บทที่ 5
อัตราภาษีต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทย

ในบทนี้จะกล่าวถึงการทดสอบเชิงประจักษ์ คือ ผลการทดสอบ Unit root ผลการทดสอบ Cointegration เพื่อหาความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพของตัวแปรทั้งหมดในแบบจำลอง โดยผลการศึกษาสามารถแสดงได้ดังนี้

ประเทศจีน

5.1 การศึกษาความสัมพันธ์ของปัจจัยที่มีต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน

5.1.1 ผลการทดสอบ Unit root test

ในการทดสอบคุณสมบัติ stationary ของตัวแปรต่างๆในแบบจำลอง ซึ่งจัดให้อยู่ในรูปการเปลี่ยนแปลง โดยให้ตัวแปรต่างๆทั้งหมด อยู่ในรูป Natural logarithm (ln) และใช้การทดสอบ ADF Test พิจารณาค่าความมีนัยสำคัญทางสถิติ (significant) ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 หรือ α= 0.05

ข้อมูลที่ใช้ทดสอบความนิ่งของข้อมูล คือ ปริมาณการส่งออกยางพารา ของประเทศไทยไปยังประเทศจีน ราคายางพาราภายในประเทศจีน (ซึ่งรวมภาษีนำเข้าของจีน) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศจีน และปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ.2541 ถึงไตรมาสที่ 4 พ.ศ.2552 รายละเอียดแสดงดังตาราง 5.1-5.2โดยมีสมมติฐานที่ใช้ทดสอบ คือ

$$H_0 : \gamma = 0$$
$$H_1 : \gamma \neq 0$$

ถ้ายอมรับ H_0 แสดงว่าตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) ผลการทดสอบในตาราง 5.1-5.2 พบว่าที่ระดับ (level) ค่า ADF statistic ที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติของ MacKinnon ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติร้อยละ 95 หมายความว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง จึงต้องทำการทดสอบในอันดับที่สูงขึ้น โดยการทดสอบข้อมูลที่ First difference

ผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับของข้อมูล (At Level) พบว่า ถ้าหากค่าสัมบูรณ์ของ ADF statistic ของทุกตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ MacKinnon Critical Value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เป็น Nonstationary ที่ระดับของข้อมูล (At Level) ซึ่งก็จะทดสอบในระดับผลต่างครั้งที่ 1 ต่อไป (ตาราง 5.1)

จากผลการทดสอบ Unit Root Test ตามตาราง 5.1 โดยการใช้ Augmented Dickey Fuller (ADF-Test) ที่ระดับ Level พบว่า ตัวแปรทุกตัวไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) ณ ระดับนัยสำคัญ 5% แสดงว่าตัวแปรทุกตัวมีคุณสมบัติ Non-stationary ซึ่งจะต้องทำการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของค่าตัวแปรที่ first Difference ต่อไป

ตาราง 5.1 ผลการทดสอบ Unit root ของตัวแปรต่างๆ ในรูป Level

ตัวแปร	Lag	ADF t-stat	Critical Value 5%	Stationary
lnQ_C	3	0.151193	-1.948495	NO
lnP_C	1	-3.194926	-3.510740	NO
$lnGDP_C$	3	-2.755921	-3.515523	NO
lnQ_S	3	-1.512877	-3.515523	NO
lnER	0	-1.822596	-2.925169	NO

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ stationary ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปผลต่างครั้งที่ 1 ตามตารางที่ 5.2 พบว่า ข้อมูลของผลต่างของทุกตัวแปรมีคุณสมบัติ stationary ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% มีลักษณะเป็นI(1): Integrated of order1 (ตาราง 5.2)

ตาราง 5.2 ผลการทดสอบ Unit root ของตัวแปรต่างๆ ในรูป Difference

ตัวแปร	Lag	ADF t-stat	Critical Value 5%	Stationary
lnQ_C	2	-6.809352	-1.948495	YES
lnP_R	0	-5.281120	-3.510740	YES
$lnGDP_C$	2	-13.75276	-3.515523	YES
lnQ_S	2	-17.32527	-4.180911	YES
lnER	0	-8.072310	-2.926622	YES

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.1.2 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration)

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวนี้เป็นการทดสอบของแบบจำลองที่มีตัวแปรตั้งแต่ 2 ตัวแปรขึ้นไป ซึ่งสามารถทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรที่มากกว่า 1 รูปแบบหรือสร้าง Cointegration vector มากกว่า 1 ได้ โดยทุกตัวแปรสามารถเป็นได้ทั้งตัวแปรอิสระหรือตัวแปรตาม ซึ่งในขั้นตอนของการทดสอบจะใช้แบบจำลอง VAR โดยตัวแปรอยู่ในรูป log ซึ่งในการทดสอบจะมีการหา Optimal Lag จากนั้นจึงทำการทดสอบหาจำนวน Cointegration Vector หรือ rank ของ π โดยทดสอบ Cointegration Test ที่มีการพิจารณาจาก Maximum Eigenvalue Test หรือ Trace Test ของสมการ

5.1.2.1 การทดสอบหาตัวล่าที่เหมาะสม

เมื่อได้ตัวแปรที่จะใช้ในแบบจำลอง VAR แล้ว ขั้นตอนต่อไปคือการประมาณสมการเพื่อหาค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ แต่ก่อนที่จะประมาณสมการเราต้องคำนวณหาจำนวนตัวแปรล่าที่เหมาะในสมการก่อน โดยการใช้สถิติทดสอบได้แก่ Likelihood Ratio (LR) Akaike information criterion (AIC) และ Schwarz information criterion (SC) พบว่า ค่าสถิติ LR และ AIC ให้ผลว่าจำนวนตัวล่าที่เหมาะสมในแบบจำลอง VAR คือ 4 ไตรมาส ในขณะที่สถิติ SC ให้ผลว่า จำนวนตัวล่าที่เหมาะสมในแบบจำลอง VAR คือ 1 ไตรมาส ดังนั้นจึงเลือกจำนวนตัวล่าที่ให้ผลตรงกัน 2 สถิติ คือ จำนวนตัวล่าที่เหมาะสมในแบบจำลอง VAR คือ 4 ไตรมาส (ตาราง5.3)

