ความสำคัญของการผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่ออุตสาหกรรมยานยนต์
Effect of Exchange Rate on Thai Automotive Trade Balance

รศ.ดร.ธัชวรรณ กนิษฐ์พงศ์*

บทคัดย่อ

การศึกษานี้ศึกษาถึงความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทต่อการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์ไทยระหว่างประเทศคู่ค้าที่สำคัญคือ ออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และอินโดนีเซีย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส ตั้งแต่ปี 2543-2556 ในการศึกษามีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey Fuller (ADF) และใช้แบบจำลอง Autoregressive Distribution Lag (ARDL) หาความสัมพันธ์ของตัวแปรในระยะสั้นและระยะยาว ผลการศึกษาพบว่าในระยะสั้นอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์เชิงบวกกับดุลการค้าอุตสาหกรรมยานยนต์กับประเทศคู่ค้าทั้งสามประเทศ แต่ในระยะยาวพบว่าอัตราแลกเปลี่ยนกับดุลการค้าอุตสาหกรรมยานยนต์มีความสัมพันธ์กันในประเทศญี่ปุ่นและอินโดนีเซีย อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษาไม่พบความสัมพันธ์แบบ J curve ในทั้งสามประเทศคู่ค้า

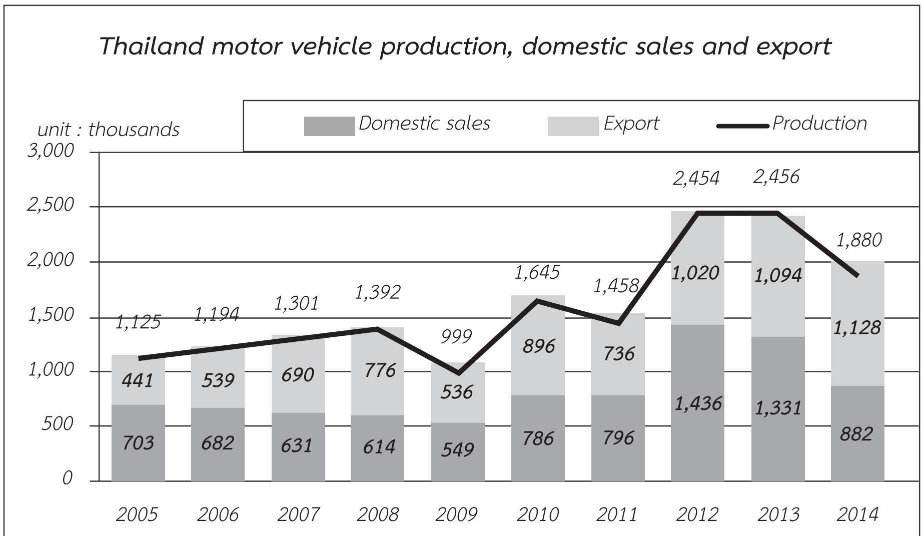
Abstract

This study tried to check the relationship between exchange rate and trade balance of automotive industry in Thailand with major trading partner; Australia, Japan and Indonesia from year 2000-2013. The Augmented Dickey Fuller (ADF) had been applied to check the stationary of data and employed Autoregressive Distribution Lag (ARDL) to find short run and long run relationship. The empirical results indicated that exchange rate has positive relationship with trade balance of automotive industry in Thailand for all studied countries. However, in long run, there were only relationship between exchange rate and trade balance in case of Japan and Indonesia. Moreover, J curve effect is not detected in all trading partners.

* คณะบริหารธุรกิจ สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์

บทนำ

เนื่องจากอุตสาหกรรมยานยนต์เป็นอุตสาหกรรมที่มีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย ซึ่งในปี 2557 อุตสาหกรรมยานยนต์สามารถสร้างมูลค่าเพิ่มให้กับผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศ (GDP) ได้ถึงร้อยละ 4.0 และมีการขยายตัวอย่างต่อเนื่อง มูลค่าที่ขยายตัวนั้นเกิดจากความต้องการรถยนต์ของผู้บริโภคในประเทศและต่างประเทศเพิ่มขึ้น ในปี 2557 ประเทศไทยมีปริมาณการผลิตรถยนต์สูงถึง 1.88 ล้านคัน โดยมากกว่าร้อยละ 60 เป็นการผลิตเพื่อส่งออก (แสดงดังรูปที่ 1)



