

บทที่ 4

ผลการศึกษา

การศึกษารั้งนี้เป็นการทดสอบ ความสัมพันธ์ระหว่างดุล การค้ากับอัตราแลกเปลี่ยน ของกลุ่มอาเซียน 8 ประเทศ ซึ่งได้แก่ ประเทศไทย พม่า ลาว ไทย เวียดนาม ประเทศฟิลิปปินส์ ประเทศอินโดนีเซีย ประเทศสิงคโปร์ และประเทศมาเลเซียที่มีการค้ากับประเทศไทย และประเทศสหรัฐอเมริกา โดยการใช้แบบจำลองทางเศรษฐมิติด้วยเทคนิควิธี Cointegration และ Error Correction Model (ECM) ตามกระบวนการ ARDL (Autoregressive Distributed Lag) ซึ่งสามารถนำไปสู่การวิเคราะห์ความสัมพันธ์และพิจารณาผลกระทบที่มีต่อดุลสินค้าและบริการของกลุ่มอาเซียนที่ศึกษาทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

การทดสอบครั้งนี้ใช้วิธี Cointegration ตามกระบวนการ ARDL ซึ่งจะไม่เหมือนกับการทดสอบ Cointegration โดยทั่วไป เนื่องจากการใช้เทคนิคตามกระบวนการ ARDL นั้นมีการหลีกเลี่ยงที่จะจัดหมวดหมู่ของตัวแปรให้เป็น I (0) และ I (1) อีกทั้งไม่ทำการทดสอบ Unit Root ก่อนแต่อย่างใด (Bahmani-Oskooee and Brooks, 1999: 158)

โดยการศึกษาตามกระบวนการ ARDL นี้สามารถแบ่งเป็นขั้นตอนหลักๆ ได้ 2 ขั้นตอน ซึ่งเป็นการตรวจสอบและประมาณค่าในระยะสั้นควบคู่กับการประมาณค่าในระยะยาว โดยในขั้นตอนแรกเป็นการประยุกต์ใช้ค่าสถิติ F-statistic เพื่อตรวจสอบความสัมพันธ์ที่มีอยู่ในระยะยาวหรือการทดสอบการมี Cointegration ของตัวแปรด้วยการตั้งสมมติฐานหลักคือ $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ และสมมติฐานทางเลือกคือ $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ เนื่องจากผลที่ได้ในขั้นตอนนี้ค่อนข้างมีความคลื่อนไหว ไม่แน่นอนในลำดับความล่าช้า (lag order) ที่แตกต่างกันไป นั่นคือ เมื่อลำดับความล่าช้าเปลี่ยนแปลงไปก็ทำให้ผลการวิเคราะห์เปลี่ยนแปลงไปด้วย ดังนั้นจึงต้องทำการวิเคราะห์ขั้นต่อไป

ขั้นตอนที่สองเป็นการประมาณค่า Error Correction Model (ECM) เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบในระยะสั้น ถ้าตัวแปรที่ทำการศึกษาไม่มี Cointegration ระหว่างกันแต่มีนัยสำคัญของ Error Correction term ที่มีอยู่จะแสดงถึงระดับความล่าช้าของตัวแปรที่ทำการศึกษามีลักษณะของการเลือก lagged length ที่เหมาะสมของตัวแปรแต่ละตัว โดยใช้เกณฑ์ในการเลือก 3 เกณฑ์ในการศึกษารั้งนี้ได้แก่ Adjust R² criterion AIC (Akaike Information Criterion) และ SBC (Schwartz Bayesian Criterion) ซึ่งผลการศึกษาที่ได้จากการเลือกตามเกณฑ์ทั้ง

3 นี่คืออนข้างให้ผลที่สอดคล้องกันเป็นส่วนใหญ่ดังนั้นการศึกษารั้งนี้จึงยึดเอาผลจากการใช้เกณฑ์ AIC (Akaike Information Criterion) ในการวิเคราะห์เท่านั้น

โดยผลการศึกษาสามารถอธิบายแยกตามลักษณะของข้อมูลแบ่งออกเป็นสองกรณีคือ กรณีกลุ่มอาเซียนกับประเทศไทย และกรณีกลุ่มอาเซียนกับประเทศสรุฐอเมริกา ซึ่งในแต่ละกรณีจะอธิบายแยกตามรายประเทศ อันได้แก่ ประเทศไทย กัมพูชา ลาว ประเทศไทย ประเทศไทยเวียดนาม ประเทศไทยฟิลิปปินส์ ประเทศไทยโคนีเชีย ประเทศไทยสิงคโปร์ และประเทศไทยมาเลเซีย ดังต่อไปนี้

4.1 กลุ่มอาเซียนกับประเทศไทย

4.1.1 กรณีประเทศไทยกับกัมพูชา

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการศึกษา กรณีประเทศไทยกับกัมพูชา เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบร่วมกับค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับความล่าช้าที่ 3, 4, 5, 11 และ 12 มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่า ไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณการค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่เหลือ คือลำดับความล่าช้าที่ 2, 6, 7, 8, 9 และ 10 มีค่าอยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ดังตาราง 4.1

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.2 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกนอคดุลยภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุลยภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณการค้าของประเทศไทย กับกัมพูชาต่อประเทศไทย ($\Delta lnTB_{KHR,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เรียลต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Reel/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุลยภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เรียลต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Reel/Yuan}$) ที่มีต่อคุณการค้ากับกัมพูชาในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.2 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 ถึง 2 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Reel/Yuan}$) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นบวกในทุก

lag order คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 3.4640, 5.0599 และ 5.4595 ตามลำดับ โดยที่ลำดับความล่าช้าที่ 1 และ 2 มีนัยสำคัญทางสถิติ(ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 และ 0.05 ตามลำดับ) แสดงให้เห็นว่า ลำดับความล่าช้าที่ 1 และ 2 อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อเงินหยวนมีผลต่อคุณภาพของกัมพูชา

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.12294 ซึ่งเป็นตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพ จะอยู่ปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10) แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อเงินหยวนมีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศกัมพูชา

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เรียลต่อเงินหยวน ที่มีต่อน้ำค่าการค้าของประเทศกัมพูชาในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{KHR,CHY} = -6.0216 + 0.43307 \ln REX_{Riel/Yuan} \\ (-0.23855) \quad (0.10665) \quad (4.1)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.1) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อสกุลเงินหยวน เท่ากับ 0.43307 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เรียลต่อสกุลเงินหยวน ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของกัมพูชาเพิ่มขึ้น ร้อยละ 0.43307 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เรียลต่อสกุลเงินหยวน ไม่มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศกัมพูชา

4.1.2 กรณีประเทศลาว

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการศึกษา ลักษณะกับประเทศจีน เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบร่วม ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับความล่าช้าที่ 2,

3, 4 และ 5 มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเบตบันคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่ามี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่ 9, 10, 11 และ 12 ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบตบันคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่ 6, 7 และ 8 มีค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเบตบันแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบตบัน คืออยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.1