ตาราง 5.3 ผลการทดสอบจำนวนตัวล่า (lag) ที่เหมาะสมด้วยค่าสถิติต่างๆ

Lag	Statistics			
	Log Likelihood	LR	AIC	SC
0	-62.994	NA	0.220333	0.423081
1	-4.7526	177.1063	-3.303995	-2.087502*
2	15.755	38.92268	-3.347106	-1.116869
3	46.984	41.86622	-3.705965	-0.461983
4	72.271	47.44440*	-4.632401*	-0.374676

หมายเหตุ: * จำนวนตัวล่าที่เลือก

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.1.2.2 การทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาว Cointegration โดยวิธีของ Johansen and Juselius

ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีของ Johansen and Julieus ซึ่งเป็นการทดสอบโดยการหาจำนวน Cointegrating vector โดยสถิติที่ใช้ทดสอบได้แก่ Trace test และ Maximum Eigenvalue test ซึ่งจากการทดสอบด้วย Trace test การทดสอบจำนวน Cointegrating vector (r) ระหว่างตัวแปรต่างๆ พบว่า สมมติฐานหลัก Null hypothesis: $r \leq 1$และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: $r > 1$ จะให้ค่าที่คำนวณได้เท่ากับ 50.52523 ซึ่งค่าดังกล่าวจะน้อยกว่าค่าที่ได้จากตารางมาตรฐาน ที่มีระดับความเชื่อมั่น 95 % (54.07904) ทำให้ยอมรับสมมติฐานหลักว่ามี Cointegrating vector (r) น้อยกว่าหรือเท่ากับ 1($r \leq 1$) ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%และได้นำการทดสอบของ Maximal Eigenvalue ช่วยในการยืนยันจำนวน Cointegrating vector (r)

การทดสอบ Maximal Eigenvalue จะทำการทดสอบค่า Cointegrating vector (r) โดยมีสมมติฐานหลัก Null hypothesis: Cointegration vector = r และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: Cointegration vector = r + 1 จากตารางแสดงค่า Maximal Eigenvalue ที่มีสมมติฐานหลัก Null hypothesis: r = 1 และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: r = 2 แสดงค่าที่ได้จากการคำนวณ เท่ากับ 26.24857 ซึ่งค่าดังกล่าวน้อยกว่าค่า Maximal Eigenvalue ที่ได้จากตารางมาตรฐานที่ระดับความเชื่อมั่น 95% (28.58808) ดังนั้นจึงยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับการทดสอบสมมติฐาน Null hypothesis: r = 1 (ตารางที่ 5.4)

ตาราง 5.4 ผลการทดสอบ Cointegration vectors

	H_0	H_1	Test -Statistic	95%
Trace Test	$r = 0$	$r > 0$	105.6082	76.97277
	$r \leq 1$	$r > 1$	50.52523	54.07904
	$r \leq 2$	$r > 2$	22.27666	35.19275
	$r \leq 3$	$r > 3$	8.255112	20.26184
Maximum Eigenvalue Test	$r = 0$	$r = 1$	47.08300	34.80587
	$r = 1$	$r = 2$	26.24857	28.58808
	$r = 2$	$r = 3$	14.02154	22.29962
	$r = 3$	$r = 4$	6.321907	15.89210

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สรุปการทดสอบสมมติฐานที่แสดงไว้ข้างต้นด้วย Maximal Eigenvalue และ Trace test ยืนยันจำนวน Cointegrating vector (r) ว่ามีจำนวน r = 1

จากการทดสอบ Cointegration พบว่ากลุ่มตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวจริง โดยมีรูปแบบความสัมพันธ์ 1 รูปแบบ โดยค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากสมการ Cointegration ที่ได้ปรับค่าแล้ว (normalized) สามารถนำเขียนเป็นสมการความสัมพันธ์ระยะยาวได้

$$\ln Q_C = 0.563\ln GDP_C^{*} + 10.188\ln Q_S^{*} - 5.173\ln P_C^{*} - 13.085\ln ER^{*} - 57.313^{*}$$
$$(0.48355) \quad (1.78191) \quad (0.76958) \quad (2.59897) \quad (17.8481)$$

หมายเหตุ : ตัวเลขใน ( ) คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (standard error)

* คือ มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

กำหนดให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน (Q_C) ขึ้นอยู่กับราคายางพาราภายในประเทศจีน (P_C) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศจีน (GDP_C) และปริมาณผลผลิตที่ได้จากการกรีดยางของประเทศไทย (Q_S) อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER) ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรทั้งหมดมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนต่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER) มีค่าเท่ากับ 13.085 หมายความว่า อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER) ลดลงร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนเพิ่มขึ้นร้อยละ 13.085 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนต่อการเปลี่ยนแปลงปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) มีค่าเท่ากับ 10.188หมายความว่า ถ้าปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนเพิ่มขึ้นร้อยละ 10.188 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนต่อการเปลี่ยนแปลงราคายางพาราภายในประเทศจีน (P_C) มีค่าเท่ากับ 5.173 หมายความว่า ราคายางพาราภายในประเทศจีน (P_C) ลดลงร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนเพิ่มขึ้นร้อยละ 5.173 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

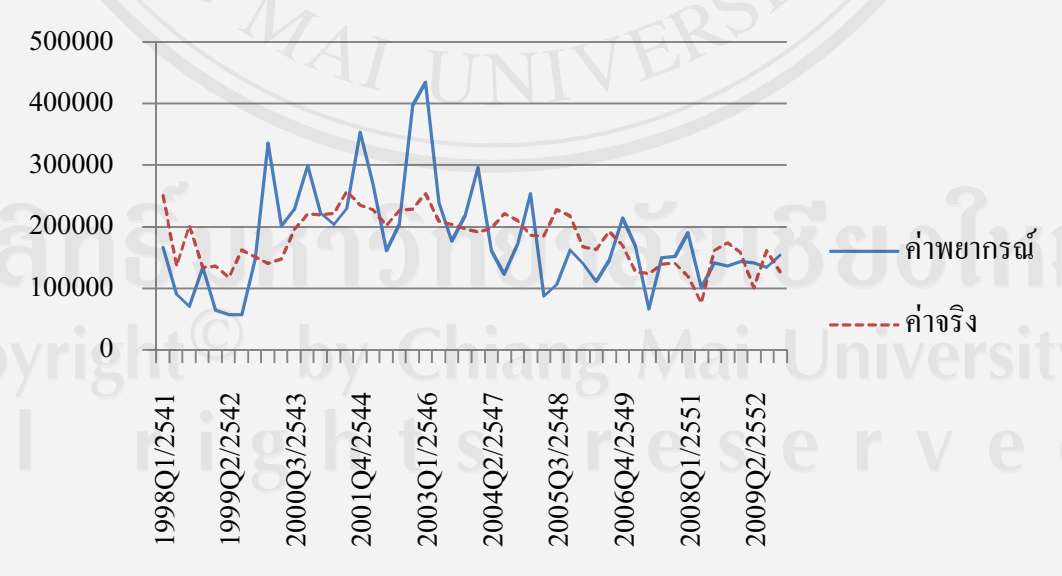
ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนต่อการเปลี่ยนแปลงผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศจีน(GDP_C) มีค่าเท่ากับ 0.563หมายความว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศจีน (GDP_C) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.563 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

5.2 การประเมินผลจากอัตราภาษีนำเข้าต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน

5.2.1 การทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ของแบบจำลอง กรณีประเทศจีน

ในการประเมินความเหมาะสมของสมการหรือการประเมินความแม่นยำของสมการที่ได้จากการศึกษานั้นได้อาศัยการพิจารณาส่วนต่างระหว่างค่าที่เกิดขึ้นจริง(actual value) กับค่าที่ได้จากการประมาณการในแบบจำลอง (base value) โดยค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบดังกล่าวได้แก่ Theil's U ไปใช้ในการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ของแบบจำลองที่เราใช้ในการศึกษาครั้งนี้ โดยพิจารณาได้จากค่าสถิติ Theil's U คือค่าสถิติดังกล่าว Theil's U = 0.0223 จึงสามารถกล่าวได้ว่าเมื่อพิจารณาโดยรวมในการประเมินสมการ พบว่าแบบจำลองนั้นสามารถพยากรณ์ได้ดี ดังนั้นแบบจำลองที่ได้ จึงมีความเหมาะสมที่นำมาเป็นแบบจำลองและจำลองค่าเพื่อนำไปพิจารณาผลของอัตราภาษีภาษีนำเข้าของประเทศจีนต่อไป



รูปที่ 5.1 ค่าจริงและค่าประมาณการของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.2.2 การประเมินผลของอัตราภาษีภาษีนำเข้ายางพาราของประเทศจีน

การประเมินผลของอัตราภาษีภาษีนำเข้าของประเทศจีนเป็นการนำแบบจำลองที่สร้างขึ้นมานี้ ที่ได้ประมาณค่าสัมประสิทธิ์และประเมินความสามารถในการพยากรณ์แล้วตามข้างต้น ว่าเป็นสมการที่มีความเหมาะสมในการนำมาใช้ในการวิเคราะห์ผลของอัตราภาษีนำเข้าของประเทศจีนที่มีต่อการส่งออกของยางพาราจากประเทศไทย และพยากรณ์ปริมาณการส่งออกในอนาคตตั้งแต่ พ.ศ. 2553-2558 (ปี 2553 ถือว่าเป็นช่วงในอนาคตเนื่องจากการศึกษาตามแบบจำลองได้ใช้ข้อมูลถึงปี 2552) ซึ่งอยู่ภายใต้สมมติฐาน 3 ประการคือ

1) อัตราภาษีนำเข้าจำนวน 5 อัตรา คือ ร้อยละ 20, 15, 10, 5 และ 0 โดยการเปลี่ยนค่า T ในตัวแปรราคายางพาราภายในประเทศจีน (P_C)

2) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศของจีนขยายตัวในอัตราร้อยละ 8 ต่อปี

3) ราคา F.O.B.ยางพาราของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 10 ต่อปี

4) ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยคงที่และเพิ่มขึ้นร้อยละ 4 ต่อปี ตามลำดับ

5.2.2.1 การประเมินผลของอัตราภาษีนำเข้าของจีนต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน โดยกำหนดให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยคงที่

ผลการประเมินผลของอัตราภาษีนำเข้าของจีนต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน โดยกำหนดให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยคงที่ ซึ่งแสดงผลเป็นรายปี พบว่า ในช่วง พ.ศ.2553-2558 ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนเฉลี่ยที่ระดับอัตราภาษีนำเข้าของจีนเท่ากับ 20% 15% 10% 5% และ 0% เท่ากับ 276.62 283.71 290.79 297.88 และ 304.97 พันตัน ตามลำดับ (ตารางที่ 5.5) หรือคิดเป็นการเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 1.02, 3.50, 5.84, 8.08 และ 10.22 เมื่อเทียบกับระดับการส่งออกเฉลี่ยในช่วงปี 2547-2552 (ปริมาณการส่งออกเฉลี่ยเท่ากับ 273.80 พันตัน) ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.5 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน ปีพ.ศ. 2553-2558 โดยให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยคงที่

หน่วย: พันตัน

ปี	อัตราภาษีนำเข้าของจีน (ร้อยละ)				
	20	**15**	**10**	**5**	**0**
2553	258.78	264.29	269.80	275.32	280.83
2554	265.75	271.81	277.87	283.93	290.00
2555	272.84	279.51	286.18	292.85	299.52
2556	280.07	287.40	294.74	302.07	309.41
2557	287.41	295.48	303.55	311.62	319.68
2558	294.87	303.74	312.62	321.49	330.37
เฉลี่ย	276.62	283.71	290.79	297.88	304.97

ที่มา: จากการคำนวณ

5.2.2.2 การประเมินผลของอัตราภาษีนำเข้าของจีนต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน โดยกำหนดให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 4 ต่อปี

เมื่อทำการประเมินผลของอัตราภาษีนำเข้าของจีนต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน โดยให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 4 ต่อปี อีกส่วนหนึ่งด้วยพบว่าในช่วงพ.ศ.2553-2558 ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนเฉลี่ยในอัตราภาษีแต่ละระดับเท่ากับ 287.68 395.05 402.42 509.79และ 692.16 พันตัน ตามลำดับ (ตาราง 5.6) หรือคิดเป็นการเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 4.80, 30.69, 31.96, 46.29 และ 60.44 เมื่อเทียบกับระดับการส่งออกเฉลี่ยในช่วงปี 2547-2552 (ปริมาณการส่งออกเฉลี่ยเท่ากับ 273.80 พันตัน) ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.6 ผลการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีน ปีพ.ศ. 2553-2558 โดยให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 4 ต่อปี

หน่วย: พันตัน

ปี	อัตราภาษีนำเข้าของจีน (ร้อยละ)				
	20	**15**	**10**	**5**	**0**
2553	269.13	374.86	380.59	486.33	632.06
2554	276.38	382.68	388.98	495.29	651.6
2555	283.75	390.69	397.63	504.56	671.5
2556	291.27	398.9	406.53	514.15	721.79
2557	298.91	407.3	415.69	524.08	732.47
2558	306.66	415.89	425.12	534.35	743.58
เฉลี่ย	287.68	395.05	402.42	509.79	692.16

ที่มา: จากการคำนวณ

ประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา

5.3 การศึกษาความสัมพันธ์ของปัจจัยที่มีต่อการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและสหรัฐอเมริกา

5.3.1 ผลการทดสอบ Unit root test

ในการทดสอบคุณสมบัติ stationary ของตัวแปรต่างๆในแบบจำลอง ซึ่งจัดให้อยู่ในรูปการเปลี่ยนแปลง โดยให้ตัวแปรต่างๆทั้งหมด อยู่ในรูป Natural logarithm (ln) และใช้การทดสอบ ADF Test พิจารณาค่าความมีนัยสำคัญทางสถิติ (significant) ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 หรือ α=0.05 ตามลำดับ

ข้อมูลที่ใช้ทดสอบความนิ่งของข้อมูล คือ ปริมาณยางพาราที่ส่งออกจากประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่น ราคา F.O.B. ของยางพาราจากประเทศไทย ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศญี่ปุ่น และปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2541 ถึง ไตรมาสที่ 4 พ.ศ.2552 ดังรายละเอียด ตาราง 5.7-5.8

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรในรูป Level ในตาราง 5.7 พบว่าปริมาณตัวแปรทุกตัว มีคุณสมบัติ nonstationary ก็จะทดสอบขั้นต่อไปในระดับผลต่างครั้งที่ 1 ต่อไป

ตาราง 5.7 ผลการทดสอบ Unit root ของตัวแปรต่างๆ ในรูป Level

ตัวแปร	Lag	ADF t-stat	Critical Value 5%	Stationary
lnQ_J	3	1.035896	-2.929734	NO
lnP_R	1	-3.194926	-3.510740	NO
$lnGDP_J$	1	-1.739092	-3.510740	NO
lnQ_S	3	-1.512877	-3.515523	NO
lnER	0	-1.822596	-2.925169	NO

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการนำข้อมูลมาทำการ difference และทดสอบ ADF อีกครั้ง พบว่า ค่าทดสอบที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon ซึ่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า สรุปได้ว่า $\gamma = 0$ แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะเป็น stationary ที่ first difference หรือ สรุปได้ว่าตัวแปรราคามี Unit root และมีลักษณะเป็น I(1): Integrated of order1 ดังตาราง5.8

ตาราง 5.8 ผลการทดสอบ Unit root ของตัวแปรต่างๆ ในรูป Difference

ตัวแปร	Lag	ADF t-stat	Critical Value 5%	Stationary
lnQ_J	2	-8.628361	-2.929734	YES
lnP_R	0	-5.281120	-3.510740	YES
$lnGDP_J$	0	-4.208153	-3.510740	YES
lnQ_S	2	-17.32527	-4.180911	YES
lnER	0	-8.072310	-2.926622	YES

ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับประเทศสหรัฐอเมริกา ข้อมูลที่ใช้ทดสอบความนิ่งของข้อมูล คือ ปริมาณยางพาราที่ส่งออกจากประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา ราคา F.O.B. ของยางพาราจากประเทศไทย ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศสหรัฐอเมริกาและปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย โดย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 พ.ศ.2541 ถึง ไตรมาสที่ 4 พ.ศ.2552 ดังรายละเอียด ตาราง 5.9-5.10

ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรในรูป Level ในตาราง 5.9 พบว่าปริมาณตัวแปรทุกตัว มีคุณสมบัติ nonstationary ก็จะทดสอบขั้นต่อไปในระดับผลต่างครั้งที่ 1 ต่อไป

ตาราง 5.9 ผลการทดสอบ Unit root ของตัวแปรต่างๆ ในรูป Level

ตัวแปร	Lag	ADF t-stat	Critical Value 5%	Stationary
lnQ_A	1	-1.957288	-2.926622	NO
lnP_R	1	-3.194926	-3.510740	NO
$lnGDP_A$	2	-2.585236	-3.513075	NO
lnQ_S	3	-1.512877	-3.515523	NO
lnER	0	-1.822596	-2.925169	NO

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการนำข้อมูลมาทำการ difference และทดสอบ ADF อีกครั้ง พบว่า ค่าทดสอบที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon ซึ่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า สรุปได้ว่า $\gamma = 0$ แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะเป็น stationary ที่ first difference หรือ สรุปได้ว่าตัวแปรราคามี Unit root และมีลักษณะเป็น I(1): Integrated of order1 ดังตาราง5.10

ตาราง 5.10 ผลการทดสอบ Unit root ของตัวแปรต่างๆ ในรูป Difference

ตัวแปร	Lag	ADF t-stat	Critical Value 5%	Stationary
lnQ_A	1	-7.930973	-2.928142	YES
lnP_R	0	-5.281120	-3.510740	YES
$lnGDP_A$	0	-4.377650	-3.510740	YES
lnQ_S	2	-17.32527	-4.180911	YES
lnER	0	-8.072310	-2.926622	YES

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.11 สรุปผลการทดสอบ Unit root

ตัวแปร	ประเทศญี่ปุ่น	ประเทศสหรัฐอเมริกา
Q	I(1)	I(1)
PR	I(1)	I(1)
GDP	I(1)	I(1)
Q_S	I(1)	I(1)
ER	I(1)	I(1)

หมายเหตุ: Q หมายถึง ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศนำเข้า
PR หมายถึง ราคายางพาราส่งออก F.O.B. ของประเทศไทย
GDP หมายถึง ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศของประเทศนำเข้า
ER หมายถึง อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (บาท/ดอลลาร์สหรัฐ)

ที่มา: จากการวิเคราะห์

5.3.2 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration)

แบบจำลองปริมาณการนำเข้ายางพาราของประเทศจีนจากประเทศไทยใน Unrestricted Vector Autoregression(Unrestricted VAR) พิจารณา 2 แบบจำลอง ดังนี้

แบบจำลอง ประกอบด้วย $Q_J = f(P_R, GDP_J, Q_S, ER)$

แบบจำลอง ประกอบด้วย $Q_A = f(P_R, GDP_A, Q_S, ER)$

จากนั้นจึงทำการทดสอบหาจำนวน Cointegration Vector หรือ rank ของ π โดยทดสอบ Cointegration Test ที่มีการพิจารณาจาก Maximum Eigenvalue Test หรือ Trace Test ของสมการ

5.3.2.1 การทดสอบหาตัวล่าที่เหมาะสม

เมื่อได้ตัวแปรที่จะใช้ในแบบจำลองแล้ว ขั้นตอนต่อไปคือการประมาณสมการเพื่อหาค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ แต่ก่อนที่จะประมาณสมการเราต้องคำนวณหาจำนวนตัวแปรล่าที่เหมาะในสมการก่อน โดยการใช้สถิติทดสอบได้แก่ Likelihood Ratio (LR) Akaike information criterion (AIC) และ Schwarz information criterion (SC) พบว่า สำหรับประเทศญี่ปุ่น LR และ AIC ให้ผลว่า จำนวนตัวล่าที่เหมาะสมในแบบจำลอง คือ 3 ไตรมาส ส่วนค่าสถิติ SC ให้ผลว่า จำนวนตัวล่าที่เหมาะสมในแบบจำลอง คือ 1 ไตรมาส และประเทศสหรัฐอเมริกาค่าสถิติ LR AIC และ SC ให้ผลว่า จำนวนตัวล่าที่เหมาะสมในแบบจำลอง คือ 4 ไตรมาส ดังนั้นตัวแปรล่าที่เหมาะสมของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แบบจำลองของประเทศญี่ปุ่นคือ 3 ไตรมาส และของประเทศสหรัฐอเมริกาคือ 4 ไตรมาส (ตาราง 5.12)

ตาราง 5.12 ผลการทดสอบจำนวนตัวล่า (lag) ที่เหมาะสมด้วยค่าสถิติต่างๆ

Lag	Statistics							
	Log Likelihood		LR		AIC		SC	
	ญี่ปุ่น	สหรัฐฯ	ญี่ปุ่น	สหรัฐฯ	ญี่ปุ่น	สหรัฐฯ	ญี่ปุ่น	สหรัฐฯ
0	158.9969	98.35283	NA	NA	-6.999860	-4.243310	-6.797111	-4.040561
1	304.8177	276.3850	251.8722	307.5102	-12.49171	-11.19932	-11.27522*	-9.982826
2	350.1365	319.3830	67.97821	64.49690	-13.41529	-12.01741	-11.18506	-9.787170
3	383.8119	417.0839	42.85963*	124.3467	-13.80963*	-15.32200	-10.56565	-12.07802
4	412.3091	466.1923	29.79258	51.34056*	-13.96860	-16.41783*	-9.710872	-12.16011*

หมายเหตุ: * จำนวนตัวล่าที่เลือก

ที่มา: จากการคำนวณ

5.3.2.2 การทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาว Cointegration โดยวิธีของ Johansen and Juselius

การทดสอบ Cointegration ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีของ Johansen and Julieus ซึ่งเป็นการทดสอบโดยการหาจำนวน Cointegrating vector โดยสถิติที่ใช้ทดสอบได้แก่ Trace test และ Maximum Eigenvalue test ซึ่งจากการทดสอบด้วย Trace test พบว่ากลุ่มตัวแปร มีจำนวน Cointegrating vector เท่ากับ 1 ที่ระดับความเชื่อมันร้อยละ 95 และจากการทดสอบด้วย Maximum Eigenvalue test พบว่ากลุ่มตัวแปร มีจำนวน Cointegrating vector เท่ากับ 1 ที่ระดับความเชื่อมันร้อยละ 95 เช่นเดียวกัน (ตาราง5.13) ดังนั้นจึงสรุปว่าตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวจริง โดยมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 1 รูปแบบ นั่นหมายถึงค่าสถิติการประมาณ VAR จากตัวแปรที่ใช้สามารถนำไปใช้ได้โดยไม่เกิดความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง

ประเทศญี่ปุ่น

การทดสอบ Cointegration ในตารางที่ 5.13 ได้แสดงผลการทดสอบจำนวน Cointegrating vector (r) ระหว่างตัวแปรต่างๆและมีตัวล่าเท่ากับ 3 (Lags order 3) การทดสอบ Cointegrating vector (r) ที่มีสมมติฐานหลัก Null hypothesis: $r = 0$ และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: $r > 0$ จะให้ค่าที่คำนวณได้เท่ากับ 51.43052 ซึ่งค่าดังกล่าวจะน้อยกว่าค่าที่ได้จากตารางมาตรฐาน ที่มีระดับความเชื่อมั่น 95% (54.07904) ทำให้ยอมรับสมมติฐานหลักว่ามี Cointegrating vector (r) น้อยกว่าหรือเท่ากับ 0 ($r = 0$) ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และที่ระดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความเชื่อมั่น 95% การทดสอบสมมติฐานได้นำการทดสอบของ Maximal Eigenvalue ช่วยในการยืนยันจำนวน Cointegrating vector (r) แต่ในการทดสอบ Maximal Eigenvalue จะทำการทดสอบค่า Cointegrating vector (r) โดยมีสมมติฐานหลัก Null hypothesis: Cointegration vector = r และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: Cointegration vector = r + 1 จากตาราง 5.13 แสดงค่า Maximal Eigenvalue ที่มีสมมติฐานหลัก Null hypothesis: r = 1 และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: r = 2 แสดงค่าที่ได้จากการคำนวณ เท่ากับ 25.34745 ซึ่งค่าดังกล่าวน้อยกว่าค่า Maximal Eigenvalue ที่ได้จากตารางมาตรฐานที่ระดับความเชื่อมั่น 95% (28.58808) ดังนั้นจึงยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับการทดสอบสมมติฐาน Null hypothesis: r = 1

สรุปการทดสอบสมมติฐานที่แสดงไว้ข้างต้นด้วย Maximal Eigenvalue ยืนยันจำนวน Cointegrating vector (r) ว่ามีจำนวน r = 1

ตารางที่ 5.13 ผลการทดสอบ Cointegration vectors

	H_0	H_1	Test Statistic	95%
Trace Test	r = 0	r > 0	120.7434	76.97277
	r ≤ 1	r > 1	51.43052	54.07904
	r ≤ 2	r > 2	26.08307	35.19275
	r ≤ 3	r > 3	12.05162	20.26184
Maximum Eigenvalue Test	r = 0	r = 1	59.31285	34.80587
	r = 1	r = 2	25.34745	28.58808
	r = 2	r = 3	14.03144	22.29962
	r = 3	r = 4	7.083564	15.89210

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการทดสอบ Cointegration เราทราบว่ากลุ่มตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวจริง โดยมีรูปแบบความสัมพันธ์ 1 รูปแบบ โดยค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากสมการ Cointegration ที่ได้ปรับค่าแล้ว (normalized) สามารถนำเขียนเป็นสมการความสัมพันธ์ระยะยาวได้

$$\ln Q_J = 4.282\ln GDP_J^{*} + 4.647\ln Q_S^{*} - 1.603\ln P_R^{*} - 5.687\ln ER^{*} - 84.270^{*}$$
$$(2.35711) \quad (0.51865) \quad (0.27975) \quad (0.71687) \quad (29.1242)$$

หมายเหตุ: ตัวเลขใน ( ) คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (standard error)

* คือ มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

การส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่น (Q_J) ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศญี่ปุ่น (GDP_J) ราคายางพาราส่งออกF.O.B.ของไทย (P_R) ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) และอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER)

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นต่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER) มีค่าเท่ากับ 5.687 หมายความว่า อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER) ลดลงร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นเพิ่มขึ้นร้อยละ 5.687 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) มีค่าเท่ากับ 4.647หมายความว่า ถ้าปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.647 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศญี่ปุ่น(GDP_J) มีค่าเท่ากับ 4.282หมายความว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศญี่ปุ่น (GDP_J) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.282 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นต่อการเปลี่ยนแปลงราคาส่งออก F.O.B. (P_R) มีค่าเท่ากับ 1.603 หมายความว่า ถ้าปริมาณราคา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ส่งออก F.O.B. (P_R) ลดลงร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.603 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ประเทศสหรัฐอเมริกา

การทดสอบ Cointegration ในตารางที่ 5.14 ได้แสดงผลการทดสอบจำนวน Cointegrating vector (r) ระหว่างตัวแปรต่างๆและมีตัวล่าเท่ากับ 4 (Lags order 4) การทดสอบ Cointegrating vector (r) พบว่า ไม่มีระดับ Cointegrating vector (r) ใดที่สามารถยอมรับสมมติฐานหลักได้ จึงได้ทำการทดสอบสมมติฐานของ Maximal Eigenvalue ช่วยในการยืนยันจำนวน Cointegrating vector (r)

การทดสอบ Maximal Eigenvalue จะทำการทดสอบค่า Cointegrating vector (r) โดยมีสมมติฐานหลัก Null hypothesis: Cointegration vector = r และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: Cointegration vector = r + 1 จากตาราง 5.14 แสดงค่า Maximal Eigenvalue ที่มีสมมติฐานหลัก Null hypothesis: r = 1 และสมมติฐานรอง Alternative hypothesis: r = 2 แสดงค่าที่ได้จากการคำนวณ เท่ากับ 20.82122 ซึ่งค่าดังกล่าวน้อยกว่าค่า Maximal Eigenvalue ที่ได้จากตารางมาตรฐานที่ระดับความเชื่อมั่น 95% (28.58808) ดังนั้นจึงยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับการทดสอบสมมติฐาน Null hypothesis: r = 1

สรุปการทดสอบสมมติฐานที่แสดงไว้ข้างต้นด้วย Maximal Eigenvalue และ Trace test ยืนยันจำนวน Cointegrating vector (r) ว่ามีจำนวน r = 1

ตารางที่ 5.14 ผลการทดสอบ Cointegration vectors

	H_0	H_1	Test Statistic	95%
Trace Test	r = 0	r > 0	106.6796	76.97277
	r ≤ 1	r > 1	62.74440	54.07904
	r ≤ 2	r > 2	41.92318	35.19275
	r ≤ 3	r > 3	25.92072	20.26184
Maximum Eigenvalue Test	r = 0	r = 1	43.93517	34.80587
	r = 1	r = 2	20.82122	28.58808
	r = 2	r = 3	16.00246	22.29962
	r = 3	r = 4	13.72029	15.89210

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการทดสอบ Cointegration เราทราบว่ากลุ่มตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวจริง โดยมีรูปแบบความสัมพันธ์ 1 รูปแบบ โดยค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากสมการ Cointegration ที่ได้ปรับค่าแล้ว (normalized) สามารถนำเขียนเป็นสมการความสัมพันธ์ระยะยาวได้

$$\ln Q_A = 0.234 \ln GDP_A^{NS} + 4.593 \ln Q_S^{*} - 1.461 \ln P_R^{*} - 4.577 \ln ER^{*} - 48.475^{*}$$
$$(1.40592) \quad (0.75204) \quad (0.24362) \quad (0.68802) \quad (10.0400)$$

หมายเหตุ: ตัวเลขใน ( ) คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (standard error)

* คือ มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

^{NS} คือ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

โดยสรุปแล้วในระยะยาวปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (Q_A) ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) ราคายางพาราส่งออกF.O.B.ของไทย (P_R) และอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER)

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาต่อการเปลี่ยนแปลงปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) มีค่าเท่ากับ 4.593 หมายความว่า ถ้าปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทย (Q_S) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศจีนเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.593 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาต่อการเปลี่ยนแปลงราคาส่งออก F.O.B. (P_R) มีค่าเท่ากับ 1.461 หมายความว่า ถ้าปริมาณราคาส่งออก F.O.B. (P_R) ลดลงร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.461 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ความยืดหยุ่นของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาต่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER) มีค่าเท่ากับ 4.577 หมายความว่า อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออก (ER) ลดลงร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.577 เมื่อกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.4 การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา

5.4.1 การทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ของแบบจำลอง กรณี ประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา

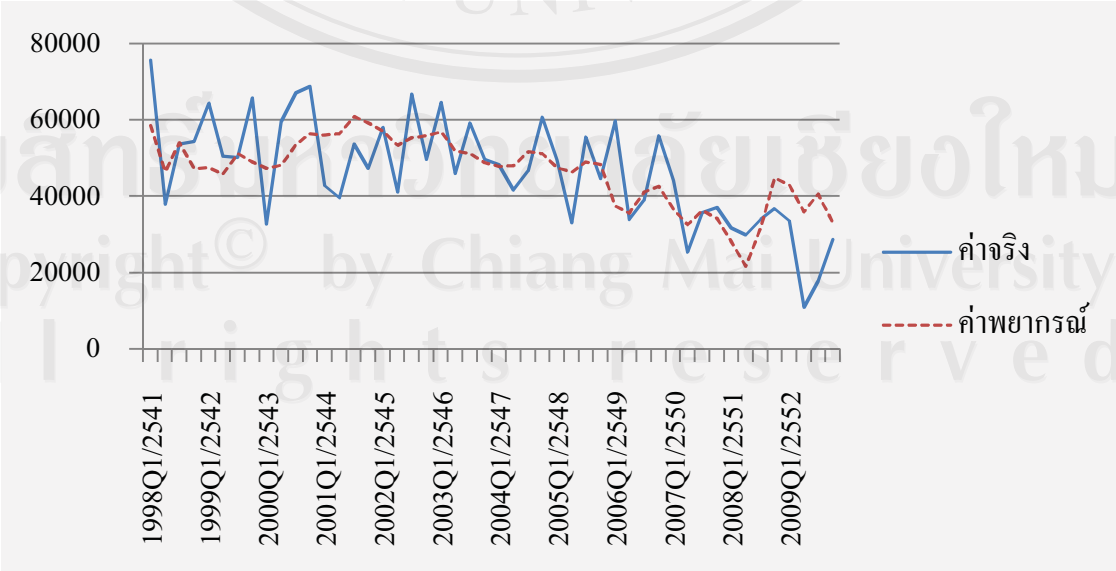
รายละเอียดของการจำลองค่าตัวแปรภายใน และการประเมินความเหมาะสมของแบบจำลอง มีดังนี้

ในการประเมินความเหมาะสมของสมการหรือการประเมินความแม่นยำของสมการที่ได้จากการศึกษานั้นได้อาศัยการพิจารณาส่วนต่างระหว่างค่าที่เกิดขึ้นจริง(actual value) กับค่าที่ได้จากการประมาณการในแบบจำลอง (base value) โดยค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบดังกล่าวได้แก่ Theil's U (Theil's U Statistic) ซึ่งเมื่อนำค่าสถิติTheil's U ไปใช้ในการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ของแบบจำลองที่เราใช้ในการศึกษาครั้งนี้ โดยพิจารณาได้จากค่าสถิติดังตารางที่ตาราง 5.15

ตาราง 5.15 ผลการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์

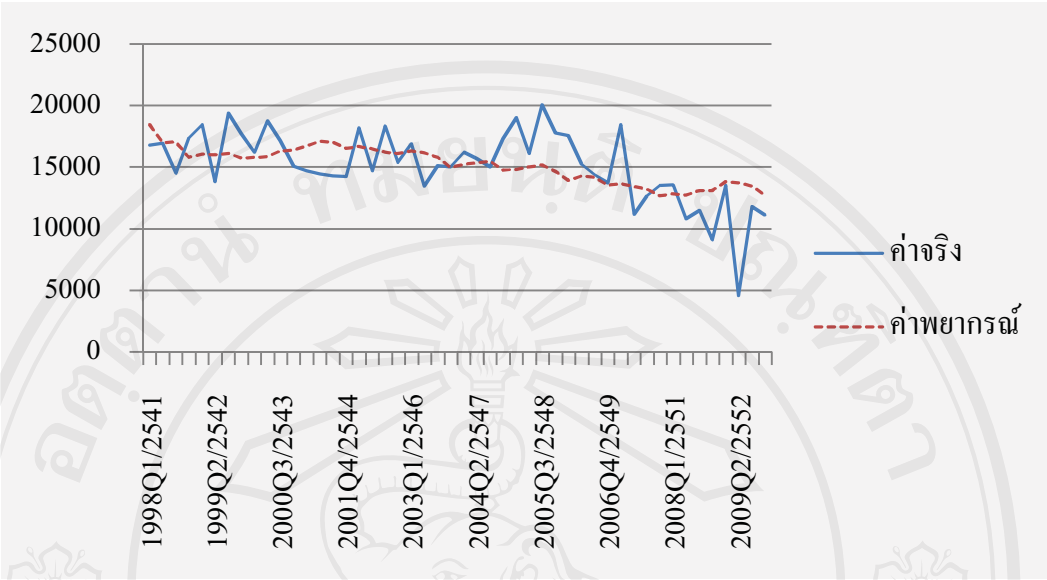
แบบจำลอง	Theil's U
ประเทศญี่ปุ่น	0.012737
ประเทศสหรัฐอเมริกา	0.082316

ที่มา: จากการคำนวณ



รูปที่ 5.2 ค่าจริงและค่าประมาณการของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved



รูปที่ 5.3 ค่าจริงและค่าประมาณการของปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา

5.4.2 ผลการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา

ในส่วนนี้จะเป็นการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและสหรัฐอเมริกา ในปีพ.ศ.2553-2558 ซึ่งอยู่ภายใต้สมมติฐาน 3 ประการด้วยกัน คือ

1. ราคา F.O.B.ของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 10 ต่อปี
2. ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศญี่ปุ่นขยายตัวร้อยละ 2 ต่อปี และประเทศสหรัฐอเมริกาขยายตัวร้อยละ 2 ต่อปี
3. ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยให้มีค่าคงที่และเพิ่มขึ้นร้อยละ 4 ต่อปี ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.4.2.1 ผลการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกาโดยกำหนดให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยคงที่

ผลการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา โดยกำหนดให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยคงที่ ซึ่งแสดงผลเป็นรายปี พบว่า ในช่วง พ.ศ.2553-2558 ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา เฉลี่ยเท่ากับ 243.44 และ 114.87 พันตัน ตามลำดับ (ตารางที่ 5.16)

ตาราง 5.16 ผลการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกาโดยกำหนดให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยคงที่

หน่วย: พันตัน

ปี	ประเทศญี่ปุ่น	ประเทศสหรัฐอเมริกา
2553	231.89	114.96
2554	236.40	114.93
2555	240.99	114.90
2556	245.66	114.86
2557	250.42	114.82
2558	255.27	114.77
เฉลี่ย	243.44	114.87

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.4.2.2 ผลการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา โดยให้ปริมาณผลผลิตของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ 4 ต่อปี

ผลการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา โดยกำหนดให้ปริมาณผลผลิตยางพาราของประเทศไทยเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 4 ต่อปี ซึ่งแสดงผลเป็นรายปี พบว่า ในช่วง พ.ศ.2553-2558 ปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและสหรัฐอเมริกา เฉลี่ยเท่ากับ 254.94 และ 127.60 พันตัน ตามลำดับ (ตารางที่ 5.17)

ตาราง 5.17 ผลการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณการส่งออกยางพาราของประเทศไทยไปยังประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกาโดยให้ปริมาณผลผลิตของประเทศไทยเพิ่มขึ้นร้อยละ4 ต่อปี

หน่วย: พันตัน

ปี	ประเทศญี่ปุ่น	ประเทศสหรัฐอเมริกา
2553	235.02	118.42
2554	242.74	121.95
2555	250.65	125.59
2556	258.74	129.33
2557	267.02	133.18
2558	275.49	137.15
เฉลี่ย	254.94	127.60

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved