

บทที่ 5

ผลการศึกษา

แบบจำลองเพื่อศึกษาผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวแบบจัดการต่อดุลการค้าของประเทศไทย แบ่งออกเป็น 2 แบบจำลอง เพื่อเปรียบเทียบผลกระทบของดัชนีค่าเงินบาทและดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริงต่อดุลการค้าของประเทศไทย โดยแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาเป็นดังนี้

แบบจำลองดุลการค้ากับดัชนีค่าเงินบาท

$$\ln TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln NEER_t + u_t$$

แบบจำลองดุลการค้ากับดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง

$$\ln TB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln REER_t + u_t$$

5.1 ผลการทดสอบ Unit Root

ผลการศึกษาของแบบจำลองดุลการค้าโดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตามวิธี Cointegration and Error Correction ของ Johansen and Juselius เพื่อหาความสัมพันธ์ในระยะยาวและระยะสั้น จำเป็นต้องมีการทดสอบความนิ่งของตัวแปรต่าง ๆ ก่อน โดยวิธีการทดสอบ unit root ตามวิธีของ Augmented Dickey - Fuller Test (ADF) ซึ่งตัวแปรอิสระต้องมีลำดับ order of integration เท่ากันกับของตัวแปรตาม จึงจะสามารถหาความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ สำหรับตัวแปรที่ใช้ทดสอบ unit root นั้น ประกอบด้วย ดุลการค้าของประเทศไทย ($\ln TB$) รายได้ประชาชาติที่แท้จริง ($\ln Y$) ซึ่งในที่นี้จะใช้ค่าดัชนีการผลิตภาคอุตสาหกรรม (Manufacturing Production Index) เป็นตัวประมาณค่า ดัชนีค่าเงินบาท (NEER) และดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง (REER) โดยที่ตัวแปรทุกตัวจะอยู่ในรูป natural logarithms

การทดสอบ unit root ตามวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ครั้งนี้ สามารถพิจารณาหา lag length ที่เหมาะสมของแต่ละตัวแปร โดยพิจารณาจากค่า Akaike Information Criteria (AIC) ที่มีค่าต่ำสุด (ดูภาคผนวก ข) ดังตารางที่ 5.1

ตารางที่ 5.1 แสดงผลการทดสอบ Unit Root

ที่ระดับ Level I(0)

Variable	Test statistic with intercept	Lag length	Test statistic with intercept + trend	Lag length
ln TB	-0.3761	4	-4.0676	2
ln Y	0.5624	2	-2.8014	2
ln NEER	-1.6014	5	-3.6426	5
ln REER	-1.4470	5	-3.4839	5

ที่ระดับ First Difference I(1)

Variable	Test statistic with intercept	Lag length	Test statistic with intercept + trend	Lag length
ln TB	-6.1264	3	-6.2561	3
ln Y	-12.4070	1	-12.5113	1
ln NEER	-7.8331	5	-7.6805	5
ln REER	-7.6927	5	-7.5547	5

หมายเหตุ : ที่ระดับ I(0) Critical value ที่ 5% คือ -2.8936 (with intercept) และ -3.4597 (with intercept + trend)

ที่ระดับ I(1) Critical value ที่ 5% คือ -2.8939 (with intercept) และ -3.4602 (with intercept + trend)

ที่มา : จากการคำนวณ

เมื่อเปรียบเทียบค่าสถิติในรูปแบบจำลองที่มีค่าคงที่ (intercept) เทียบกับค่าวิกฤต -2.8939 และรูปแบบจำลองที่มีค่าคงที่ (intercept) และแนวโน้มเวลา (trend) เทียบกับค่าวิกฤต -3.4602 ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 พบว่า ข้อมูลมีลักษณะเป็น stationary ที่ order of integration เท่ากับ I(1) ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ในรูปแบบสมการที่มีค่าคงที่นั้น ตัวแปรดุลการค่า (ln TB) และรายได้ประชาชาติที่แท้จริง (ln Y) มีความนิ่งที่ lag length เท่ากับ 3 และ 1 ตามลำดับ ส่วนตัวแปรดัชนีค่าเงินบาท (ln NEER) และดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง (ln REER) มีความนิ่งที่ lag length เท่ากัน คือ 5 สำหรับรูปแบบสมการที่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ตัวแปรดุลการค่า (ln TB)