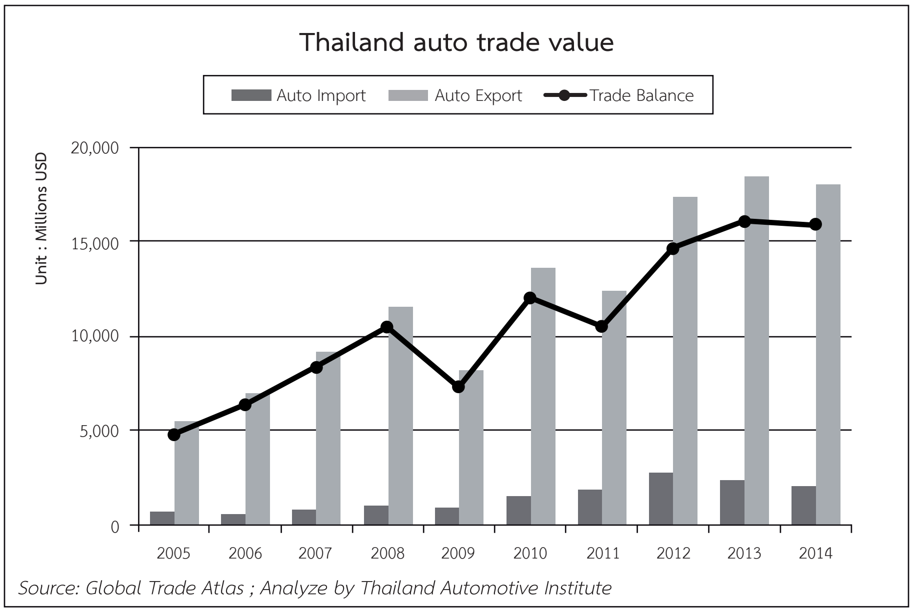
Source: Automotive Industry Club, The Rederation of Thai Industries ; Analyze by Thailand Automotive Institute

รูปที่ 1 ปริมาณการผลิตรถยนต์ของประเทศไทย

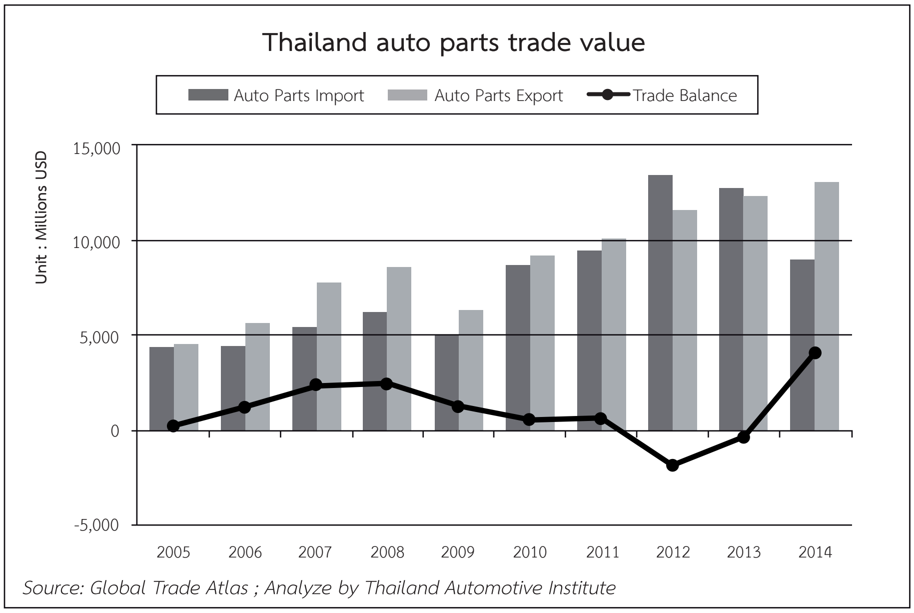
ในปี 2557 ประเทศไทยส่งออกรถยนต์จำนวน 735,627 คัน คิดเป็นมูลค่าการส่งออก 343,383.92 ล้านบาท แบ่งเป็นมูลค่าการส่งออกรถยนต์นั่ง 182,000.03 ล้านบาท ประเทศที่เป็นตลาดส่งออกสำคัญ ได้แก่ อินโดนีเซีย ออสเตรเลีย และญี่ปุ่น คิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 16.40, 15.39 และ 7.55 ตามลำดับ การส่งออกรถแวนและปิกอัพ มีมูลค่า 134,266.30 ล้านบาท ประเทศที่เป็นตลาดส่งออกสำคัญ ได้แก่ ออสเตรเลีย อินโดนีเซีย และชิลี คิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 29.74, 5.73 และ 4.85 ตามลำดับ การส่งออกรถบัสและรถบรรทุก มีมูลค่า 26,608.85 ล้านบาท ประเทศที่เป็นตลาดส่งออกสำคัญ ได้แก่ ซาอุดิอาระเบีย สหรัฐอาหรับเอมิเรตส์ และออสเตรเลีย คิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 26.48, 13.00 และ 10.64 ตามลำดับ