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.3 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการอ่อนน้อมคลุยภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุณภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณภาพค้าของประเทศลาวต่อประเทศจีน ($\Delta lnTB_{LK,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กີບຕ່ອເງິນຫຍວນ ($\Delta lnREX_{Kip/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กີບຕ່ອເງິນຫຍວນ ($\Delta lnREX_{Kip/Yuan}$) ที่มีต่อคุณภาพค้าลาวในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.3 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 และ 1 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กີບຕ່ອເງິນຫຍວນ ($\Delta lnREX_{Kip/Yuan}$) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบใน lag order ลำดับที่ 0 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -1.0853 และให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นบวกใน lag order ลำดับที่ 1 คือ มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 12.0040 โดยที่ลำดับความล่าช้าที่ 1 มีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) แสดงให้เห็นว่า ลำดับความล่าช้าที่ 1 อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กີບຕ່ອເງິນຫຍວນ มีผลต่อคุณภาพค้าของลาว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -1.0000 ซึ่งไม่เป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ จึงไม่สามารถสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กີບຕ່ອເງິນຫຍວນ มีความสัมพันธ์กับคุณภาพค้าของประเทศลาวหรือไม่

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กີບຕ່ອເງິນຫຍວນ ที่มีต่ออุปสงค์การค้าของประเทศลาวในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{LK,CHY} = 26.7911 - 3.9308 \ln REX_{Kip/Yuan}$$

$$(8.2953) \quad (-8.7956) \quad (4.2)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.2) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินกีบต่อสกุลเงินหยวน เท่ากับ -3.9308 การที่เครื่องหมายเป็นลบจึงไม่เป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กีบต่อสกุลเงินหยวนร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของลาวลดลงร้อยละ 3.9308 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินกีบต่อสกุลเงินหยวน มีความสัมพันธ์กับดุลการค้าของประเทศไทย

4.1.3 กรณีประเทศไทย

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในกรณีประเทศไทยกับประเทศจีน เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบร่วมกับค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับความล่าช้าที่ 2, 3, 4, 5, 6 และ 7 มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบน้อย มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกรวมว่า มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่ 8, 9, 10 และ 11 ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกรวมว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่ 12 มีค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบน คืออยู่ระหว่าง $3.793-4.855$ จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง

4.1

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.4 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกนอกรุคุลภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุลภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ ดุลการค้าของประเทศไทยต่อประเทศจีน ($\Delta \ln TB_{THB,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน บาทต่อเงินหยวน

($\Delta \ln REX_{Bath/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน บาทต่อเงินหยวน ($\Delta \ln REX_{Bath/Yuan}$) ที่มีต่อคุณการค้าไทยในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.4 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเป็นเครื่องหมายลบ คือ -0.16451 ซึ่งไม่สอดคล้องกับสมมติฐานที่ตั้งไว้และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน บาทต่อเงินหยวน ($\Delta \ln REX_{Bath/Yuan}$) ไม่มีผลต่อคุณการค้าของไทยในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.41032 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพจะค่อยๆ ปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน บาทต่อเงินหยวน มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศไทย

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน บาทต่อเงินหยวน ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศไทยในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{THB,CHY} = 0.47267 - 0.40092 \ln REX_{Bath/Yuan} \\ (0.98470) \quad (-1.3531) \quad (4.3)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.3) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน บาทต่อสกุลเงินหยวน เท่ากับ -0.40092 การที่เครื่องหมายเป็นลบจึงไม่เป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาทต่อสกุลเงินหยวน ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของไทยลดลงร้อยละ 0.40092 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน บาทต่อสกุลเงิน หยวน ไม่มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศไทย

4.1.4 กรณีประเทศเวียดนาม

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามี ออยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการพิรภพ เวียดนามกับประเทศไทย เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าดังต่อไปนี้ 12 ไตรมาส ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบร้า ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ส่วนใหญ่มีค่าต่ำกว่าค่า วิกฤตของเขตต่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค้า ยกเว้นใน ลำดับความล่าช้าที่ 2 และ 3 ที่มีค่าสูงกว่าค่า วิกฤตของเขตบันคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่า มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค้า ดังตาราง 4.1

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการ ประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.5 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกอุดมภาพของตัวแปรที่ ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุณภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณภาพค้าของประเทศไทย เวียดนามต่อประเทศไทย ($\Delta lnTB_{VND,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน คงต่อเงิน หยวน ($\Delta lnREX_{Dong/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของตัวแปรนี้ ให้ผล ในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Dong/Yuan}$) ที่มีต่อคุณภาพค้าเวียดนามในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.5 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 ถึง 6 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ระหว่างเงินคงต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Dong/Yuan}$) มีค่าสัมประสิทธิ์ที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบใน lag order ลำดับที่ 0, 2, 5 และ 6 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.31229, -2.7082, -5.5491 และ -2.8668 ตามลำดับ และให้ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเป็นเครื่องหมายบวกในลำดับความล่าช้าที่ 1, 3 และ 4 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 2.2010, 1.2371 และ 0.082039 ตามลำดับ โดยในลำดับความล่าช้าที่ 5 มี นัยสำคัญทางสถิติ (α ระดับนัยสำคัญ 0.01) แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ระหว่างเงินคงต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Dong/Yuan}$) มีผลต่อคุณภาพค้าของเวียดนามในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.21970 ซึ่ง เป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณ

ภาพจะค่อยๆ ปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อเงินหยวน ไม่มีความสัมพันธ์กับ คุณการค้าของประเทศไทยเวียดนาม

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อเงินหยวน ที่มีต่อมูลค่าการค้า ของประเทศไทยเวียดนามในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{VND,CHY} = -32.5515 + 4.1449 \ln REX_{Dong/Yuan} \\ (-3.0773) \quad (3.0044) \quad (4.4)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.4) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน คงต่อสกุลเงิน หยวน เท่ากับ 4.1449 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของ แบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อสกุล เงินหยวน ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของเวียดนามเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.1449 โดยมีนัยสำคัญทาง สถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อสกุล เงินหยวนมีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศไทยเวียดนาม

4.1.5 กรณีประเทศไทยเป็นส์

จากการศึกษาความขึ้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการศึกษา ฟิลิปปินส์กับประเทศไทย เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่ เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบว่า ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ส่วนใหญ่มีค่าสูงกว่า ค่ากิจกรรมของเขตบันคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่า มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณการค้า ยกเว้นในลำดับความล่าช้าที่ 12 ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.1

แต่อย่างไรก็ตาม การวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณ ค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1)

แสดงได้ดังตาราง 4.6 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกคุลียภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุลียภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุลาร์ค่าของประเทศฟิลิปปินส์ต่อประเทศจีน ($\Delta \ln TB_{PHP,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซต่อเงินหยวน ($\Delta \ln REX_{Peso/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุลียภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโซต่อเงินหยวน ($\Delta \ln REX_{Peso/Yuan}$) ที่มีต่อคุลาร์ค่าฟิลิปปินส์ในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.6 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 ถึง 10 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโซต่อเงินหยวน ($\Delta \ln REX_{Peso/Yuan}$) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบใน lag order ลำดับที่ 0, 2, 3, 4, 5, 6, 8 และ 10 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -2.3099, -2.0157, -2.1743, -2.0065, -1.0357, -3.2322, -3.8617 และ -3.3136 ตามลำดับ และให้ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเป็นเครื่องหมายบวกในลำดับความล่าช้าที่ 1, 7 และ 9 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.76974, 0.70464 และ 0.34578 ตามลำดับ โดยในลำดับความล่าช้าที่ 0, 2, 3, 6, 8 และ 10 มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซ ต่อเงิน หยวน ($\Delta \ln REX_{Peso/Yuan}$) มีผลต่อคุลาร์ค่าของฟิลิปปินส์ในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.21970 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุลียภาพ จะต้องๆปรับตัวเข้าสู่คุลียภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซต่อเงินหยวน มีความสัมพันธ์กับคุลาร์ค่าของประเทศฟิลิปปินส์