และรายได้ประชาชาติที่แท้จริง ($\ln Y$) มีความนิ่งที่ lag length เท่ากับ 3 และ 1 ตามลำดับ ส่วนตัวแปรดัชนีค่าเงินบาท ($\ln NEER$) และดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง ($\ln REER$) มีความนิ่งที่ lag length เท่ากัน คือ 5 เช่นเดียวกัน

จากผลการทดสอบ unit root ข้างต้น จะเห็นได้ว่า ตัวแปรทั้งหมดมี order of integration เท่ากัน คือ $I(1)$ แล้ว ดังนั้นจึงสามารถนำตัวแปรทั้งหมดมาพิจารณาหาความสัมพันธ์ในระยะยาว (Cointegration) และการปรับตัวในระยะสั้น (Error Correction) ได้

5.2 ผลการทดสอบ Cointegration และ Error Correction

5.2.1 แบบจำลองดุลการค้ำกับดัชนีค่าเงินบาท (NEER)

$$\ln TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln NEER_t + u_t$$

จากการทดสอบหาความยาว lag ตามวิธี Schwartz Bayesian Criterion (SBC) โดยพิจารณาจากค่า SBC ที่มีค่ามากที่สุด พบว่า แบบจำลองมีความยาว lag ที่เหมาะสมเท่ากับ 3 ซึ่งหมายความว่า ข้อมูลในช่วงเวลาก่อนหน้านั้น 3 period จะถูกปรับให้เข้ากับช่วงเวลาปัจจุบัน และรูปแบบสมการที่เหมาะสมนั้น คือ รูปแบบที่ VAR ไม่จำกัดค่าคงที่ (intercept) และไม่มีแนวโน้มเวลา (trend) ใน cointegrating vector ซึ่งมีผลการศึกษาดังต่อไปนี้

ตารางที่ 5.2 แสดงผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของแบบจำลองดุลการค้ำกับดัชนีค่าเงินบาท

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
$r = 0$	$r = 1$	32.9925	21.1200	19.0200
$r \leq 1$	$r = 2$	10.6354	14.8800	12.9800
$r \leq 2$	$r = 3$	0.0004002	8.0700	6.5000

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	43.6283	31.5400	28.7800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	10.6358	17.8600	15.7500
$r \leq 2$	$r = 3$	0.0004002	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : ค่า r คือ จำนวน cointegrating vector

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ตามวิธี Maximal Eigenvalue Test และ Trace Test แสดงผลของจำนวน rank หรือจำนวน cointegrating vector เท่ากับ 1 ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 แสดงว่า ตัวแปรมีความสัมพันธ์ระยะยาว และเมื่อนำไป normalized จะแสดง vector ดังนี้

ตารางที่ 5.3 แสดง Vector ประมาณค่าความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลอง

	Vector 1
ln TB	1.0894 (-1.0000)
ln Y	1.2175 (-1.1176)
ln NEER	1.1762 (1.0797)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.3 ตัวเลขแถวบน หมายถึง ค่าสัมประสิทธิ์ที่ยังไม่ทำการ normalized และเมื่อทำการ normalized แล้ว ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรจะมีค่าเทียบเท่าในวงเล็บ คือ ตัวแปรตามดุลการค่า (ln TB) จะมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1 ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการแสดงความสัมพันธ์ระยะยาวจาก normalized cointegrating vector ได้ดังนี้

$$\text{Vector ที่ 1 : } \ln TB = 1.0797 \ln NEER - 1.1176 \ln Y \quad (5.1)$$

จาก cointegrating vector ที่ประมาณได้นั้น มีเครื่องหมายตรงกับสมมุติฐานของแบบจำลองที่คาดการณ์ไว้ คือ รายได้ประชาชาติที่แท้จริงของไทย (ln Y) มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับดุลการค่าของไทย (ln TB) คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริงของไทย (ln Y) มีเครื่องหมายเป็นลบ ซึ่งมีค่าเท่ากับ -1.1176 สามารถอธิบายได้ว่า การเพิ่มขึ้นของรายได้ประชาชาติที่แท้จริงของไทยร้อยละ 1 จะมีผลทำให้ดุลการค่าของไทยลดลงร้อยละ 1.1176 กล่าวคือ การที่ประชาชนมีรายได้ในประเทศมากขึ้น จึงมีความต้องการบริโภคสินค้าเพิ่มมากขึ้น ส่งผลให้มีการนำเข้าสินค้าจากต่างประเทศเพิ่มมากขึ้น ทำให้ดุลการค่าของไทยลดลง