ดังนั้น การผลิตรถยนต์ของประเทศไทยต้องคำนึงถึงแนวโน้มการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในแต่ละช่วงเวลาว่าจะมีผลกระทบอย่างไรต่ออุตสาหกรรมยานยนต์ ถึงแม้ว่าประเทศไทยจะนำชิ้นส่วนยานยนต์เข้ามาเพื่อประกอบเป็นรถยนต์ส่งออกไป แต่จากรูปที่ 2 และรูปที่ 3 แสดงให้เห็นว่ามูลค่าการนำเข้าชิ้นส่วนยานยนต์นั้นยังน้อยกว่าเกือบครึ่งหนึ่งของมูลค่าการส่งออกยานยนต์ไทย นั่นแสดงว่าชิ้นส่วนส่วนใหญ่

ยังเป็นชิ้นส่วนที่ผลิตในประเทศไทย[1] และการนำเข้าชิ้นส่วนยานยนต์เข้ามานั้นยังสามารถเพิ่มมูลค่าให้กับยานยนต์ที่ส่งออกไปขายต่างประเทศได้มาก



รูปที่ 2 มูลค่าการส่งออกนำเข้าของอุตสาหกรรมยานยนต์ ประเทศไทย



รูปที่ 3 มูลค่าการส่งออกนำเข้าของอุตสาหกรรมชิ้นส่วนยานยนต์ ประเทศไทย

---

[1] รถกระบะหนึ่งคันมีสัดส่วนของชิ้นส่วนในประเทศ 80%-90% ส่วนรถยนต์นั่งมีสัดส่วนของชิ้นส่วนในประเทศ 30%-70% ข้อมูลจากสถาบันยานยนต์ ปี 2015

ดังนั้น ในการศึกษานี้จึงถือว่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทต่อการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์ไทยนั้นมีความสำคัญตามทฤษฎี Marshall Learner Condition โดย Alfred Marshall และ Abba P. Lerner ที่กล่าวไว้ว่า การลดค่าเงินจะมีผลกระทบต่อดุลการค้าโดยทำให้ดุลการค้าดีขึ้น กล่าวคือ มีดุลการค้าเกินดุลหรือขาดดุลน้อยลง โดยมีเงื่อนไขว่าผลบวกของความยืดหยุ่นของการส่งออกและนำเข้ารวมกันมากกว่าหนึ่ง อย่างไรก็ตาม ทฤษฎี Marshall Learner เป็นการวิเคราะห์ถึงผลกระทบในระยะยาว ต่อมาจึงมีงานวิจัยที่พยายามแยกผลกระทบของการลดค่าเงินต่อดุลการค้าเป็นระยะสั้นและระยะยาว

โดยงานของ Magee (1973) กล่าวถึง เหตุการณ์ที่เรียกว่า “J-curve phenomenon” ที่อธิบายถึงผลกระทบในระยะสั้นของการลดค่าเงินที่มีต่อดุลการค้ามีความล่าช้าของเวลาเข้ามาเกี่ยวข้องทำให้ดุลการค้าอาจแย่ลงในช่วงเวลาหลังค่าเงินลดลงและจะปรับตัวดีขึ้นในระยะยาว เนื่องจากหลังจากอัตราแลกเปลี่ยนมีการเปลี่ยนแปลง กล่าวคือ เมื่ออัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทอ่อนค่า ได้มีการตกลงการค้ากันไว้แล้วก่อนหน้า ทำให้ดุลการค้า ณ เวลานั้นแย่ลง และเมื่อเวลาผ่านไป มีการทำสัญญาซื้อขายใหม่ ทำให้ผลของการอ่อนค่าของเงินบาทมีผลกระทบต่อดุลการค้าให้ปรับตัวดีขึ้น

