำคัญของการค้าชายแดนไทย-ลาว ดังการอธิบายข้างต้น ผู้วิจัยจึงต้องการศึกษาเรื่องตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว เพื่อให้ผู้ประกอบการและผู้ที่เกี่ยวข้องมีความรู้และเข้าใจสภาพการณ์การค้าชายแดนไทย-ลาว อีกทั้งเพื่อให้หน่วยงานและผู้กำหนดนโยบายส่งเสริมการค้าชายแดนไทย-ลาว ได้รู้และเข้าใจถึงตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่มีผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว เพื่อจะได้ใช้เป็นแนวทางการส่งเสริมการค้าชายแดนไทย-ลาว ในอันดับต่อไป

ในงานวิจัยครั้งนี้ได้ใช้ตัวแบบ Vector Autoregressive ในการแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งตัวแบบดังกล่าวเป็นที่นิยมใช้กันอย่างแพร่หลายในการวิเคราะห์ตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาคอันเนื่องมาจากข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีอัตสัมพันธ์ในตัวของข้อมูลเอง อีกทั้งมีประโยชน์ในการอธิบายพลวัตของพฤติกรรมของข้อมูลทางเศรษฐศาสตร์ที่เป็นอนุกรมเวลาและยังสามารถใช้ทำนายความสัมพันธ์ของตัวแปรในอนาคตได้อีกด้วย

2. ระเบียบวิธีวิจัย

การวิเคราะห์ผลกระทบของตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่มีต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว เป็นการศึกษาใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time-Series Data) รายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 เป็นระยะเวลา 132 เดือน มีตัวแปรดังนี้ $FX(T)$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ (อัตรากลาง) $INT(T)$ คือ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ถูกค้ารายย่อยชั้นดีของไทยสูงสุด $CPI(T)$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของไทย $INT(L)$ คือ อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ระยะสั้น 1 ปีของลาว และ $CPI(L)$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของลาว โดยข้อมูลที่ใช้ในการวิเคราะห์จะเป็นข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2561 ซึ่งสามารถกำหนดแบบจำลองเชิงประจักษ์ได้ดังนี้

$$TB(MB) = FX(T), INT(T), CPI(T), INT(L), CPI(L) \quad (1)$$

ในการประมาณค่าแบบจำลอง VAR นั้น อันดับแรกเราจะทำการตรวจสอบตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาว่ามีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-Stationary) เพื่อให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้มีความสอดคล้องกับสมมติฐานที่ว่าตัวประมาณต้องมีค่าคงที่เมื่อเวลาผ่านไป ซึ่งในจะใช้วิธีการของ Augment Dickey Fuller (ADF) test ตามหลักการของเอนเดอร์ (Enders, 2014)

$$\square y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \gamma y_{t-2} + \sum_{i=1}^p \beta_i \square y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

เมื่อ y_t คือตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา, a_0 คือ จุดตัดแกน y (drift point), t คือ แนวโน้มของเวลา (time trend), ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่มที่มีคุณสมบัติ white noise ส่วน p คือ ระยะเวลาของตัวแปรในอดีต (Lagged Length) ที่เหมาะสม โดยใช้วิธีการของ Hannan and Quinn: HQ (Hannan & Quinn, 1979) โดยเลือกจำนวน lag ที่ให้ค่า HQ ต่ำที่สุด คำนวณจากสูตร

$$HQ = -2 \log_{\max} + 2k \ln(\ln(n)) \quad (3)$$

โดยที่ \log_{\max} คือ ค่า likelihood function สูงสุด,

k คือ จำนวนพารามิเตอร์ และ n คือ จำนวนค่าสังเกต

โดยปกติการนำตัวแปรเพื่อที่จะใช้ในการวิเคราะห์ด้วย VAR นั้นตัวแปรทุกตัวต้องมีคุณสมบัติหนึ่งก่อน แต่ถ้าหากเรานำตัวแปรที่มีคุณสมบัติไม่หนึ่งมาใส่ในแบบจำลอง VAR แล้วประมาณด้วยวิธีการกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) นั้น ผลลัพธ์ที่ได้เราจะได้ความสัมพันธ์ปลอม (Spurious Regression) แต่ถ้าเราแก้ปัญหาความไม่หนึ่งก่อน แล้วนำตัวแปรที่ได้มาวิเคราะห์ด้วย VAR รูปแบบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองนั้นจะเปลี่ยนแปลงไปจากเดิม ซึ่งทำให้ยากต่อการสรุปผล ดังนั้น การนำตัวแปรที่มีลักษณะไม่หนึ่งมาวิเคราะห์นั้นเราต้องแน่ใจว่าตัวแปรเหล่านั้น ต้องมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว (Cointegration) ก่อนจึงจะสามารถที่จะประมาณสมการ VAR ออกมาได้ (Enders, 1995)

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration test) ของตัวแปรถ้าผลออกมาว่าตัวแปรที่นำมาวิเคราะห์มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวอย่างน้อย 1 สมการ ก็แสดงว่าเราสามารถนำข้อมูลดั้งเดิม (level) มาใช้ในการประมาณค่าแบบจำลอง VAR โดยที่ไม่ต้องไปสนใจว่าข้อมูลนั้นจะมีคุณสมบัติหนึ่งหรือไม่ การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวด้วยวิธีการของ Johansen's มีการทดสอบด้วยวิธี Maximum eigenvalue test and Trace test (Dwyer, 2015) มีรูปของสมการดังสมการที่ 4 และสมการที่ 5

$$\text{Maximum eigenvalue test : } LR(r_0, r_0 + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r_0+1}) \quad (4)$$

$$\text{Trace test : } LR(r_0, r_0 + 1) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_{i+1}) \quad (5)$$

การทดสอบความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะสั้นด้วยวิธีการ Vector Error Correction Model: (VECM) โดยที่สามารถอธิบายระดับของการเปลี่ยนแปลงอนุกรมเวลาในระยะสั้นและระยะยาว ดังนี้

กำหนดให้ X_t เป็นเวกเตอร์ขนาด $n \times 1$ ที่ประกอบไปด้วยอนุกรมเวลา จำนวน n ชุดที่ $I(1)$ ซึ่งได้แก่ $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}$ และแบบจำลอง $VAR(p)$ ที่เขียนในรูปของเวกเตอร์ X_t (Poomtan Rangakoonuwat, 2562)

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t \quad (6)$$

โดยที่สามารถเขียนในรูปเวกเตอร์ได้ดังนี้

$$X_i = \begin{bmatrix} TB_{1i} \\ FX_{2i} \\ \vdots \\ CPI(L)_{6i} \end{bmatrix}_{6 \times 1}, A_i = \begin{bmatrix} a_{11,i} & \dots & a_{16,i} \\ a_{21,i} & \dots & a_{26,i} \\ \vdots & & \vdots \\ a_{61,i} & \dots & a_{66,i} \end{bmatrix}_{6 \times 6}, i = 1, \dots, p \quad \text{และ} \quad u_i = \begin{bmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \\ \vdots \\ u(L)_{6i} \end{bmatrix}_{6 \times 1} \quad (7)$$

ดังนั้น $A_i (i=1, \dots, p)$ คือ เมตริกของค่าพารามิเตอร์ขนาด $n \times n$ ส่วน u_i คือเวกเตอร์ขนาด 6×1 ของขนาดตัวแปรสุ่มในแบบจำลอง (Apinya Phunithet, 2557) ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุผลระหว่างตัวแปร (Granger Causality) ซึ่งสามารถแสดงได้ ดังนี้ (WEI, 2013) (Toda & Phillips, 1994)

$$dTB_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{0i} dTB_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} d[FX(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} d[INT(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} d[CPI(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} d[INT(L)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} d[CPI(L)]_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$dFX(T)_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{0i} dTB_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} d[FX(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} d[INT(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} d[CPI(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} d[INT(L)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} d[CPI(L)]_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

$$dINT(T)_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{0i} dTB_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} d[FX(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} d[INT(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} d[CPI(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} d[INT(L)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} d[CPI(L)]_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (10)$$

$$dCPI(T)_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{0i} dTB_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} d[FX(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} d[INT(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} d[CPI(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} d[INT(L)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} d[CPI(L)]_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (11)$$

$$dINT(L)_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{0i} dTB_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} d[FX(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} d[INT(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} d[CPI(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} d[INT(L)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} d[CPI(L)]_{t-i} + \varepsilon_{5t} \quad (12)$$

$$dCPI(L)_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{0i} dTB_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} d[FX(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} d[INT(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} d[CPI(T)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} d[INT(L)]_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} d[CPI(L)]_{t-i} + \varepsilon_{6t} \quad (13)$$

การวิเคราะห์โดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) โดยใช้แบบจำลองสามารถกำหนดให้ตัวแปรอิสระและตัวแปรตามตัวแปรภายใน (Endogenous Variable) ทั้งนี้ตัวแปรทางด้านขวาของสมการจะเป็นตัวแปรล่าช้าในอดีต (Lagged Variable) ดังนั้นแต่ละสมการจึงมีคุณสมบัติ Exactly Identified ทำให้สามารถประมาณค่าได้ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square) ได้ปกติ โดยกำหนดให้ L เป็น Lag Operator โดย $(L)X_t = X_{t-1}$ (Natakit Karnkiangkai, 2015)

$$\begin{bmatrix} \Delta dTB_t \\ \Delta dFX(T)_t \\ \Delta dINT(T)_t \\ \Delta dCPI(T)_t \\ \Delta dINT(L)_t \\ \Delta dCPI(L)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_5 \\ \beta_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11}(L) & \beta_{12}(L) & \dots & \beta_{16}(L) \\ \beta_{21}(L) & \beta_{22}(L) & \dots & \beta_{26}(L) \\ \beta_{31}(L) & \beta_{32}(L) & \dots & \beta_{36}(L) \\ \beta_{41}(L) & \beta_{42}(L) & \dots & \beta_{46}(L) \\ \beta_{51}(L) & \beta_{52}(L) & \dots & \beta_{56}(L) \\ \beta_{61}(L) & \beta_{62}(L) & \dots & \beta_{66}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta dTB_{t-1} \\ \Delta dFX(T)_{t-1} \\ \Delta dINT(T)_{t-1} \\ \Delta dCPI(T)_{t-1} \\ \Delta dINT(L)_{t-1} \\ \Delta dCPI(L)_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

การวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function : IRFs) จากแบบจำลอง VAR โดยใช้วิธีการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน IRFs และเป็นการพิจารณาผลการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในแบบจำลอง ที่มีผลต่อตัวแปรที่สนใจ โดยจะบอกทิศทางและปริมาณของการใช้นโยบาย ซึ่งค่า IRFs คือ ค่าสัมประสิทธิ์เฉลี่ยเคลื่อนที่ ของค่าความคลาดเคลื่อน (Vector Moving Average) เป็นสมการแสดงความสัมพันธ์ของตัวแปรในอดีตและปัจจุบันของส่วนความคลาดเคลื่อน (Error Term)

กล่าวคือเป็นการศึกษาผลที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shock) ของตัวแปรในแบบจำลองที่ส่งผลต่อตัวแปรที่สนใจมากน้อยเพียงใด โดยจะพิจารณาได้จากการเปลี่ยนแปลงค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Error) 1 หน่วย (Enders, 2014) ดังสมการที่ 15

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (15)$$

โดยที่ \bar{X} คือ เวกเตอร์ของค่าเฉลี่ยของตัวแปรภายในแบบจำลองแต่ละตัว ซึ่งค่าเฉลี่ยจะแสดงถึงค่าดุลยภาพในระยะยาว (Steady state) ส่วน ϕ_i คือ ตัวคูณผลกระทบ (Impact multiplier) ที่จะสะท้อนถึงผลของการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในแบบจำลองที่แตกต่างจากค่าดุลยภาพในระยะยาว อันเนื่องมาจากเหตุการณ์ที่ไม่สามารถคาดเดาได้ (Shock) ของตัวแปรในแบบจำลอง

3. ผลการศึกษา

การหาความสัมพันธ์ของตัวแปรจะดำเนินการเพื่อให้ได้ผลการศึกษา โดยมีขั้นตอนการศึกษาทั้งสิ้น 4 ขั้นตอนต่อไปนี้

3.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล และความเหมาะสมความล่าช้าจากช่วงเวลา

การหาความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วยวิธีการเศรษฐมิติ (Traditional Econometric Analysis) ข้อมูลอนุกรมเวลามีโอกาสที่จะมีความสัมพันธ์กันเอง ดังนั้นต้องตรวจสอบตัวแปรที่จะนำมาศึกษาก่อนว่า ตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง Non-Stationary (Unit Root) หรือตัวแปรมีลักษณะนิ่ง Stationary (Non-Unit Root) เพื่อให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้มีความเที่ยงตรง ในกรณีที่ตัวแปรมีลักษณะนิ่ง Stationary (Non-Unit Root) จะมีคุณสมบัติของ Stochastic Process ที่คงที่ตลอดเวลา มีผลทำให้ค่า Covariance และค่า Mean Variance เข้าสู่จุดดุลยภาพหรือเข้าใกล้ค่าคงที่ แต่ถ้าเป็นตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่ง Non-Stationary (Unit Root) จะเกิดปัญหา Multicollinearity ได้ ดังนั้น จะต้องทำการทดสอบ Stationary ก่อนเสมอ

จากการทดสอบ Unit Root โดยใช้วิธีการของ Augmented Dickey-Fuller กับตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคทั้ง 6 ตัวแปร ได้แก่ มูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ อัตราดอกเบี้ยไทย ดัชนีราคาผู้บริโภคไทย อัตราดอกเบี้ยลาว และดัชนีราคาผู้บริโภคลาว พบว่าผลการทดสอบด้วยวิธีการของ Augmented Dickey-Fuller ยอมรับสมมติฐานหลัก H_0 และปฏิเสธสมมติฐานรอง H_1 จึงดำเนินการทดสอบเหมาะสมของความล่าช้าจากช่วงเวลา (Lag Order Selection) โดยใช้วิธีการของ Hannan-Quinn เนื่องจากจำนวนของข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์นั้นมีไม่ถึง 200 ตัวอย่าง (Gutiérrez, Souza, & Guillén, 2007) โดยงานวิจัยนี้มีจำนวนตัวอย่างทั้งสิ้น 132 ตัวอย่าง ผลการทดสอบพบว่าความล่าช้าของช่วงเวลาที่เหมาะสมอยู่ที่ 1 ช่วงเวลา ดังที่ปรากฏในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 Unit root test Augmented Dickey-Fuller test Lag Order Selection

Variable	Unit Root test		Lag Order Selection	
	Augmented Dickey-Fuller test		Lag	Hannan-Quinn Information criterion
	Normal	Differential		
Value of Thai-Laos Border Trade	I (0)	I (d)	1	23.63157*
Exchange rate Bath per US Dollar	I (0)	I (d)	2	23.67158
Thailand Interest rate	I (0)	I (d)	3	24.02524
Thailand Consumer Price Index	I (0)	I (d)	4	24.28806
Laos Interest rate	I (0)	I (d)	5	24.82259
Laos Consumer Price Index	I (0)	I (d)	6	25.13308

Remark: Unit root test (0)'s Non-Stationary; (1)'s Stationary and I(d) Stationary in First Differential
Lag Order Selection *'s the lag to be used

ที่มา : จากการคำนวณ

3.2 การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration test) ด้วยวิธีของ Johansen

เป็นการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ซึ่งวิเคราะห์ได้จาก ค่าสถิติ λ_{trace} & λ_{Max} โดยวิเคราะห์ว่าค่าของ λ_{trace} & λ_{Max} มีสถิติที่มากกว่า Critical Value แสดงว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ถ้าค่า λ_{trace} & λ_{Max} มีค่าสัมประสิทธิ์ที่น้อยกว่า Critical Value แสดงว่าไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ซึ่งจากผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวพบว่า ค่าสถิติ λ_{trace} ตั้งแต่ Lag 1-6 มีค่าสถิติที่มากกว่า Critical Value แสดงว่าแบบจำลองเกิดดุลยภาพในระยะยาว อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ ค่าสถิติ λ_{Max} ตั้งแต่ Lag 1-6 มีค่าสถิติที่มากกว่า Critical Value แสดงว่าแบบจำลองเกิดดุลยภาพในระยะยาว อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติดังที่ปรากฏในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 Johansen's Cointegration test

Lag	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value (0.05)	Max-Eigen Statistic	Critical Value (0.05)
0	0.595399	302.5542*	95.75366	115.8213*	40.07757
1	0.369879	186.7329*	69.81889	59.11586*	33.87687
2	0.31829	127.617*	47.85613	49.04341*	27.58434
3	0.25746	78.57363*	29.79707	38.10289*	21.13162
4	0.174866	40.47073*	15.49471	24.60282*	14.2646
5	0.116592	15.86791*	3.841466	15.86791*	3.841466

Remark: * have cointegration (Having long relationship at variable)

ที่มา : จากการคำนวณ

การประมาณค่าจากแบบจำลอง Vector Error Correction Model เพื่อวิเคราะห์หาตัวแปรใดที่จะมีค่าสัมประสิทธิ์ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่ออกจากดุลยภาพในระยะยาวแล้ว จะทำให้การปรับตัวของทุกตัวแปรในระยะสั้นกลับเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวหรือไม่ ผลการวิเคราะห์ตัวแปร ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐอเมริกา อัตราดอกเบี้ยประเทศไทย ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย อัตราดอกเบี้ยของลาว

และดัชนีราคาผู้บริโภคของลาว พบว่ามีค่าสถิติ t อย่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ร้อยละ 0.1 แสดงว่า หากตัวแปรใดที่เบี่ยงเบนออกจากมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว แล้ว จะไม่มีการปรับตัวเพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ดังที่ปรากฏในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 Vector Error Correction Model

	Exchange rate Bath per US Dollar	Thailand Interest rate	Thailand Consumer Price Index	Laos Interest rate	Laos Consumer Price Index
CointEq (-1)	121.5659 (488.872) [0.24867]	-3119.364 (2043.44) [-1.52652]	-421.7176 (429.346) [-0.98223]	-1347.360 (615.627) [-2.18860]	1627.275 (105.905) [15.3655]

หมายเหตุ : *** Significant in 0.01 (having moved to equilibrium at long run)

() Standard Error, [] t-Statistic

ที่มา : จากการคำนวณ

จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงเหตุผลระหว่างตัวแปร (Granger Causality) ที่มีความสัมพันธ์เชิงเหตุผลระหว่างตัวแปรพบว่า อัตราดอกเบี้ยของประเทศไทย มีความสัมพันธ์เชิงเหตุผลกับ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย และพบว่า ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย มีความสัมพันธ์เชิงเหตุผลกับ อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐอเมริกา และพบว่า ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย มีความสัมพันธ์เชิงเหตุผลกับ อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐอเมริกา อัตราดอกเบี้ยไทย และอัตราดอกเบี้ยลาว ดังที่ปรากฏในตารางที่ 4

ตารางที่ 4 Granger Causality test

Excluded	Variable					
	Value of Thai-Laos Border Trade	Exchange rate Bath per US Dollar	Thailand Interest rate	Thailand Consumer Price Index	Laos Interest rate	Laos Consumer Price Index
Value of Thai-Laos Border Trade	- - →	0.5137 (0.7735) →	0.8422 (0.6563) →	2.8623 (0.239) →	0.6820 (0.711) →	0.4328 (0.8054) →
Exchange rate Bath per US Dollar	0.5038 (0.7773) →	- - →	0.2624 (0.877) →	0.0394 (0.9805) →	3.9352 (0.139) →	1.8740 (0.3918) →
Thailand Interest rate	3.7549 (0.153) →	1.7060 (0.4261) →	- - →	4.9080* (0.0859) ↔	0.4045 (0.816) →	4.2081 (0.122) →
Thailand Consumer Price Index	1.5710 (0.4559) →	8.4267* (0.0148) ↔	4.4259 (0.1094) →	- - →	0.8394 (0.657) →	3.4740 (0.176) →
Laos Interest rate	0.15573 (0.9251) →	3.275925 (0.1944) →	1.1584 (0.5603) →	1.7953 (0.4075) →	- - →	12.7217* (0.0017) ↔
Laos Consumer Price Index	0.1670 (0.9199) →	5.7297* (0.057) →	4.7825* (0.0915) ↔	1.4448 (0.4856) →	9.863* (0.007) ↔	- - →

หมายเหตุ : () t-statistic.; * have Granger Causality;

[→ Haven't logical relationship between variable; ↔ Have logical relationship between variable]

ที่มา : จากการคำนวณ

3.3 การวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function: IRFs)

จากผลการศึกษาการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shock) ของตัวแปรในแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา ทั้ง 6 ตัวแปร ที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย - ลาว ด้วยการแปลความหมายของตัวแบบ VECM ซึ่งวิเคราะห์จากปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน ในการแสดงผลของตัวแบบ โดยจะพิจารณาได้จากการเปลี่ยนแปลงค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Error) 1 หน่วย ซึ่งมีผลการวิเคราะห์ดังต่อไปนี้

อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ (DIEXT) พบว่า เมื่อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว (DYVT) โดยมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นทันทีในเดือนที่ 1 และปรับตัวลดลงในเดือนที่ 2 และจะปรับตัวเพิ่มขึ้นในเดือนที่ 3 โดยจะปรับตัวลงต่ำสุดในเดือนที่ 4 และจะปรับตัวแกว่งขึ้นและลงจะกระทั่งไม่มีการเปลี่ยนแปลงอีกตั้งแต่เดือนที่ 10

อัตราดอกเบี้ยไทย (D2INT) พบว่า เมื่อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว (DYVT) โดยมีการปรับตัวลดลงทันทีในเดือนที่ 1 และจะปรับตัวเพิ่มขึ้นสูงสุดในเดือนที่ 2 และจะ

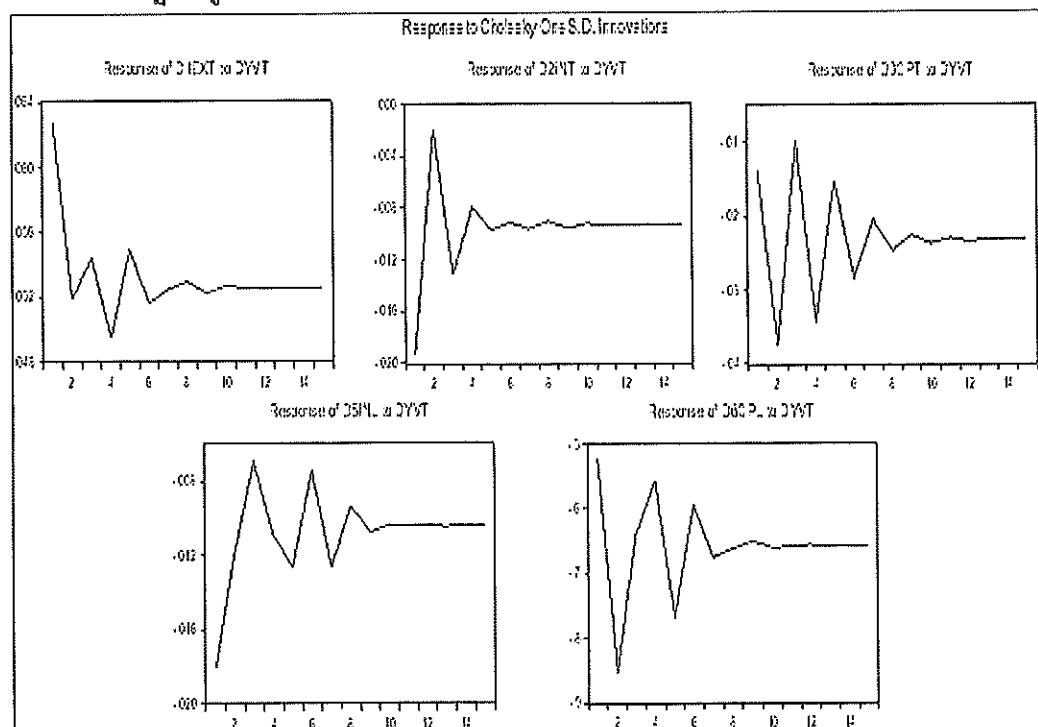
ปรับตัวลดลงเล็กน้อยในเดือนที่ 3 และปรับตัวแกว่งเล็กน้อยในเดือนที่ 4 จนกระทั่งเข้าสู่ดุลยภาพอีกครั้งในเดือนที่ 6 ซึ่งถือได้ว่าเป็นตัวแปรที่มีผลกระทบระยะเวลาน้อยที่สุด

ดัชนีราคาผู้บริโภคไทย (D3CPT) พบว่า เมื่อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว (DYVT) โดยมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นทันทีในเดือนที่ 1 และลดลงต่ำที่สุดในเดือนที่ 2 และจะปรับตัวแกว่งขึ้นและลงจนกระทั่งไม่มีการเปลี่ยนแปลงอีกตั้งแต่เดือนที่ 10

อัตราดอกเบี้ยลาว (D5INL) พบว่า เมื่อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว (DYVT) โดยมีการปรับตัวลดลงต่ำที่สุดในเดือนที่ 1 และในเดือนที่ 2 ผลกระทบจะเพิ่มขึ้นมากที่สุด และจะค่อยๆปรับตัวลดลงในเดือนที่ 3 ถึงเดือนที่ 5 จากนั้นจะปรับตัวเพิ่มขึ้นในเดือนที่ 6 และจะปรับตัวแกว่งลงและขึ้น จนกระทั่งไม่มีการเปลี่ยนแปลงอีกตั้งแต่เดือนที่ 10

ดัชนีราคาผู้บริโภคลาว (D6CPL) พบว่า เมื่อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว (DYVT) โดยมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นสูงสุดเดือนที่ 1 และจะปรับตัวลดลงต่ำสุดในเดือนที่ 2 และปรับตัวเพิ่มขึ้นในเดือนที่ 3 ถึงเดือนที่ 4 จากนั้นปรับตัวลดลงในเดือนที่ 5 และปรับตัวแกว่งขึ้นลง จนไม่มีการเปลี่ยนแปลงอีกตั้งแต่เดือนที่ 10

ดังปรากฏตามรูปที่ 3 ดังต่อไปนี้



รูปที่ 3 Impulse: Response of Macroeconomic Variables to Thailand - Laos Border Trade

ที่มา : จากการคำนวณ

4. สรุป และอภิปรายผลการศึกษา

จากการศึกษาตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว พบว่า อัตราดอกเบี้ยไทย จะมีขนาดของผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว มากที่สุด ทั้งนี้เพราะเมื่ออัตราดอกเบี้ยลดลง การลงทุนและการผลิตจะเพิ่มขึ้น โดยเฉพาะการลงทุนของไทยในลาว ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว แต่ผลกระทบดังกล่าวมีระยะเวลาน้อยที่สุดเมื่อเทียบกับตัวแปรอื่นที่ใช้ในการศึกษา และผลกระทบรองลงมาได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคไทย เพราะเมื่อราคาสินค้าอุปโภคบริโภคจากไทยมีราคาสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องภายใต้การควบคุมของรัฐบาล จะกระตุ้นให้เกิดการลงทุนและการผลิตเพิ่มขึ้น ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว เช่นเดียวกับ ดัชนีราคาผู้บริโภคลาว เพราะเมื่อราคาสินค้าอุปโภคบริโภคในลาวมีราคาสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องภายใต้การควบคุมของรัฐบาล จะกระตุ้นให้เกิดการลงทุนและการผลิตภายในลาว ทำให้มีการนำเข้าสินค้าทุนและวัตถุดิบจากไทยมากขึ้น ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว แต่ผลกระทบดังกล่าวไม่มากเท่าผลกระทบที่เกิดจากดัชนีราคาผู้บริโภคของไทย และตัวแปรที่ส่งผลกระทบรองลงมาอีกได้แก่ อัตราดอกเบี้ยลาว ทั้งนี้เพราะเมื่ออัตราดอกเบี้ยลาวเพิ่มขึ้น จะมีผลทำให้การลงทุนภายในลาวลดลง ทำให้มูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาวลดลง แต่ผลดังกล่าวค่อนข้างน้อย เนื่องจากผู้ประกอบการค้าชายแดนไทย-ลาว ไม่นิยมทำธุรกรรมผ่านธนาคารในลาว เพราะไม่ต้องการเปิดเผยการชำระเงินผ่านระบบธนาคาร เพื่อหลีกเลี่ยงการตรวจสอบในเรื่องภาษี (Bank of Thailand, 2015) และตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคตัวสุดท้ายที่มีผลกระทบต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาวน้อยที่สุด แต่เป็นผลกระทบทางบวกเพียงตัวแปรเดียว คือ อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ เนื่องจากผู้ประกอบการค้าชายแดนในลาว สามารถถือเงินได้ 3 สกุล ได้แก่ เงินบาท เงินดอลลาร์สหรัฐ และเงินกีบ (Bank of the Lao PDR., 2019) ดังนั้นเมื่อค่าเงินบาทมีแนวโน้มอ่อนค่าลงเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐ ผู้ประกอบการลาวก็จะถือครองเงินดอลลาร์สหรัฐ ทำให้อำนาจในการซื้อสินค้าจากไทยสูงขึ้น จึงส่งผลให้มูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาวเพิ่มขึ้น แต่ผลกระทบดังกล่าวไม่อยู่ในระดับที่สูง เพราะผู้ประกอบการค้าชายแดนของลาวส่วนใหญ่มีการปรับตัว ด้วยการถือครองเงินสกุลบาทกันเป็นส่วนใหญ่

ดังนั้นจากงานวิจัยดังกล่าวจึงสรุปได้ว่า นโยบายการส่งเสริมการค้าชายแดนไทย-ลาว ควรใช้มาตรการอัตราดอกเบี้ยเงินกู้รายย่อยลูกค้าชั้นดี เพื่อกระตุ้นให้เกิดการลงทุนของไทยในลาว ทำให้เกิดการนำเข้าสินค้าทุน และสินค้าอุปโภคบริโภคจากไทยเข้าไปใช้ในโครงการลงทุนที่ลาว ทั้งนี้เพราะลาวนำเข้าสินค้าจากไทยเป็นหลัก (Royal Thailand Embassy Vietiane Laos PRD, 2010) ส่วนการใช้นโยบายผ่านตัวแปรอื่นที่เหลือนั้น จะได้ผลกระทบที่น้อยกว่า แต่ตัวแปรทั้งหมดล้วนมีความสำคัญต่อมูลค่าการค้าชายแดนไทย-ลาว ทั้งสิ้น

5. Reference

- Apinya Phunithet. (2557). *ANALYSIS OF LONG-TERM RELATIONSHIP AMONG STOCK MARKETS FROM ASEAN TRADING LINKAGE: AFTER INTEGRATION*. (Master Degree), Rajamangala University of Technology Phra Nakhon, Retrieved from https://repository.rmutp.ac.th/bitstream/handle/123456789/1924/BUS_59_01.pdf?sequence=1
- Bank of Thailand. (2015). Guidelines for the development of financial services to support the special economic development policy.
- Bank of the Lao PDR. (2019). *The statistical report for Q1 2019*. Retrieved from www.bol.gov.la
- Dwyer, G. P. (2015). The Johansen Tests for Cointegration. <http://www.jerrydwyer.com/pdf/Clemson/Cointegration.pdf>
- Enders, W. (1995). Applied Econometric Time Series. <https://epdf.pub/applied-econometric-time-series9f0c0c58d6b5cbab8e070628e3562fb581147.html>
- Enders, W. (2014). *APPLIED ECONOMETRIC TIME SERIES*. University of Alabama.
- Financial Institution Development Fund. (2016). Annual Report 2016. from Bank of Thailand https://www.bot.or.th/Thai/FinancialInstitutionsDevelopmentFund/About_FIDF/DocLib_Report/ReportFIDF2559.pdf
- Gutiérrez, C. E. C., Souza, R. C., & Guillén, O. T. d. C. (2007). *Selection of Optimal Lag Length in Cointegrated VAR Models with Weak Form of Common Cyclical Features*. Retrieved from Central Bank of Brazil: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps139.pdf>
- Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 41(2), 190-195.
- Information and Communication Technology Center and Office of the Permanent Secretary at Ministry of Commerce. (2562). Value of trade of Thailand and CLMV Country in 2558-2562. <http://tradereport.moc.go.th/TradeThai.aspx>
- Information and Communication Technology Center and Office of the Permanent Secretary at Ministry of Commerce. (2562). Value of trade Thailand with EUROPE, ASEAN and USA in 2558-2562. <http://tradereport.moc.go.th/TradeThai.aspx>
- Natakit Karnkiangkai. (2015). *The Relations between ETRON Index and Economic Factors: VAR Model*. Bangkok University, Bangkok University.
- Poomtan Rangakoonnuwat. (2562). *Time Series Analysis for Economics and Business*.
- Royal Thailand Embassy Vientiane Laos PRD. (2010). 60-year Relationship Thailand - Laos. http://www.thaisavannakhet.com/vientiane/th/60years_thai-laos/
- Toda, H. Y., & Phillips, P. C. B. (1994). Vector Autoregressions and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study.
- WEI, W. (2013). *Vertical Specialization and Trade Surplus in China*, . Cambridge.
- World Bank Group. (2018). GDP Cambodia; Laos; Myanmar; Vietnam; <https://data.worldbank.org/>