สำหรับดัชนีค่าเงินบาท ($\ln \text{NEER}$) นั้น มีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกันกับดุลการค้าของไทย ($\ln \text{TB}$) ซึ่งก็เป็นไปตามสมมุติฐานที่คาดการณ์ไว้ จากสมการที่ (5.1) พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรดัชนีค่าเงินบาทของไทย มีค่าเท่ากับ 1.0797 จึงสามารถอธิบายได้ว่า การเพิ่มขึ้นของดัชนีค่าเงินบาทของไทยร้อยละ 1 จะมีผลทำให้ดุลการค้าของไทยดีขึ้น ร้อยละ 1.0797 กล่าวคือ เมื่อเงินบาทมีค่าลดลง จะทำให้ดัชนีค่าเงินมีค่าเพิ่มขึ้น หมายถึง ค่าเงินของประเทศอ่อนค่าลง ความได้เปรียบจากการแข่งขันด้านราคาของประเทศเพิ่มมากขึ้น สินค้าของประเทศในสายตาของชาวต่างประเทศมีค่าถูกลง ส่งผลให้มีการส่งออกสินค้าเพิ่มมากขึ้น ในขณะที่เดียวกันการนำเข้าสินค้าก็จะลดลง เนื่องจากสินค้าต่างประเทศมีราคาแพงกว่าภายในประเทศ ทำให้ดุลการค้าปรับตัวดีขึ้น

จากสมการที่ (5.1) จะพบความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว แต่ถ้ามีตัวแปรตัวใดตัวหนึ่งเปลี่ยนแปลงไป ทำให้ดุลการค้าเบี่ยงเบนไปจากจุดดุลยภาพ ก็จะมีกระบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่าง ๆ เกิดขึ้น เพื่อให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว โดยแบบจำลองในการอธิบายกระบวนการปรับตัวดังกล่าว คือ แบบจำลอง Error Correction ซึ่งสามารถแสดงสมการได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{TB}_t &= 0.074146 - 0.70814 \Delta \ln \text{TB}_{t-1} - 0.033345 \Delta \ln Y_{t-1} \\ &\quad (1.6109) \quad (-6.7070)** \quad (-0.2045) \\ &\quad - 0.18082 \Delta \ln \text{NEER}_{t-1} - 0.42113 \Delta \ln \text{TB}_{t-2} - 0.10728 \Delta \ln Y_{t-2} \\ &\quad (-1.9369)*** \quad (-4.4351)** \quad (-0.7159) \\ &\quad - 0.36897 \Delta \ln \text{NEER}_{t-2} - 0.11903 (\ln \text{TB}_{t-1} + 1.1176 \ln Y_{t-1}) \\ &\quad (-4.1105)** \quad (-1.6576)*** \\ &\quad - 1.0797 \ln \text{NEER}_{t-1} \end{aligned} \quad (5.2)$$

หมายเหตุ : 1) ** และ *** คือ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และ 0.10 ตามลำดับ

2) ค่าในวงเล็บ แสดง ค่าสถิติ t-statistic

จากสมการที่ (5.2) เป็นสมการที่แสดงถึงความสัมพันธ์ในระยะสั้น โดยค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อน (error term) มีค่าเป็นลบ เท่ากับ 0.11903 และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 ซึ่งสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของดุลการค้าได้ว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนไปจากดุลยภาพในช่วงเวลา ก่อน จะได้รับการแก้ไขให้คลาดเคลื่อนลดลงร้อยละ 11.90 ต่อเดือน

ตารางที่ 5.4 แสดงการประมาณ Ordinary Least Square (OLS) ของแบบจำลองดุลการค้ำกับดัชนี
ค่าเงินบาท

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
ln Y	-0.175775	0.092305	-1.904287 [0.0599]
ln NEER	0.207222	0.099682	2.078820 [0.0404]