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซต่อเงินหยวน ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศฟิลิปปินส์ในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{PHP,CHY} = 0.49587 - 0.22533 \ln REX_{Peso/Yuan}$$

$$(0.94949) \quad (-0.82837) \quad (4.5)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.5) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโโซต่อสกุลเงินหยวน เท่ากับ -0.22533 การที่เครื่องหมายเป็นลบจึงไม่เป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโโซต่อสกุลเงินหยวน ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของฟิลิปปินส์ลดลงร้อยละ 0.22533 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโโซต่อสกุลเงินหยวน ไม่มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการค้าของประเทศไทย

4.1.6 กรณีประเทศไทยนีเชีย

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในกรณีประเทศไทยนีเชียกับประเทศไทย เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบว่า ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ส่วนใหญ่มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพการค้า ยกเว้นในช่วงความล่าช้าที่ 2 ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ดังตาราง 4.1

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.7 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกคุณภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุณภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณภาพการค้าของประเทศไทยนีเชียต่อประเทศไทย ($\Delta lnTB_{IDR,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Rupiah/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน รูปีย์ ต่อเงิน หยวน ($\Delta lnREX_{Rupiah/Yuan}$) ที่มีต่อคุณภาพการค้าของประเทศไทยนีเชียในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.7 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 ถึง 4 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Rupiah/Yuan}$) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบใน lag order ลำดับที่ 0, 2, และ 4 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -1.0514, -1.0348 และ -1.2948 ตามลำดับ และให้ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเป็นเครื่องหมายบวกในลำดับความล่าช้า

ที่ 1 และ 3 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.85875 และ 1.1133 ตามลำดับ โดยที่ลำดับความล่าช้าที่ 0, 1, 2, 3 และ 4 มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปเปียห์ต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Rupiah/Yuan}$) มีผลต่อคุณภาพค้าของอินโดนีเซียในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.17569 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพ จะค่อยๆปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปเปียห์ต่อเงินหยวนมีความสัมพันธ์กับคุณภาพค้าของประเทศไทยในอินโดนีเซีย

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปเปียห์ต่อเงินหยวน ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศไทยในอินโดนีเซียในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{IDR,CHY} = -2.4319 + 0.34312 \ln REX_{Rupiah/Yuan}$$

$$(-0.55805) \quad (0.56123) \quad (4.6)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.6) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปเปียห์ต่อสกุลเงินหยวน เท่ากับ 0.34312 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปเปียห์ต่อสกุลเงินหยวน ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของฟิลิปปินส์เพิ่มขึ้นร้อยละ 0.34312 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปเปียห์ต่อสกุลเงินหยวนไม่มีความสัมพันธ์กับคุณภาพค้าของประเทศไทยในอินโดนีเซีย

4.1.7 กรณีประเทศสิงคโปร์

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการศึกษาสิงคโปร์กับประเทศไทย เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบร่วมกัน ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ส่วนใหญ่มีค่าต่ำกว่าค่า

วิกฤตของเบตต์ล่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค้า ยกเว้นในลำดับความล่าช้าที่ 2 และ 3 ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.1

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.8 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการอ่อนอกคุณภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุณภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณภาพค้าของประเทศไทย สิงคโปร์ ต่อประเทศจีน ($\Delta lnTB_{SGD,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Dollar/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ ต่อเงิน หยวน ($\Delta lnREX_{Dollar/Yuan}$) ที่มีต่อคุณภาพค้าสิงคโปร์ในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.8 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 ถึง 2 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์สิงคโปร์ต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Dollar/Yuan}$) มีสัมประสิทธิ์ที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบใน lag order ลำดับที่ 0 และ 2 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -1.9189 และ -1.5208 ตามลำดับ และให้ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเป็นเครื่องหมายบวกในลำดับความล่าช้าที่ 1 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1.0257 โดยในลำดับความล่าช้าที่ 0 และ 2 มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ ต่อเงิน หยวน ($\Delta lnREX_{Dollar/Yuan}$) มีผลต่อคุณภาพค้าของสิงคโปร์ในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.49405 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพ จะอยู่ปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ต่อเงินหยวนมีความสัมพันธ์กับคุณภาพค้าของประเทศไทย สิงคโปร์

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ต่อเงินหยวน ที่มีต่อมุลค่าการค้าของประเทศไทย สิงคโปร์ในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{SGD,CHY} = -2.3106 - 1.4024 \ln REX_{Dollar/Yuan}$$

$$(-3.5131) \quad (-3.3398) \quad (4.7)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.7) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์สิงคโปร์ต่อสกุลเงินหยวน เท่ากับ -1.4024 การที่เครื่องหมายเป็นลบจึงไม่เป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์สิงคโปร์ต่อสกุลเงินหยวน ร้อยละ 1 จะส่งผลให้บัญค่าการค้าของสิงคโปร์ลดลงร้อยละ 1.4024 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์สิงคโปร์ต่อสกุลเงินหยวน มีความสัมพันธ์กับ ดุลการค้าของประเทศไทย สิงคโปร์

4.1.8 กรณีประเทศไทยมาเลเซีย

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาร่วมมีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในกรณีประเทศไทย มาเลเซียกับประเทศไทย เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.1) พบว่า ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ทั้งหมดมีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบต้าล่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า ดังตาราง 4.1

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.9 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกอุดมภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่ดุลภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ ดุลการค้าของประเทศไทย มาเลเซียต่อประเทศไทย ($\Delta lnTB_{RM,CHY}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อเงินหยวน ($\Delta lnREX_{Ringgit/Yuan}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่ดุลภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้น ให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน	ริงกิต ต่อเงิน หยวน
$(\Delta lnREX_{Ringgit/Yuan})$ ที่มีต่อดุลการค้ามาเลเซียในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.9 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยตัวแปรอัตรา	

แลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคอลลาร์สิงคโปร์ต่อเงินหยวน ($\Delta \ln REX_{Dollar/Yuan}$) มีลักษณะค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นบวก คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.0033129 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิต ต่อเงิน หยวน ($\Delta \ln REX_{Ringgit/Yuan}$) ไม่มีผลต่อคุณภาพค้าของมาเลเซียในช่วงคำนวณค่าใช้จ่ายล่า

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.24223 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพ จะอยู่ปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อเงินหยวนมีความสัมพันธ์กับคุณภาพค้าของประเทศมาเลเซีย

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อเงินหยวน ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศมาเลเซียในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{RM,CHY} = -0.13477 + 0.013676 \ln REX_{Ringgit/Yuan} \\ (-0.12045) \quad (0.0091962) \quad (4.8)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.8) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคอลลาร์สิงคโปร์ต่อสกุลเงินหยวน เท่ากับ 0.013676 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินริงกิตต่อสกุลเงินหยวน ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของมาเลเซียเพิ่มขึ้น ร้อยละ 0.013676 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อสกุลเงินหยวน ไม่มีความสัมพันธ์กับคุณภาพค้าของประเทศมาเลเซีย

**ตารางที่ 4.1 ค่า F-statistic สำหรับการวิเคราะห์ Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและ
ดุลการค้าระหว่างกลุ่มอาเซียนกับประเทศไทย**

Lag order	F- Statistic							
	Cambodia	Lao	Thailand	Vietnam	Philippine	Indonesia	Singapore	Malaysia
2	3.8747	17.2731	7.6746	7.6617	5.4311	4.4453	4.7993	3.5340
3	3.5123	15.5983	6.0135	5.2541	7.5222	1.7509	4.5465	3.0664
4	2.9571	8.0805	6.3117	2.1216	5.9879	1.8830	2.8760	2.6215
5	3.1383	6.3649	7.6431	2.4954	5.3562	1.4771	2.9967	1.6269
6	4.1668	4.7007	6.9221	2.3975	8.8759	1.0824	1.7177	1.3894
7	4.2914	4.5610	5.8246	2.4035	7.2934	.74993	1.4813	1.2297
8	3.8867	3.9453	3.2487	2.8242	7.8795	1.3760	1.6355	1.2020
9	4.0237	1.8115	2.9958	1.9521	7.1996	1.7334	1.6948	1.8519
10	4.5466	1.8617	3.6532	1.4625	8.7119	1.1137	.97311	2.0797
11	2.4751	.91871	2.6303	.48731	7.1465	1.5143	1.0739	2.0552
12	2.7572	1.5278	3.9947	1.8312	4.7643	1.5584	.48324	2.6707

หมายเหตุ: ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ค่าขอบเขตวิกฤตของค่าสถิติ F-statistic อยู่ในช่วง 3.793-4.855
ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.2 การประมาณการตัวแปรตามปรับตัวเพื่อ校正ของตัวแปรตามโดยใช้ข้อมูลที่เหลือจากการ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion)

การประมาณพารามิเตอร์ของตัวแปรตามที่เหลือ

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$	-0.25066*	-0.40754*	-0.25611*	-0.35550*	-0.28360*	-0.35584*						
	(-2.6197)	(-4.2949)	(-2.6898)	(-3.8035)	(-3.1535)	(-3.8937)						
$\Delta \ln RE X_{jt}^{CH}$	3.4640	5.0599***	5.4595***									
	(1.3478)	(1.9719)	(2.2094)									
Constant	-0.74032											
	(-0.22339)											
EC_{t-1}		-0.12294***										
		(-1.8036)										

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงาน

ตารางที่ 4.3 การประมาณค่าตัวแปรระดับพื้นที่ของอัตราผลประโยชน์ที่มีความต่อเนื่องทางเวลาโดยการคำนวณโดยใช้วิธีการ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion)

การแก้ไขทดสอบ กับปรับแต่งตัวแปร

ตัวแปร (Variable)	0	ลำดับความล่าช้า (Lag order)									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$	-1.0853 (-0.3404)	12.0040 * (3.7182)									
$\Delta \ln REX_{jt}^{CH}$	26.7911* (8.2953)										
Constant		-1.0000 (*NONE*)									
EC_{t-1}											

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.4 การประมาณการถึงความคงทนของตัวแปรตามโดยใช้ขั้นตอน Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กรณีปรับแก้ให้กับปรับแก้ตามค่าล่าช้า (Lag order)

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$		-0.28532*											
		(-2.9824)											
$\Delta \ln REX_{jt}^{CH}$		-0.16451											
		(-1.2946)											
Constant		0.19395											
		(0.96499)											
EC_{t-1}		-0.41032*											
		(-3.8716)											

หมายเหตุ: 1) ตัววัดในวงเล็บ () และทดสอบค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยเกิดขึ้นที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยเกิดขึ้นที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยเกิดขึ้นที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงานวิจัย

ตารางที่ 4.5 การประมาณการถดถ้วนโดยใช้ตัววัด Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion)
กรณีประทานวิจัยด้านกัญชาและยาเสพติด

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$	-0.43831*	-0.34991**	-0.20198	-0.35550***	-0.27658	-0.15409*	-0.30281**	-0.25423***	-0.080149	-0.19166***	-0.18103***	
	(-2.7570)	(-2.1686)	(-1.2437)	(-1.8283)	(-1.0747)	(-2.7176)	(-2.1947)	(-1.9455)	(-0.64788)	(-1.7700)	(-1.9732)	
$\Delta \ln REX_{jt}^{CH}$	-0.31229	2.2010	-2.7082	1.2371	0.082039	-5.5491*	-2.8668					
	(-0.15335)	(1.1000)	(-1.3459)	(0.61469)	(0.040848)	(-2.8122)	(-1.4124)					
Constant	-7.1516											
	(-1.5515)											
EC_{t-1}		-0.21970			(-1.5987)							

หมายเหตุ: 1) ตัวกลุ่มในวงเล็บ () และตัวค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงานวิจัย

ตารางที่ 4.6 การประมาณการถึงประสิทธิภาพของตัวแปรตามโดยเพิ่มเท้าเข้าจัดเรียงและตัดออกตัวอย่าง Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion)
กรณีประทานพิเศษกับประทานทั่วไป

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$													
$\Delta \ln REX_{jt}^{CH}$	-2.3099*** (-1.9766)	0.76974 (0.64628)	-2.0157*** (-1.7077)	-2.1743*** (-1.8458)	-2.0065 (-1.6544)	-1.0357 (-0.84023)	-3.2322* (-2.7215)	0.70464 (0.57170)	-3.8617* (-3.2288)	0.34578 (0.26106)	-3.3161* (-2.6796)		
Constant	0.32417 (.93296)												
EC_{t-1}		-0.65374* (-6.9098)											

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงานวิจัย

ตารางที่ 4.7 ค่ารับประทานถูกต้องตามเกณฑ์ Akaike Information Criterion (AIC) ของแบบจำลอง Error-Correction ภายใต้เงื่อนไขการ Error-Correction ที่ต้องปรับปรุงและลดลอกการฟ้าหัวของตัวแปร

การรับประทานโดยอัตโนมัติ กับประเทศที่ 1

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$	-0.41305*	-0.26277**	-0.16862***										
	(-3.5035)	(-2.2768)	(-1.7637)										
$\Delta \ln REX_{jt}^{CH}$	-1.0514***	0.85875***	-1.0348***	1.1133***	-1.2948**								
	(-2.1645)	(1.7306)	(-2.0192)	(2.1872)	(-2.5955)								
Constant	-0.42726												
	(-0.55393)												
EC_{t-1}		-0.17569***											
		(-1.9755)											

หมายเหตุ: 1) ตัวกลมหาในวงเล็บ () และทดสอบค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงานวิจัย

ตารางที่ 4.8 การประมาณการตัวแปรพื้นที่ของตัวแปรตามโดยเพิ่มเท้าเข้าชิงและตัดออกกรณีการ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กรณีประ再多ศักดิ์ ไบร์ กับผลกระทบสิน

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$													
	-1.9189*	1.0257	-1.5208**										
	(-2.7393)	(1.4590)	(-2.1153)										
Constant	-1.1416*												
	(-2.9050)												
EC_{t-1}		-0.49405*											
		(-5.6879)											

หมายเหตุ: 1) ตัวกลุ่มในวงเล็บ () และตัวอักษร t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงานวิจัย

ตารางที่ 4.9 การประมาณการถึงความคงเหลือของตัวแปรตามโดยใช้ขั้นตอนเดียวกับการ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion)

การประมาณหาค่าซึ่ง กับประเทศปัจจุบัน

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\Delta \ln T B_{jt}^{CH}$													-0.26142** (-2.5771)
$\Delta \ln REX_{jt}^{CH}$	0.00033129 (0.0091854)												
Constant	-0.032645 (-0.12218)												
EC_{t-1}													-0.24223* (-2.6426)

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () และตัวอักษรที่ระบุด้านล่าง t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงานวิจัย

4.2 กลุ่มอาเซียนกับประเทศสหรัฐอเมริกา

4.2.1 กรณีประเทศกัมพูชา

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการศึกษาประเทศ กัมพูชา กับประเทศสหรัฐอเมริกา เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละ เทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบว่า ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับ ความล่าช้าที่ 2, 3 และ 4 มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเบตันคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐาน หลัก ซึ่งบอกได้ว่ามี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่ 5, 6, 9, 10 และ 12 มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบตันคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับ สมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่า ไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค้า ส่วน ในลำดับความล่าช้าที่เหลือ คือลำดับความล่าช้าที่ 7, 8 และ 11 มีค่าอยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่ สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.10

แต่อย่างไรก็ตาม การวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณ ค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.11 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกนออกดุลยภาพของตัวแปรที่ ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณภาพค้าของประเทศ กัมพูชาต่อประเทศสหรัฐอเมริกา ($\Delta \ln TB_{KHR,USD}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียล ต่อเงินคอลลาร์สหราชอาณาจักร ($\Delta \ln REX_{Riel/Dollar}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวของแต่ละ ตัวแปรนั้น ให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เรียล ต่อเงิน คอลลาร์สหราชอาณาจักร ($\Delta \ln REX_{Riel/Dollar}$) ที่มีต่อคุณภาพค้ากัมพูชาในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.11 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อเงินคอลลาร์สหราชอาณาจักร ($\Delta \ln REX_{Riel/Dollar}$) มีลักษณะที่ให้ ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นบวก คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1.6063 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ(ณ ระดับ นัยสำคัญ 0.05) แสดงให้เห็นว่า ในลำดับความล่าช้าที่ 0 อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียล ต่อเงินคอลลาร์สหราชอาณาจักร มีผลต่อคุณภาพค้าของกัมพูชา

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.28076 ซึ่งเป็น ตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพ จะ

ค่าอย่างปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อเงินдолลาร์สหราชอาณาจักร มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศกัมพูชา

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อเงินдолลาร์สหราชอาณาจักร ที่มีต่อ มูลค่าการค้าของประเทศกัมพูชาในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{KHR,USD} = -43.5921 + 5.7212 \ln REX_{Riel/Dollar}$$

$$(-3.2379) \quad (3.5100) \quad (4.9)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.9) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อสกุลเงิน долลาร์สหราชอาณาจักร เท่ากับ 5.7212 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อสกุลเงิน долลาร์สหราชอาณาจักร ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของกัมพูชาเพิ่มขึ้น ร้อยละ 5.7212 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเรียลต่อสกุลเงิน долลาร์สหราชอาณาจักร มีความสัมพันธ์กับ คุณการค้าของประเทศกัมพูชา

4.2.2 กรณีประเทศลาว

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการศึกษาประเทศลาว กับประเทศสหราชอาณาจักร เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบร่วม ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับความล่าช้าที่ 2, 3, 5 และ 6 มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเบตันคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่ามี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณการค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่ 10, 11 และ 12 ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบตันคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณการค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่เหลือคือ ลำดับความล่าช้าที่ 4, 7, 8 และ 9 มีค่า F-statistic ที่

คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเบตต์ล่างแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบตต์บน คืออยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ดังตาราง 4.10

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.12 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการอ่อนอกคุณภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุณภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณราก奚ของประเทศลาวต่อประเทศสหรัฐอเมริกา ($\Delta lnTB_{LK,USD}$) และ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินกีบต่อเงินคอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Kip/Dollar}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนี้ให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กีบ ต่อเงิน คอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Kip/Dollar}$) ที่มีต่อคุณราก奚ในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.12 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินกีบต่อเงินคอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Kip/Dollar}$) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบ คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -2.0932 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05) แสดงให้เห็นว่า ในลำดับความล่าช้าที่ 0 อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กีบ ต่อเงินคอลลาร์สหรัฐฯ มีผลต่อคุณราก奚ของลาว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.65374 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพจะค่อยๆปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) แสดงว่าตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กีบต่อเงินคอลลาร์สหรัฐฯ มีความสัมพันธ์กับคุณราก奚ของประเทศลาว

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน กีบต่อเงินคอลลาร์สหรัฐฯ ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศลาวในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{LK,USD} = 29.6901 - 3.2019 \ln REX_{Kip/Dollar} \\ (2.8056) \quad (-2.8017) \quad (4.10)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.10) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินกีบต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เท่ากับ -3.2019 การที่เครื่องหมายเป็นลบจึงไม่เป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินกีบต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของลาลดลงร้อยละ 3.2019 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินกีบต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการค้าของประเทศไทย

4.2.3 กรณีประเทศไทย

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการกรณีประเทศไทยกับประเทศสหรัฐอเมริกา เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอมที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบร่วมกับค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ส่วนใหญ่มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขต บนคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธ สมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่ามี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพการค้า ยกเว้นลำดับความล่าช้าที่ 12 มีค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบน คืออยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.10

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.13 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการอ่อนอกคุณภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุณภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณภาพการค้าของประเทศไทยต่อประเทศสหรัฐอเมริกา ($\Delta lnTB_{THB,USD}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Baht/Dollar}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนี้ให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาท ต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Baht/Dollar}$) ที่มีต่อคุณภาพการค้าไทยในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.13 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเป็นเครื่องหมายบวก คือ 0.24252 ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐานที่ตั้งไว้และมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10) แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน

นาทต่อเงินดอลลาร์สหราชูป (ΔlnREX_{Bath/Dollar}) มีผลต่อคุณการค้าของไทยในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.60149 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพ จะค่อยๆปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหราชูป มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศไทย

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหราชูป ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศไทยในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{THB,USD} = -0.79155 + 0.40319 \ln REX_{Bath/Dollar} \\ (-0.95890) \quad (1.7873) \quad (4.11)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.11) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาทต่อสกุลเงินดอลลาร์สหราชูป เท่ากับ 0.40319 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาทต่อสกุลเงินดอลลาร์สหราชูป ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.40319 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10) ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินบาทต่อสกุลเงินดอลลาร์สหราชูป มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศไทย

4.2.4 กรณีประเทศไทย

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการกรณีประเทศไทย เวียดนามกับประเทศไทยและเม็กซิโก เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบร่วมกับ ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับความล่าช้าที่ 4, 5, 6, 7, 10 และ 11 มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบตต์ลิงค์คือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณการค้า ส่วน

ในลำดับความล่าช้าที่ 2, 3, 8, 9 และ 12 ค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเขตถ่างแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตของเขตบน คืออยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.10 แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.14 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการอ่อนออกดุลยภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ ดุลการค้าของประเทศไทย ค่าเงินบาทต่อประเทศสหรัฐอเมริกา ($\Delta lnTB_{VND,USD}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดองต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Dong/Dollar}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนี้ให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน คง ต่อเงิน ดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Dong/Dollar}$) ที่มีต่อดุลการค้าเวียดนามในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.14 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดองต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Dong/Dollar}$) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นบวก คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.45659 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน คง ต่อเงิน ดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Dong/Dollar}$) ไม่มีผลต่อดุลการค้าของเวียดนามในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.22339 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพจะค่อยๆปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดองต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ มีความสัมพันธ์กับดุลการค้าของประเทศไทยเวียดนาม

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน คง ต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศไทยเวียดนามในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{VND,USD} = -17.9678 + 2.0439 \ln REX_{Dong/Dollar} \\ (-0.80990) \quad (0.88648) \quad (4.12)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.12) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อสกุลเงินคอลาร์สหราชูฯ เท่ากับ 2.0439 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อสกุลเงินคอลาร์สหราชูฯ ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของเวียดนามเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.0439 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินคงต่อสกุลเงินคอลาร์สหราชูฯ ไม่มีความสัมพันธ์กับดุลการค้าของประเทศไทยเวียดนาม

4.2.5 กรณีประเทศไทยเป็นส์

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการพิสูจน์ hypothesis ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบว่า ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ส่วนใหญ่มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า ยกเว้นในลำดับความล่าช้าที่ 2, 3 และ 4 ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.10

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.15 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกนออกดุลภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่ดุลภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ ดุลการค้าของประเทศไทยเป็นส์ต่อประเทศไทย (lnTB_{PHP,USD}) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโซต่อเงินคอลาร์สหราชูฯ (lnREX_{Peso/Dollar}) โดยการปรับตัวเข้าสู่ดุลภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซ ต่อเงิน คอลาร์สหราชูฯ (lnREX_{Peso/Dollar}) ที่มีต่อดุลการค้าฟิลิปปินส์ในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.15 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโซต่อเงินคอลาร์สหราชูฯ (lnREX_{Peso/Dollar}) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบ คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -1.6309 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10) แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซต่อเงิน

ผลการศึกษา ($\Delta \ln REX_{Peso/Dollar}$) มีผลต่อคุณการค้าของฟิลิปปินส์ในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.22383 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพจะค่อยๆ ปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโซต่อเงินдолลาร์ สหรัฐฯ มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศไทยฟิลิปปินส์

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซต่อเงินдолลาร์ สหรัฐฯ ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศไทยฟิลิปปินส์ในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{PHP,USD} = 3.7282 - 0.96905 \ln REX_{Peso/Dollar}$$

$$(1.5313) \quad (-1.5477) \quad (4.13)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.13) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโซต่อสกุลเงินдолลาร์ สหรัฐฯ เท่ากับ -0.96905 การที่เครื่องหมายเป็นลบจึงไม่เป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินเปโซต่อสกุลเงินдолลาร์ สหรัฐฯ ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของฟิลิปปินส์ลดลงร้อยละ 0.96905 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน เปโซต่อสกุลเงินдолลาร์ สหรัฐฯ ไม่มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศไทยฟิลิปปินส์

4.2.6 กรณีประเทศไทยในโคนีเชีย

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการกรณีประเทศไทยในโคนีเชียกับประเทศไทยสหรัฐอเมริกา เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบร่วม ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับความล่าช้าที่ 2, 3, 4 และ 5 มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเทอบนคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่ามี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณการค้า ส่วนใน

ลำดับความล่าช้าที่ 7, 9, 10, 11 และ 12 ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบต์ล่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและคุณภาพค่า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่เหลือคือ ลำดับความล่าช้าที่ 6 และ 8 ค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตของเบต์ล่างแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตของเบต์บน คืออยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.10

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.16 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการอ่อนต่อคุณภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่คุณภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ คุณภาพค้าของประเทศในโคนีเชียต่อประเทศสหราชอาณาจักร ($\Delta lnTB_{IDR,USD}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ต่อเงินดอลลาร์สหราชอาณาจักร ($\Delta lnREX_{Rupiah/Dollar}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนี้ให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ ต่อเงิน ดอลลาร์สหราชอาณาจักร ($\Delta lnREX_{Rupiah/Dollar}$) ที่มีต่อคุณภาพค้าอินโคนีเชียในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.16 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ต่อเงินดอลลาร์สหราชอาณาจักร ($\Delta lnREX_{Rupiah/Dollar}$) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นบวก คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.14240 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ต่อเงินดอลลาร์สหราชอาณาจักร ($\Delta lnREX_{Rupiah/Dollar}$) ไม่มีผลต่อคุณภาพค้าของอินโคนีเชียในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.32931 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพจะค่อยๆปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ต่อเงินดอลลาร์สหราชอาณาจักร มีความสัมพันธ์กับคุณภาพค้าของประเทศในโคนีเชีย

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูปีย์ต่อเงินดอลลาร์สหราชอาณาจักร ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศในโคนีเชียในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{IDR,USD} = -3.0519 + 0.43243 \ln REX_{Rupiah/Dollar} \\ (-0.95815) \quad (1.2431) \quad (4.14)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.14) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูเปียห์ต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เท่ากับ 0.43243 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูเปียห์ต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ร้อยละ 1 จะส่งผลให้บุลค่าการค้าของพิลิปปินส์เพิ่มขึ้นร้อยละ 0.43243 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินรูเปียห์ต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ไม่มีความสัมพันธ์กับดุลการค้าของประเทศไทยโดยนิ่ียง

4.2.7 กรณีประเทศไทย

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบสมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการวิเคราะห์ F-statistic ในกรณีประเทศไทย ประกอบกับประเทศไทย เมื่อทำการพิจารณาช่วงลำดับความล่าช้าตั้งแต่ 2 ถึง 12 ในแต่ละเทอม ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบร่วม ค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ในลำดับความล่าช้าที่ 2, 4, 10 และ 11 มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบนคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่ามี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่เหลือคือ ลำดับความล่าช้าที่ 3, 5, 6, 7, 8, 9 และ 12 ค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบน คืออยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลดังตาราง 4.10

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.17 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการออกนออกดุลภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่ดุลภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ ดุลการค้าของประเทศไทย ศิษย์ต่อประเทศสหรัฐอเมริกา ($\Delta lnTB_{SGD,USD}$) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์ศิษย์ต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Dollar/Dollar}$) โดยการปรับตัวเข้าสู่ดุลภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์ศิษย์ต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ($\Delta lnREX_{Dollar/Dollar}$) ที่มีต่อดุลการค้าศิษย์ต่อประเทศสหรัฐฯ ในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.17 จะ

เห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 ถึง 6 โดยตัว

```
apper อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ ต่อเงิน ดอลลาร์สหราชูป (ΔlnREXDollar/Dollar) มีลักษณะที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบใน lag order ลำดับที่ 0, 1, 2, 4 และ 6 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.56666, -1.1260, -0.94035, -2.4000 และ -2.3429 ตามลำดับ และให้ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเป็นเครื่องหมายบวกในลำดับความล่าช้าที่ 3 และ 5 คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.21869 และ 0.14438 ตามลำดับ โดยในลำดับความล่าช้าที่ 4 และ 6 มีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05) แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ต่อเงินดอลลาร์สหราชูป (ΔlnREXDollar/Dollar) มีผลต่อดุลการค้าของสิงคโปร์ในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว
```

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.49197 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคาดเดือนที่เบี่ยงเบนออกจากดุลภาพ จะค่อยๆ ปรับตัวเข้าสู่ดุลภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ต่อเงินดอลลาร์สหราชูป มีความสัมพันธ์กับดุลการค้าของประเทศสิงคโปร์

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ดอลลาร์สิงคโปร์ ต่อเงินดอลลาร์สหราชูป ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศสิงคโปร์ในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{SGD,USD} = -2.1574 + 4.3416 \ln REX_{Dollar/Dollar} \\ (-9.2687) \quad (9.0356) \quad (4.15)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.15) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์สิงคโปร์ต่อสกุลเงินดอลลาร์สหราชูป เท่ากับ 4.3416 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์สิงคโปร์ต่อสกุลเงินดอลลาร์สหราชูป ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของสิงคโปร์เพิ่มขึ้น ร้อยละ 4.3416 โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ซึ่งแสดงให้

เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน คอลลาร์สิงคโปร์ ต่อสกุลเงินคอลลาร์สหรัฐฯ มีความสัมพันธ์กับดุลการค้าของประเทศไทยสิงคโปร์

4.2.8 กรณีประเทศไทยแลกเปลี่ยน

จากการศึกษาตามขั้นตอนในกระบวนการ ARDL ซึ่งขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบ Cointegration ในแบบจำลองที่ศึกษาว่ามีอยู่หรือไม่ กล่าวคือเป็นการทดสอบ สมมติฐานว่า แบบจำลองที่ศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่หรือไม่ จากการคำนวณค่าสถิติ F-statistic ในการวิเคราะห์ ที่เป็นผลต่างลำดับที่หนึ่งของสมการ (3.2) พบร่วมค่าสถิติ F-statistic ที่คำนวณได้ส่วนใหญ่มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างคือ มีค่าต่ำกว่า 3.793 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่าไม่มี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า มีเพียงค่าสถิติ F-statistic ในลำดับความล่าช้าที่ 2 ที่มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบนคือ มีค่าสูงกว่า 4.855 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ซึ่งบอกได้ว่ามี Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า ส่วนในลำดับความล่าช้าที่ 3 และ 4 ค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่างแต่ต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบน คืออยู่ระหว่าง 3.793-4.855 จึงไม่สามารถสรุปผลได้ ดังตาราง 4.10

แต่อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ที่มีประสิทธิภาพมากกว่าคือขั้นตอนที่สองที่มีการประมาณค่าโดยพิจารณา Error Correction term (EC_{t-1}) ตามกระบวนการ ARDL

การประมาณค่าของ Error Correction Model ตามกระบวนการ ARDL ในสมการ (3.1) แสดงได้ดังตาราง 4.18 ซึ่งเป็นการแสดงถึงการเกิดกลไกปรับการอ่อนอกดุลภาพของตัวแปรที่ต้องการศึกษาให้กลับเข้าสู่ดุลภาพระยะยาว ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ได้แก่ ดุลการค้าของประเทศไทยแลกเปลี่ยนต่อประเทศไทย (ΔlnTB_{RM,USD}) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อเงินคอลลาร์สหรัฐฯ (ΔlnREX_{Ringgit/Dollar}) โดยการปรับตัวเข้าสู่ดุลภาพในระยะยาวของแต่ละตัวแปรนั้นให้ผลในช่วงระยะเวลาของความล่าช้าแตกต่างกันออกไป

บทบาทของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิต ต่อเงิน คอลลาร์สหรัฐฯ ($ΔlnREX_{Ringgit/Dollar}$) ที่มีต่อดุลการค้ามาแลกเปลี่ยนในระยะสั้น เป็นดังนี้ จากตาราง 4.18 จะเห็นได้ว่า การเลือกช่วงลำดับความล่าช้าที่เหมาะสมของ AIC คือ ลำดับความล่าช้าที่ 0 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อเงินคอลลาร์สหรัฐฯ ($ΔlnREX_{Ringgit/Dollar}$) มีลักษณะค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นบวก คือมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.36803 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิต ต่อเงิน คอลลาร์สหรัฐฯ ($ΔlnREX_{Ringgit/Dollar}$) ไม่มีผลต่อดุลการค้าของมาแลกเปลี่ยนในช่วงลำดับความล่าช้าดังกล่าว

โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term (EC_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.27119 ซึ่งเป็นไปตามที่คาดไว้ คือ $-1 < EC_{t-1} < 0$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนออกจากคุณภาพ จะค่อยๆปรับตัวเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว โดยมีนัยสำคัญทางสถิติ (ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01) ของสัมประสิทธิ์ค่า EC_{t-1} แสดงว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อเงินдолลาร์สหราชอาณาจักร มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศมาเลเซีย

การศึกษาผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงิน ริงกิตต่อเงินдолลาร์สหราชอาณาจักร ที่มีต่อมูลค่าการค้าของประเทศมาเลเซียในระยะยาว ได้ผลการศึกษาดังนี้

$$\ln TB_{RM,USD} = -1.2674 + 1.3571 \ln REX_{Ringgit/Dollar}$$

$$(-1.0461) \quad (1.4427) \quad (4.16)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

จากสมการ (4.16) แสดงให้เห็นว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินдолลาร์สิงคโปร์ต่อสกุลเงินдолลาร์สหราชอาณาจักร เท่ากับ 1.3571 การที่เครื่องหมายเป็นบวกจึงเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองที่คาดหวังไว้ กล่าวคือ การเพิ่มน้ำหนักของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินริงกิตต่อสกุลเงินдолลาร์สหราชอาณาจักร ร้อยละ 1 จะส่งผลให้มูลค่าการค้าของมาเลเซียเพิ่มน้ำหนัก ร้อยละ 1.3571 โดยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินริงกิตต่อสกุลเงินдолลาร์สหราชอาณาจักร ไม่มีความสัมพันธ์กับคุณการค้าของประเทศมาเลเซีย

**ตารางที่ 4.10 ค่า F-statistic สำหรับการวิเคราะห์ Cointegration ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและ
ดุลการค้าระหว่างกลุ่มอาเซียนกับประเทศสหรัฐอเมริกา**

Lag order	F- Statistic							
	Cambodia	Lao	Thailand	Vietnam	Philippine	Indonesia	Singapore	Malaysia
2	7.1560	7.8310	12.4553	4.5076	3.9072	6.5363	5.6898	6.0331
3	5.9226	5.4546	13.5098	3.8396	3.8515	8.1019	4.1692	4.3808
4	6.4122	3.9765	13.0266	2.9476	3.8720	5.4496	4.8736	3.8497
5	3.7273	4.8568	13.0085	2.9389	3.6688	4.8701	4.0987	2.7625
6	3.5175	5.3145	15.6335	3.0209	3.5459	4.5952	4.7276	3.5952
7	4.1126	4.4347	10.0023	3.6494	2.5752	3.6531	4.3124	3.4660
8	4.7122	3.9234	8.1002	4.8078	1.7653	3.8893	4.6873	3.1391
9	3.6701	4.2646	8.2184	4.4147	1.6047	3.2927	4.5913	3.5399
10	3.1856	3.1884	6.8261	2.8345	1.2461	3.2561	6.2735	1.9804
11	3.9069	3.2025	5.8237	3.0852	2.8315	2.6159	5.0515	1.9443
12	1.8552	3.3510	4.7486	4.7947	3.0965	2.5723	4.6680	3.5657

หมายเหตุ: ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ค่าขอบเขตวิกฤตของค่าสถิติ F-statistic อยู่ในช่วง 3.793-4.855
ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.11 การประมวลผลการปรับปรุงตัวแปรตัวแปรคงที่ของตัวแปรตัวแปรคงที่เพื่อตรวจสอบคุณภาพก่อตัวของตัวแปรตัวแปรคงที่ตามวิธีการ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กองลั่นประทุมชุมชนฯ กับผลกระทบต่อหุ้นสองริม

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln T B_{jt}^{US}$	-0.28696*											
$\Delta \ln REX_{jt}^{US}$	1.6063*** (2.1686)											
Constant	-12.2391** (-2.0987)											
EC_{t-1}	-0.28076* (-2.8406)											

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงาน

ตารางที่ 4.12 การประมาณค่าตัวแปรประสมตามตัวตัดสินใจของลักษณะของตัวแปรที่เหลือในแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กองลั่นประทุมศาสตร์ กับประเพณีทางเศรษฐกิจ

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\Delta \ln T B_{jt}^{US}$	-0.22956*** (-1.7550)	-0.19095*** (-1.9075)											
$\Delta \ln REX_{jt}^{US}$	-2.0932** (-2.4469)												
Constant	19.4096** (2.4494)												
EC_{t-1}		-0.65374* (-4.3135)											

หมายเหตุ: 1) ผู้วิเคราะห์ในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงาน

ตารางที่ 4.13 การประมาณค่าตีบัญชีของตัวแปรตามโดยเพิ่มเท้าเข้าไปและลดตัวแปรที่ต้องวัดก็ได้ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion)

การประมาณทศทัย กับประดัศต์หัวรัฐมนตรี

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln T B_{jt}^{US}$	0.24252 *** (1.7570)											
$\Delta \ln REX_{jt}^{US}$		-0.47611 (-0.95799)										
Constant				-0.60149* (-6.8256)								
EC_{t-1}												

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงาน

ตารางที่ 4.14 การประมาณค่าตีบัญชีของตัวแปรอิสระที่เหลือในแบบที่ได้รับการ校正ตัวแปรที่ต้องแก้ไข Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion)
กรณีประเทศวิทยาน กรณีประเทศสารัชญ์มนิริก

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\Delta \ln T B_{jt}^{US}$	-0.63385*	-0.28439***	-0.19790	-0.30134**	-0.28901***	-0.18915	-0.086712	-0.12818	-0.42011*	-0.25193**			
	(-4.5526)	(-1.9448)	(-1.3396)	(-2.0263)	(-1.9375)	(-1.2957)	(-0.61874)	(-0.94631)	(-3.2961)	(-2.4680)			
$\Delta \ln REX_{jt}^{US}$	0.45659												
	(1.1084)												
Constant	-4.0139												
	(-1.0008)												
EC_{t-1}					-0.22339***								
					(-1.8788)								

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงาน

ตารางที่ 4.15 การประมวลผลการปรับตัว校正ของตัวแปรตามโดยเพิ่มเท้าเข้าไปและลดออกที่ตัว校正ที่ใช้ตัววัดวิธีการ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กรณีประมวลผลโดยใช้ตัว校正ที่ตัววัด

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln T B_{jt}^{us}$	-0.41003*	-0.37067*	-0.27447**	-0.31992*	-0.38619*	-0.36926*	-0.37723*	-0.35370*	-0.35283*	-0.34553*	-0.34283*	-0.14605
	(-3.8974)	(-3.2761)	(-2.4350)	(-2.9797)	(-3.6062)	(-3.2549)	(-3.4105)	(-3.2718)	(-3.6036)	(-3.3774)	(-1.6173)	
$\Delta \ln REX_{jt}^{us}$	-1.6309***											
Constant	0.83449***											
EC_{t-1}		-0.22383*										

หมายเหตุ: 1) ผู้วิเคราะห์ในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.16 การประมาณค่าตัวแปรประสมตัวแปรของอัตรานอกประเทศเพื่อพิจารณาผลการตัวชี้วัดและตัวแปรที่ต้องปรับปรุง Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กองส์ประทศjoin โดยนิยมกับประทศหางรูปนิรภัย

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln T B_{jt}^{US}$		-0.20254** (-2.0549)										
$\Delta \ln REX_{jt}^{US}$		0.14240 (1.2087)										
Constant		-1.0050 (-0.94679)										
EC_{t-1}			-0.32931* (-3.7005)									

หมายเหตุ: 1) ผู้อพิญในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงาน

ตารางที่ 4.17 การประมวลผลการทดสอบค่าตัวแปรตามของตัวแปรตามที่เหลือเพื่อตรวจสอบค่าตัวแปรและตัวแปรที่ถูกตัด除จากการ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กรณีประทธศาสตร์คงที่และตัวแปรที่ต้องการที่ถูกตัด除

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln TB_{jt}^{US}$	-0.24534** (-2.0037)	-0.21662*** (-1.9320)	-0.16778*** (-1.7433)									
$\Delta \ln REX_{jt}^{US}$	-0.566666 (-0.63194)	-1.1260 (-1.1586)	-0.94035 (-0.94424)	0.21869 (0.22592)	-2.4000** (-2.5191)	0.14438 (0.14647)	-2.3429** (-2.4098)					
Constant	-1.0614* (-4.3197)											
EC_{t-1}		-0.49197* (-4.1762)										

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : จากรายงาน

ตารางที่ 4.18 การประมวลผลการทดสอบของตัวแปรตามโดยเพิ่มเท้าเข้าไปและลดตัวแปรที่ต้องริบกับ Error-Correction ของแบบจำลอง AIC (Akaike Information Criterion) กองลัพประทุมน้ำด้วย กับประทุมศาสตราจารุณย์วิภา

ตัวแปร (Variable)	ลำดับความล่าช้า (Lag order)											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\Delta \ln T B_{jt}^{US}$	-0.40197*	-0.15809										
	(-3.3973)	(-1.4665)										
$\Delta \ln REX_{jt}^{US}$	0.36803											
	(1.6089)											
Constant	-0.34371											
	(-1.1608)											
EC_{t-1}		-0.27119*										
		(-2.9618)										

หมายเหตุ: 1) ตัวเลขในวงเล็บ () แสดงค่าสถิติ t-statistic (two-tailed tests)

2) * แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

*** แสดงนัยสำคัญที่ระดับ 0.1

ที่มา : มหาวิทยาลัยเชียงใหม่