มีงานวิจัยโดย Rosensweig and Koch (1988) Himarios (1989) และ Bahmani-Oskooee and Wang (2008) ที่ศึกษาผลกระทบของการลดค่าเงินต่อดุลการค้าและได้ผลสรุปในเชิงสนับสนุนความสัมพันธ์แบบ J curve งานวิจัยของ Bahmani-Oskooee (1985) ได้ทดสอบความสัมพันธ์ J curve ในประเทศกำลังพัฒนา 4 ประเทศ แต่มีเพียงประเทศไทยที่ไม่พบความสัมพันธ์แบบ J curve นอกจากนั้นยังมีงานวิจัยของ Bahmani-Oskooee and Kanitpong (2001) และ Baharumshah (2001) ทดสอบความสัมพันธ์แบบ J curve ของประเทศไทยและประเทศคู่ค้า 5 ประเทศ พบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและดุลการค้าเป็นแบบ J curve กับประเทศญี่ปุ่นและสหรัฐอเมริกาเท่านั้น การศึกษาที่ศึกษาเป็นรายอุตสาหกรรม ได้แก่ Bahmani-Oskooee and Harvey (2014) ศึกษาการค้าระหว่างสหรัฐอเมริกาและสิงคโปร์ Soleymani and Saboori (2011) ศึกษาการค้าระหว่างมาเลเซียและญี่ปุ่น พบว่ามีจำนวนครึ่งหนึ่งของอุตสาหกรรมที่ศึกษาพบความสัมพันธ์แบบ J curve

อย่างไรก็ตาม มีการศึกษาบางฉบับที่ไม่พบความสัมพันธ์แบบ J curve เช่น Sulaiman and Abdul-Rahim (2014) ไม่พบความสัมพันธ์แบบ J curve ในแบบจำลองการค้าในอุตสาหกรรมป่าไม้ของประเทศไทย และ Liew (2003) พบว่าอัตราแลกเปลี่ยนไม่มีความสำคัญต่อดุลการค้าในประเทศมาเลเซีย สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์ และไทย

ยังไม่มีการศึกษาใดศึกษาความสัมพันธ์แบบ J curve เฉพาะอุตสาหกรรมยานยนต์ของประเทศไทย ดังนั้นการศึกษาฉบับนี้จึงเป็นการศึกษาเพิ่มเติมจากงานวิจัยในด้านนี้ที่มีอยู่แล้วให้ละเอียดลึกลงไปในอุตสาหกรรม โดยผู้วิจัยได้เลือกประเทศคู่ค้าที่สำคัญคือ ออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และอินโดนีเซีย

แบบจำลองและระเบียบวิธีวิจัย

แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

ในการศึกษานี้จะใช้การทดสอบที่ให้เห็นผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการส่งออกในอุตสาหกรรมยานยนต์ทั้งระยะสั้นและระยะยาว โดยมีแบบจำลองตามการศึกษาของ Bahmani-Oskooee and Harvey (2014) ดังนี้

$$LnTB_{i,t} = a + bLnY_{f,t} + cLnY_{TH,t} + dLnREX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

โดยที่

TB_t คือ อัตราส่วนของการส่งออกต่อการนำเข้าอุตสาหกรรมยานยนต์ไทยไปประเทศคู่ค้า
Y_f คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงของประเทศคู่ค้า
Y_{TH} คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงของประเทศไทย
REX_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของไทย (i) (บาทต่อหนึ่งหน่วยสกุลเงินประเทศคู่ค้า)

ดังนั้น สัมประสิทธิ์จากสมการ (1) คาดว่า ค่า b จะมีเครื่องหมายเป็นบวก เนื่องจากหากผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงซึ่งใช้เป็นตัวเลขที่บ่งบอกถึงสภาวะเศรษฐกิจของประเทศคู่ค้าดีขึ้น จะมีโอกาสทำให้ประเทศไทยสามารถส่งออกได้มากขึ้น ในทางตรงกันข้ามคาดว่าสัมประสิทธิ์ c จะมีเครื่องหมายเป็นลบ เนื่องจากสภาวะเศรษฐกิจที่ดีขึ้นของประเทศไทยจะทำให้มีการนำเข้ามากขึ้น ซึ่งจะทำให้ตัวแปรอัตราส่วนของการส่งออกต่อการนำเข้า (TB_t) ลดลง และสัมประสิทธิ์ d คาดว่าจะมีเครื่องหมายบวก เนื่องจากค่าเงินบาทที่อ่อนค่าลงจะทำให้ส่งออกได้มากขึ้น ดังนั้นอัตราส่วนของการส่งออกต่อการนำเข้า (TB_t) จะเพิ่มขึ้น