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.4 การทดสอบค่านัยสำคัญทางสถิติของค่าสัมประสิทธิ์ โดยพิจารณาจากค่า t-ratio พบว่า ตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริง (ln Y) มีความสัมพันธ์กับตัวแปรดุลการค้ำ (ln TB) ในทิศทางตรงข้ามอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 กล่าวคือ ถ้ากำหนดให้ตัวแปรอื่นคงที่ เมื่อตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ตัวแปรดุลการค้ำลดลงร้อยละ 0.175775 ในขณะที่ตัวแปรดัชนีค่าเงินบาท มีความสัมพันธ์กับตัวแปรดุลการค้ำในทิศทางเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กล่าวคือ ถ้ากำหนดให้ตัวแปรอื่นคงที่ เมื่อตัวแปรดัชนีค่าเงินบาทเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ตัวแปรดุลการค้ำเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.207222

เมื่อพิจารณาเครื่องหมายหน้าค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริง และดัชนีค่าเงินบาท เทียบกับเครื่องหมายหน้าค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้ใน cointegrating vector พบว่า มีทิศทางสอดคล้องกัน แสดงว่า ตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริง และดัชนีค่าเงินบาท สามารถอธิบายแบบจำลองดุลการค้ำนี้ได้อย่างแท้จริง

5.2.2 แบบจำลองดุลการค้ำกับดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง (REER)

$$\ln TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln REER_t + u_t$$

จากการทดสอบหาความยาว lag ตามวิธี Schwartz Bayesian Criterion (SBC) โดยพิจารณาจากค่า SBC ที่มีค่ามากที่สุด พบว่า แบบจำลองมีความยาว lag ที่เหมาะสมเท่ากับ 3 ซึ่งหมายความว่า ข้อมูลในช่วงเวลาก่อนหน้านั้น 3 period จะถูกปรับให้เข้ากับช่วงเวลาปัจจุบัน และรูปแบบสมการที่เหมาะสมนั้น คือ รูปแบบที่ VAR Model ไม่จำกัดค่าคงที่ (intercept) และไม่มีแนวโน้มเวลา (trend) ใน cointegrating vector ซึ่งมีผลการศึกษาดังต่อไปนี้

ตารางที่ 5.5 แสดงผลการศึกษาคovariance สัมพันธ์ระยะยาวของแบบจำลองดุลการค้ำกับดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
$r = 0$	$r = 1$	31.7188	21.1200	19.0200
$r \leq 1$	$r = 2$	11.3338	14.8800	12.9800
$r \leq 2$	$r = 3$	0.0017663	8.0700	6.5000

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
$r = 0$	$r \geq 1$	43.0543	31.5400	28.7800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	11.3356	17.8600	15.7500
$r \leq 2$	$r = 3$	0.0017663	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : ค่า r คือ จำนวน cointegrating vector

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ตามวิธี Maximal Eigenvalue Test และ Trace Test แสดงผลของจำนวน rank หรือจำนวน cointegrating vector เท่ากับ 1 ที่ระดับความ

เชื่อมั่นร้อยละ 95 แสดงว่า ตัวแปรมีความสัมพันธ์ระยะยาว เมื่อนำไป normalized จะแสดง vector ดังนี้

ตารางที่ 5.6 แสดง Vector ประมาณค่าความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลอง

	Vector 1
ln TB	1.1593 (-1.0000)
ln Y	1.2993 (-1.1207)
ln REER	-1.1746 (1.0132)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.6 ตัวเลขแถวบน หมายถึง ค่าสัมประสิทธิ์ที่ยังไม่ทำการ normalized และเมื่อทำการ normalized แล้ว ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรจะมีค่าเทียบเท่าในวงเล็บ คือ ตัวแปรตาม ln TB จะมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1 ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการแสดงความสัมพันธ์ระยะยาวจาก normalized cointegrating vector ได้ดังนี้

$$\text{Vector ที่ 1 : } \ln TB = -1.0132 \ln REER - 1.1207 \ln Y \quad (5.3)$$

จาก cointegrating vector ที่ประมาณได้นั้น มีเครื่องหมายตรงกับสมมุติฐานของแบบจำลองที่คาดการณ์ไว้ คือ รายได้ประชาชาติที่แท้จริงของไทย (ln Y) มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับดุลการค้าของไทย (ln TB) คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริงของไทย มีค่าเท่ากับ -1.1207 สามารถอธิบายได้ว่า การเพิ่มขึ้นของรายได้ประชาชาติที่แท้จริงของไทยร้อยละ 1 จะส่งผลให้ดุลการค้าของไทยลดลงร้อยละ 1.1207 กล่าวคือ การที่มีรายได้ในประเทศมากขึ้น จะส่งผลให้มีการนำเข้าสินค้าจากต่างประเทศเพิ่มมากขึ้น จึงทำให้ดุลการค้าของไทยลดลง

สำหรับดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง (ln REER) นั้น มีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกันกับดุลการค้าของไทย (ln TB) ซึ่งก็เป็นไปตามสมมุติฐานที่คาดการณ์ไว้ จากสมการ (5.3) พบว่า

ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรดัชนีค่าเงินบาทของไทย มีค่าเท่ากับ 1.0132 จึงสามารถอธิบายได้ว่าการเพิ่มขึ้นของดัชนีค่าเงินบาทของไทยร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ดุลการค้าของไทยดีขึ้นร้อยละ 1.0132 กล่าวคือ หากดัชนีค่าเงินมีค่าเพิ่มขึ้นนั้น หมายถึง ค่าเงินของประเทศอ่อนค่าลง ความสามารถในการแข่งขันทางการค้าระหว่างประเทศเพิ่มมากขึ้น สินค้าของประเทศในสายตาของชาวต่างประเทศมีค่าถูกลง และเนื่องจากดัชนีค่าเงินที่แท้จริงนี้จะพิจารณาถึงผลกระทบของภาวะเงินเฟ้อของประเทศกับประเทศคู่ค้าร่วมกัน ถ้าภาวะเงินเฟ้อต่างประเทศสูงกว่าในประเทศ จะทำให้ดัชนีค่าเงินที่แท้จริงเพิ่มสูงขึ้น คือ ค่าเงินจะยิ่งอ่อนค่าลง ส่งผลให้ส่งออกได้เพิ่มขึ้น นำเข้าลดลง ทำให้ดุลการค้าปรับตัวดีขึ้น

จากสมการที่ (5.3) จะพบความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว แต่ถ้ามีตัวแปรตัวใดตัวหนึ่งเปลี่ยนแปลงไป ทำให้ดุลการค้าเบี่ยงเบนไปจากจุดดุลยภาพ ก็จะมีกระบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่าง ๆ เกิดขึ้น เพื่อให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว โดยแบบจำลองในการอธิบายกระบวนการปรับตัวดังกล่าว คือ แบบจำลอง Error Correction ซึ่งสามารถแสดงสมการได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \Delta \ln TB_t &= 0.11026 - 0.69484 \Delta \ln TB_{t-1} - 0.027444 \Delta \ln Y_{t-1} \\ &\quad (1.6487) \quad (-6.4341)** \quad (-0.1655) \\ &\quad - 0.17473 \Delta \ln REER_{t-1} - 0.41251 \Delta \ln TB_{t-2} - 0.10538 \Delta \ln Y_{t-2} \\ &\quad (-1.8498)*** \quad (-4.3063)** \quad (-0.6968) \\ &\quad - 0.36671 \Delta \ln REER_{t-2} - 0.12818 (\ln TB_{t-1} + 1.1207 \ln Y_{t-1} \\ &\quad (-4.0156)** \quad (-1.6694)*** \\ &\quad - 1.0132 \ln REER_{t-1}) \end{aligned} \quad (5.4)$$

หมายเหตุ : 1) ** และ *** คือ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และ 0.10 ตามลำดับ

2) ค่าในวงเล็บ แสดง ค่าสถิติ t-statistic

จากสมการที่ (5.4) เป็นสมการที่แสดงถึงความสัมพันธ์ในระยะสั้น โดยค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อน (error term) มีค่าเป็นลบ เท่ากับ 0.12818 และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 ซึ่งสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของดุลการค้าได้ว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่เบี่ยงเบนไปจากดุลยภาพในช่วงเวลา ก่อน จะได้รับการแก้ไขให้คลาดเคลื่อนลดลงร้อยละ 12.82 ต่อเดือน

ตารางที่ 5.7 แสดงการประมาณ Ordinary Least Square (OLS) ของแบบจำลองดุลการค้ำกับดัชนี
ค่าเงินบาทที่แท้จริง

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
ln Y	-0.175302	0.097813	-1.792215 [0.0763]
ln REER	0.203463	0.103975	1.956852 [0.0533]