ระเบียบวิธีวิจัย

1. การทดสอบคุณสมบัติความนิ่ง (Stationary)

วิธีการทดสอบคุณสมบัติความนิ่ง (Stationary) ของตัวแปรที่มีลักษณะเป็นอนุกรมเวลา (Times Series Data) คือ การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test) หรือการหาอันดับความสำคัญของข้อมูล (Order of Integration) ก่อนที่จะนำข้อมูลไปทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration Relationship) ซึ่งงานวิจัยครั้งนี้เลือกใช้วิธีแบบ Augmented Dickey-Fuller Test หรือเรียกว่า ADF Test โดยสมการที่ใช้ มีดังนี้

$$\Delta X_t = \beta_1 + ZX_{t-1} + a_i + e_t \quad (2)$$

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + ZX_{t-1} + a_i + e_t \quad (3)$$

โดยสมการที่ (2) ทดสอบแบบมีค่าคงที่อย่างเดียว ส่วนสมการที่ (3) ทดสอบแบบมีค่าคงที่และค่าแนวโน้มสมมติฐานในการทดสอบยูนิตรูทโดยใช้วิธี Augmented Dickey-Fuller Test คือ

$$H_0 : Z = 0 \ (X_t \text{ มี } \textit{Unit Root})$$

วิธีทดสอบนั้น เป็นการบอกให้ทราบว่าตัวแปรที่สนใจและศึกษา X_t นั้นมี Unit Root หรือไม่ โดยดูจากค่า Z หากค่า Z มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่า X_t มี Unit Root ข้อมูลมีลักษณะที่ไม่นิ่ง จะต้องทำการทดสอบในระดับผลต่างที่สูงขึ้น ถ้าค่า Z > 0 สามารถปฏิเสธ H_0 ตั้งแต่แรกที่ยังไม่ได้มีการ Difference แสดงว่าตัวแปรนั้นมีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือ I(0) จะสามารถนำไปทดสอบในขั้นต่อไป

2. การทดสอบ Cointegration และ Error Correction Model

แบบจำลอง Autoregressive Distributed Lags (ARDL) ได้รับความนิยมอยู่แพร่หลายโดย Pesaran and Shin (1995) Pesaran and Smith (1996) Pesaran (1997) และ Pesaranetal. (2001) เพราะว่ามีข้อได้เปรียบมากกว่าวิธีอื่นๆ อยู่หลายประการ กล่าวคือแบบจำลองนี้สามารถนำมาใช้ได้โดยไม่คำนึงถึงว่าตัวแปรจะเป็น I(0) หรือ I(1) อีกทั้งยังสามารถใส่ค่าล่า (lags) ให้เพียงพอกับกระบวนการในการสร้างข้อมูลในกรอบที่กำหนดไว้

รูปแบบการสร้างแบบจำลอง ARDL สามารถพิจารณาได้ดังต่อไปนี้

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_t \Delta y_{t-i} + \Sigma_{i=0}^{q1} \varnothing_i \Delta x_{t-1} + \Sigma_{i=0}^{q2} \delta_i \Delta z_{t-1} + \lambda_0 y_{t-1} + \lambda_1 x_{t-1} + \lambda_2 z_{t-1} + u_t \quad (4)$$

โดยกำหนดให้

y x และ z คือ ข้อมูลตัวแปร
α คือ ค่าคงที่
β คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของเวลา
γ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร y (i = 0, 1, 2,..., p)
$\varnothing$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร x (i = 0, 1, 2,..., q1)
δ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร z (i = 0, 1, 2,..., q2)
λ_1 λ_2 และ λ_3 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวในระยะยาว
t คือ เวลา
i คือ ลำดับค่าล่า (lags)
u คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

จากสมการที่ (4) จะเห็นว่า ค่าล่า (λ_1, λ_2, λ_3) เป็นค่าที่สามารถนำมาใช้หาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว โดยมีข้อสมมุติฐาน ดังนี้

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0 \text{ (ตัวแปรไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว)}$$

เมื่อทดสอบสมมุติฐาน พบว่าผลของการทดสอบนั้นยอมรับสมมุติฐานหลัก สามารถสรุปได้ว่า ตัวแปร y x และ z ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว แต่หากผลของการทดสอบนั้นปฏิเสธสมมุติฐานหลัก สามารถสรุปได้ว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

นอกจากนั้น Error correction model (ECM) ยังสามารถนำมาได้จาก ARDL โดย Simple linear transformation ECM เกิดจากการผสมผสานในกระบวนการเปลี่ยนแปลงระยะสั้น กับสมดุลระยะยาว ซึ่งปราศจากการสูญเสียข้อมูลในระยะยาว จึงสามารถกล่าวได้ว่าการใช้แบบจำลอง ARDL นี้สามารถหลีกเลี่ยงปัญหาจากข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่นิ่ง ซึ่งแบบจำลองของ ECM มีดังนี้

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \gamma_t \Delta y_{t-i} + \sum_{t=0}^{q1} \varnothing_t \Delta x_{t-1} + \sum_{i=0}^{q2} \delta_i \Delta z_{t-1} + ect(-1) + u_t$$

โดยที่

Ect(-1) คือ $y_{t-1} - x_{t-1} - z_{t-1}$

ผลงานวิจัย

ตารางที่ 1 แสดงผลการทดสอบความนิ่ง (Stationary) ของข้อมูล โดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey Fuller Test (ADF) ในแบบจำลองที่มี Intercept และ Intercept & trend พบว่าตัวแปรทั้งหมดมี unit root ที่ระดับ I(0) และตัวแปรทั้งหมดมีความนิ่ง (stationary) ที่ระดับ I(1)

ตารางที่ 1 การทดสอบ Unit Root Test โดย Augmented Dickey Fuller Test (ADF)

Variable	Intercept & no trend	Intercept & trend
$LnTB_{th,a}$	-2.8953 (0.0513)	-1.9826 (0.5997)
$LnTB_{th,i}$	-2.9231 (0.0488)	-2.8609 (0.1826)
$LnTB_{th,j}$	-1.8465 (0.3558)	-1.5814 (0.7920)
LnY_a	-2.2715 (0.1838)	-0.6679 (0.9714)
LnY_i	1.2642 (0.9982)	-2.9169 (0.1655)
LnY_j	-1.8809 (0.3396)	-3.2347 (0.0851)
LnY_{th}	-0.6801 (0.8445)	-2.1165 (0.5274)
$LnREX_{th,a}$	-1.6035 (0.4757)	-3.4291 (0.0555)
$LnREX_{th,i}$	-0.5865 (0.8653)	-2.5902 (0.2862)
$LnREX_{th,j}$	-2.6446 (0.0884)	-2.6042 (0.2797)
$\Delta LnTB_{th,a}$	-4.4998 (0.0005)	-5.0010 (0.0006)
$\Delta LnTB_{th,i}$	-10.0549 (0.0000)	-10.0473 (0.0000)
$\Delta LnTB_{th,j}$	-8.0942 (0.0000)	-8.2219 (0.0000)
ΔLnY_a	-9.1118 (0.0000)	-9.8492 (0.0000)
ΔLnY_i	-3.2721 (0.0212)	-3.5519 (0.0439)
ΔLnY_j	-7.4471 (0.0000)	-7.4499 (0.0000)
ΔLnY_{th}	-10.7272 (0.0001)	-10.66809 (0.0000)
$\Delta LnREX_{th,a}$	-6.9846 (0.0000)	-6.9385 (0.0000)
$\Delta LnREX_{th,i}$	-8.8721 (0.0000)	-8.8632 (0.0000)
$\Delta LnREX_{th,j}$	-6.9862 (0.0000)	-7.0663 (0.0000)

งานวิจัยนี้ได้กำหนด lags ของข้อมูลสูงสุดที่ 4 ช่วงระยะเวลา เพื่อให้สอดคล้องกับการใช้ข้อมูลแบบไตรมาส และใช้ Akaike's Information Criterion (AIC) เลือกจำนวน lags ที่เหมาะสมสำหรับแต่ละแบบจำลอง

ผลของการใช้ AIC มีดังนี้ แบบจำลองการค้าประเทศไทย-ออสเตรเลีย (2,1,4,4) การค้าประเทศไทย-ญี่ปุ่น (2,4,1,1) การค้าประเทศไทย-อินโดนีเซีย (1,2,4,3)

ตารางที่ 2 สัมประสิทธิ์ผลกระทบระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (REX)

	ออสเตรเลีย	ญี่ปุ่น	อินโดนีเซีย
$\Delta LnREX$	3.9393 (2.7168)	1.5260 2.1351	2.1905 (2.5404)
$\Delta LnREX$ (-1)	-1.6847 (-1.1456)	0.6324 (0.9340)	-0.9821 (-1.0963)
$\Delta LnREX$ (-2)	-0.170452 (-0.1211)	-	-0.2535 (-0.3153)
$\Delta LnREX$ (-3)	-0.2224 (-0.1604)	-	0.7654 (0.9715)
$\Delta LnREX$ (-4)	0.9893 (0.7371)	-	-
EC_{t-1}	-0.1942 (-1.5337)	-0.1343 (-2.0072)	-0.1970 (-2.1363)

ผลจากการประมาณค่าแบบจำลอง ARDL ตามตารางที่ 2 ได้ทำการตรวจสอบปัญหาของ serial correlation โดยใช้ค่า Chi square พบว่า แบบจำลองการค้าของอุตสาหกรรมยานยนต์ระหว่างประเทศไทยกับทั้งสามประเทศ ไม่พบปัญหา serial correlation นอกจากนั้นยังได้ทำการทดสอบ CUSUM พบว่าแบบจำลองการค้าระหว่างไทย-ญี่ปุ่น และไทย-อินโดนีเซีย มีเสถียรภาพ แต่แบบจำลองการค้าระหว่างไทย-ออสเตรเลีย ไม่มีเสถียรภาพ

การทดสอบ Bound test ของแบบจำลอง ARDL ไม่พบความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลองการค้าประเทศไทย-ออสเตรเลีย แต่สำหรับการค้าประเทศไทย-ญี่ปุ่น และไทย-อินโดนีเซีย ตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว

ตารางที่ 3 ค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองในระยะยาว

	ออสเตรเลีย	ญี่ปุ่น	อินโดนีเซีย
Constant	-56.704 (-12.038)	-248.05 (-4.2711)	-18.867 (-1.6279)
LnY_{th}	-7.2149 (-6.0317)	-1.3413 (-2.002)	3.0693 (3.5618)
LnY_{f}	18.0142 (7.2952)	18.157 (3.8109)	-0.5099 (-0.4142)
LnREX	4.1061 (3.7880)	5.2407 (8.3756)	2.7439 (3.4216)

คำนิยามของ J curve สัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงจะมีค่าเป็นลบ ตามด้วยค่าบวกในเวลาต่อมา จากตารางที่ 2 ผลวิจัยได้สนับสนุนไม่พบความสัมพันธ์แบบ J curve ระหว่างการค้าอุตสาหกรรมยานยนต์ของประเทศไทยกับทั้งสามประเทศ ซึ่งผลวิจัยนั้นแตกต่างจากผลงานวิจัยของ Bahmani-Oskooee and Kanitpong (2001) และ Baharumshah (2001) ที่พบว่าการค้าระหว่างประเทศไทย-ญี่ปุ่นมีความสัมพันธ์แบบ J curve ด้วยเหตุผลที่ว่า Bahmani-Oskooee and Wand (2008) การหาความสัมพันธ์แบบภาพรวมของการค้าระหว่างประเทศนั้นอาจมีการค้าของบางอุตสาหกรรมที่มีความสัมพันธ์เป็นบวกกับอัตราแลกเปลี่ยน แต่ในขณะเดียวกันมีบางอุตสาหกรรมที่มีความสัมพันธ์เป็นลบมากกว่าจึงทำให้การค้าในภาพรวมเป็นไปตามแบบของ J curve

อย่างไรก็ตาม จากตารางที่ 3 พบว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงส่งผลบวกในระยะยาว เช่นเดียวกับงานวิจัยของ Bahmani-Oskooee and Kanitpong (2001) และ Baharumshah (2001) คือ เมื่อค่าเงินบาทอ่อนค่าจะทำให้ดุลการค้าของอุตสาหกรรมยานยนต์ดีขึ้นหรือส่งออกไปยังสามประเทศที่ทำการศึกษาได้มากขึ้น

ค่า error correction term ของแบบจำลองทั้งสามประเทศมีค่าเป็นลบ และมีนัยสำคัญที่ระดับ 10 เปอร์เซ็นต์ โดยจะมีความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่จุดดุลยภาพในระยะยาว 13 และ 19 เปอร์เซ็นต์ ในการค้าระหว่างประเทศไทย-ญี่ปุ่น และไทย-อินโดนีเซีย ตามลำดับ

บทสรุป

การศึกษานี้ได้ทดสอบความสัมพันธ์ทั้งระยะสั้นและระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกับดุลการค้าของอุตสาหกรรมยานยนต์ และพบว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีความสัมพันธ์ในเชิงบวกกับดุลการค้าของทั้งสามประเทศคู่ค้า แต่ไม่พบความสัมพันธ์แบบ J curve ในทั้งสามประเทศ ส่วนความสัมพันธ์ในระยะยาวพบในการค้าระหว่างประเทศไทย-ญี่ปุ่น และไทย-อินโดนีเซีย โดยค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง error correction term มีค่าเป็นลบและน้อยกว่าหนึ่ง แสดงว่าสามารถปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้

จากผลของการศึกษานี้สามารถส่งต่อให้ผู้กำหนดนโยบายด้านอัตราแลกเปลี่ยนได้ทราบว่าหากอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทอ่อนค่าลงจะสามารถทำให้ดุลการค้าของอุตสาหกรรมยายนต์ดีขึ้นได้ ดังนั้นการเสริมสร้างขีดความสามารถในการแข่งขันอย่างหนึ่งของอุตสาหกรรมยานยนต์คือการดูแลอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาท

บรรณานุกรม

Baharumshah, A.Z. (2001), “The effect of exchange rate on bilateral trade balance: New evidence from Malaysia and Thailand”, *Asian Economic Journal,* 15, pp. 291-312.

Bahmani-Oskooee, M. and H. Harvey (2014), “U.S.-Singapore Commodity Trade and The J-Curve”, *Asian Economic and Financial Review,* 4(10), pp. 1473-1484.

Bahmani-Oskooee, M. and H. Harvey (2010), “The J-curve: Malaysia versus Her Major Trading Partners”, *Applied Economics,* 42(9), pp. 1067-1076.

Bahmani-Oskooee, M. and T. Kanitpong (2001), “Bilateral J-Curve between Thailand and Her Trading Partners”, *Journal of Economic Development,* 26(2), pp. 107-116.

Bahmani-Oskooee, M. and Y. Wang, (2008), “J curve: Evidence from Commodity Trade Between US and China”, *Applied Economics,* 40, pp. 2735-2747.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979), “Distributions of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of American Statistical Association,* Part I, pp. 427-481.

Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica,* 55, pp. 251-276.

Gujarati, D. N (2003), “Basic Econometrics”, McGraw Hill Education, *fourth edition,* pp. 300-560.

Himarios, D. (1989), “Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited”, *Economic Inquiry,* 27 January, pp. 143-168.

Liew, K.S. (2003), “Exchange Rates and Trade Balance Relationship: the Experience of ASEAN Countries”, International Trade Econ WPA with number 0307003.

Magee, S.P. (1973), “Currency Contracts, Pass Through and Devaluation”, *Brooking Papers on Economic Activity,* 1, pp. 303-325.

Pesaran, M.H., and Y.Shin (1995), “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis”, in Centennial Volume of Rangar Frisch, eds. By S.Strom, A. Holly, and P.Diamond, Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M.H., Y.Shin, and R.J. Smith (1996), “Testing for the Existence of a Long Run Relationship”, DAE Working Paper No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Rose, A. and Yellen, J.L. (1989), “Is There a J-curve?”, Journal of Monetary Economics, 24(1), pp. 53-68.

Soleymani and Saboori (2011), “The J-curve “Evidence from Commodity between Malaysia and Japan”, *The International Journal of Applied Economics and Finance,* 6(2), pp. 64-73.

Sulaiman C. and Abdul-Rahim A.S. (2014) “J-Curve Effect and Thailand’s Trade in Forest Products: ARDL Bounds Testing”, *World Applied Sciences Journal,* 29(1), pp. 150-155.