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.7 การทดสอบค่านัยสำคัญทางสถิติของค่าสัมประสิทธิ์ โดยพิจารณาจากค่า t-ratio พบว่า ตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริง (ln Y) มีความสัมพันธ์กับตัวแปรดุลการค้ำ (ln TB) ในทิศทางตรงข้ามอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 กล่าวคือ ถ้ากำหนดให้ตัวแปรอื่นคงที่ เมื่อตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ตัวแปรดุลการค้ำลดลงร้อยละ 0.175302 ในขณะที่ตัวแปรดัชนีค่าเงินบาท มีความสัมพันธ์กับตัวแปรดุลการค้ำในทิศทางเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 กล่าวคือ ถ้ากำหนดให้ตัวแปรอื่นคงที่ เมื่อตัวแปรดัชนีค่าเงินบาทเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ตัวแปรดุลการค้ำเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.203463

เมื่อพิจารณาเครื่องหมายหน้าค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริง และดัชนีค่าเงินบาท เทียบกับเครื่องหมายหน้าค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้ใน cointegrating vector พบว่า มีทิศทางสอดคล้องกัน แสดงว่า ตัวแปรรายได้ประชาชาติที่แท้จริง และดัชนีค่าเงินบาท สามารถอธิบายแบบจำลองดุลการค้ำนี้ได้อย่างแท้จริง

จากการเปรียบเทียบผลกระทบของดัชนีค่าเงินบาท (ln NEER) กับดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง (ln REER) ที่มีต่อดุลการค้ำของไทย พบว่า ดัชนีค่าเงินบาทนั้นจะมีผลกระทบต่อดุลการค้ำของไทยมากกว่าดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง ทั้งนี้พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ของดัชนีค่าเงินบาทมีค่ามากกว่าค่าสัมประสิทธิ์ของดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง กล่าวคือ เมื่อดัชนีค่าเงินบาทเปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 จะมีผลทำให้ดุลการค้ำของไทยเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกันร้อยละ 1.0797 ในขณะที่ดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริงเปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 จะมีผลทำให้ดุลการค้ำของไทยเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกันร้อยละ 1.0132 ซึ่งแสดงให้เห็นว่า ภายหลังจากที่ประเทศไทยได้เปลี่ยนระบบอัตราแลกเปลี่ยนจากระบบตะกร้าเงินมาเป็นระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวแบบจัดการ ทำให้

ค่าเงินบาทมีค่าอ่อนลง ส่งผลให้ความสามารถในการแข่งขันทางด้านราคาระหว่างประเทศเพิ่มมากขึ้น ราคาสินค้าภายในประเทศถูกลงในสายตาของชาวต่างประเทศ จึงได้มีการส่งออกสินค้าเพิ่มมากขึ้น และนำเข้าสินค้าลดลง มีผลให้ดุลการค้าของไทยปรับตัวดีขึ้น นอกจากนี้ปัจจัยพื้นฐานอีกตัวหนึ่งที่มีผลต่อดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง ก็คือ ดัชนีราคาเปรียบเทียบของแต่ละประเทศ ถ้าในประเทศมีดัชนีราคาเปรียบเทียบสูงกว่าต่างประเทศ นั่นคือ อัตราเงินเฟ้อในประเทศสูงกว่าต่างประเทศ มีผลทำให้สินค้าภายในประเทศเสียเปรียบในการแข่งขันกับสินค้านิดเดียวกันของต่างประเทศ กล่าวคือ สินค้าออกจะมีราคาแพงขึ้น ในขณะที่เดียวกันสินค้าเข้าจะมีราคาต่ำกว่าสินค้าภายในประเทศ ย่อมก่อให้เกิดแนวโน้มที่จะมีการนำเข้าสินค้าเพิ่มมากขึ้น ในขณะที่การส่งออกลดลงโดยเปรียบเทียบ ทำให้ดุลการค้าขาดดุลมากขึ้น ซึ่งการขาดดุลดังกล่าวจะมีผลทำให้ค่าเงินมีค่าลดลง ดัชนีค่าเงินที่แท้จริงเพิ่มขึ้น จะมีผลให้สินค้าเข้าในสายตาของประชาชนในประเทศแพงขึ้น จึงนำเข้าลดลง และสินค้าออกของประเทศถูกลง จึงส่งออกเพิ่มมากขึ้น มีผลทำให้ดุลการค้าสามารถปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพได้ (นิฐิตา เบญจมสุทิน และนนุช พันธกิจไพบูรณ์, 2547)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved