บทที่ 4

ผลการวิเคราะห์

ในบทนี้จะกล่าวถึงผลการวิเคราะห์การศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่มีต่อราคาส่งออก ข้าว ยางพารา และกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ของไทยที่ส่งออกไปสหรัฐอเมริกา ในเชิงปริมาณโดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ.2541 – เดือนธันวาคม พ.ศ.2548 โดยข้อมูลที่ใช้ทำการวิเคราะห์ต้องมีคุณสมบัติ Stationary เพื่อให้ผลการวิเคราะห์ทางสถิติมีประสิทธิภาพและมีความน่าเชื่อถือมากขึ้น การตรวจสอบคุณสมบัติ Stationary ของข้อมูลจะทำโดยการทดสอบ Unit Root ที่เสนอโดย Dicky and Fuller จากนั้นจึงนำข้อมูลที่มีคุณสมบัติ Stationary มาทำการวิเคราะห์ Cointegration ทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาว และทำการประมาณค่าสมการตามแบบจำลอง เพื่อหาทิศทางและขนาดโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด หลังจากนั้นทำการประมาณหาค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงต่อราคาส่งออก ข้าว ยางพารา และกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง โดยมีผลการทดสอบดังต่อไปนี้

ผลการทดสอบแบบจำลองที่ 1 ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่มีต่อราคาส่งออกข้าวของไทยที่ส่งออกไปสหรัฐอเมริกา

การตรวจสอบคุณสมบัติ Stationary ของข้อมูล At Level ของราคาส่งออกข้าว ราคาข้าวในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว และต้นทุนการผลิตข้าว พบว่า ราคาส่งออกข้าว ราคาข้าวในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว และต้นทุนการผลิตข้าว ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ว่าข้อมูลที่นำมาทดสอบมีคุณสมบัติเป็น Unit Root ซึ่งแสดงถึงความไม่มีเสถียรภาพของข้อมูล หรือ Non Stationary At Level เนื่องจากค่า ADF Test ที่คำนวณได้ ($|\tau|$) มีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤต (Critical Value : CV) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ ลำดับ (ตารางที่ 8)

ตารางที่ 8 ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล ด้วย Unit Root ที่ค่าระดับของข้อมูล (At Level) ของข้าว

ตัวแปร	ADF Test At Level				
	Lag(p)	t-stat	1%	5%	10%
px1	0	-0.989820	-2.590340	-1.944364	-1.614441
pw1	0	-1.490748	-2.589531	-1.944248	-1.614510
rer1	0	-0.762185	-2.590065	-1.944324	-1.614464
cp1	0	-0.960606	-2.589531	-1.944248	-1.614510

หมายเหตุ: px1= ราคาส่งออกข้าว

pw1 = ราคาข้าวในตลาดโลก

rer1 = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว

cp1 = ต้นทุนการผลิตข้าว

ที่มา: จากการคำนวณ

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลามีคุณสมบัติของ Non Stationary แสดงให้เห็นว่าข้อมูลมี Unit Root ดังนั้น ก็จะทำการทดสอบในค่าความแตกต่างที่อันดับที่สูงกว่าต่อไป เพื่อปรับข้อมูลให้มีลักษณะ Stationary ปรากฏว่า ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล At First Defferentiate พบว่า ราคาส่งออกข้าว ราคาข้าวในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว และต้นทุนการผลิตข้าว สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ว่าข้อมูลที่นำมาทดสอบมีคุณสมบัติเป็น Unit Root ซึ่งแสดงถึงความมีเสถียรภาพของข้อมูล หรือ Stationary At First Defferentiate เนื่องจากค่า ADF Test ที่คำนวณได้ ($|\tau|$) มีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤต (Critical Value : CV) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ (ตารางที่ 9)

ตารางที่ 9 ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล ด้วย Unit Root ของข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At First Defferentiate) ของข้าว

ตัวแปร	ADF Test At First Defferrencing				
	Lag(p)	t-stat	1%	5%	10%
px1	1	-9.021734	-2.594189	-1.944915	-1.614114
pw1	1	-8.694094	-2.593468	-1.944811	-1.614175
rer1	1	-8.676809	-2.594189	-1.944915	-1.614114
cp1	1	-6.588472	-2.597939	-1.945456	-1.613799

หมายเหตุ: px1 = ราคาส่งออกข้าว

pw1 = ราคาข้าวในตลาดโลก

rer1 = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว

cp1 = ต้นทุนการผลิตข้าว

ที่มา: จากการคำนวณ

จากนั้นจึงนำข้อมูลที่มีคุณสมบัติ Stationary มาทำการวิเคราะห์ Cointegration ทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างราคาส่งออกข้าว กับ ราคาข้าวในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว และต้นทุนการผลิตข้าว แสดงรายละเอียดดังตารางที่ 10 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าค่าที่ได้จากการทดสอบด้วย Trace Test และ Maximal Eigenvalue Test พบว่า ค่า Trace Test และ Maximal Eigenvalue Test มีค่ามากกว่าCritical Value ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าราคาข้าวในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว ต้นทุนการผลิตข้าว มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับราคาส่งออกข้าว ซึ่งราคาส่งออกข้าวกับราคาข้าวในตลาดโลกมีความเชื่อมโยงกัน คาดว่าเนื่องมาจากประเทศไทยเป็นประเทศผู้ผลิตข้าวรายใหญ่รวมถึงเป็นผู้ส่งออกข้าวรายใหญ่ ทำให้เกิดความเชื่อมโยงกันระหว่างราคาส่งออกข้าวกับราคาข้าวในตลาดโลก ส่วนราคาส่งออกข้าวที่มีความเชื่อมโยงกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคาดว่าเนื่องมาจากอัตราแลกเปลี่ยนเป็นสื่อกลางในการค้าขายระหว่างประเทศ จึงทำให้เกิดความเชื่อมโยงกันระหว่างราคาส่งออกข้าวกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง และราคาส่งออกข้าวมีความเชื่อมโยงกับต้นทุนการผลิตข้าวคาดว่าเนื่องมาจากการกำหนดราคาจะต้องพิจารณาต้นทุนการผลิต จึงทำให้เกิดความเชื่อมโยงระหว่างราคาส่งออกข้าวกับต้นทุนการผลิตข้าว และนำข้อมูลที่มีคุณสมบัติ Stationary มาทำการประมาณค่าสมการตามแบบจำลอง เพื่อหาทิศทางและขนาดโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (ตารางที่ 11) หลังจากนั้นทำการ

ประมาณหาค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงต่อราคาส่งออกข้าว โดยมีผลการทดสอบดังต่อไปนี้

ตารางที่ 10 ผลการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ระหว่างราคาส่งออกข้าว กับ ราคาข้าวในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว และต้นทุนการผลิตข้าว

ตัวแปรอิสระ : ตัวแปรตาม	Lag(k)	Trace Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Lag(k)	Max-Eigen Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value
pw1 : px1	r = 0	94.56618	15.41	20.04	r = 0	62.14137	14.07	18.63
	r ≤ 1	32.42481	3.76	6.65	r ≤ 1	32.42481	3.76	6.65
rer1 : px1	r = 0	77.68724	15.41	20.04	r = 0	58.38253	14.07	18.63
	r ≤ 1	19.30471	3.76	6.65	r ≤ 1	19.30471	3.76	6.65
cp1 : px1	r = 0	85.01513	15.41	20.04	r = 0	58.69142	14.07	18.63
	r ≤ 1	26.32372	3.76	6.65	r ≤ 1	26.32372	3.76	6.65

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 11 ผลการประมาณค่าสมการแบบจำลองที่ 1 ข้าว

ตัวแปร	ค่าสัมประสิทธิ์	Sig.
ค่าคงที่(c)	0.003588	-
ราคาข้าวในตลาดโลก(pw1)	0.084126	0.6188^{NS}
อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว(rer1)	0.977060	0.0000^{***}
ต้นทุนการผลิตข้าว(cp1)	0.811797	0.0793^{*}
R-squared	0.981630	-
Adjusted R-squared	0.980675	-
Durbin-Watson	1.938488	-

หมายเหตุ: *** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90
** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95
* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90
NS ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 11 พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว (rer1) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ ราคาส่งออกข้าว (px1) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ 0.977060 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 แสดงว่า ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว (rer1) เพิ่มขึ้น จะทำให้ราคาส่งออกข้าว (px1) เพิ่มขึ้น ซึ่งไม่เป็นไปตามสมมุติฐานที่ตั้งไว้ อาจเนื่องมาจากผลของการที่อุปสงค์ข้าวในตลาดโลกเพิ่มขึ้นใน พ.ศ.2545 และ ปริมาณผลผลิตข้าวของประเทศไทยที่ลดลงในช่วงหลายๆปีที่ผ่านมา อาทิเช่น ใน พ.ศ.2547 ซึ่งปีนี้มีปริมาณน้ำฝนน้อยและฤดูฝนสิ้นสุดเร็วกว่าปกติส่งผลให้ผลผลิตข้าวลดลง ในขณะเดียวกันราคาข้าวในตลาดโลกเพิ่มขึ้นจากอุปทานที่ชะลอลงเนื่องจากประเทศผู้ผลิตหลายประเทศได้รับผลกระทบจากภาวะอากาศที่ไม่เอื้ออำนวย และใน พ.ศ.2548 ราคาข้าวส่งออกอยู่ในระดับสูงเนื่องมาจากผลผลิตจากการส่งออกมีจำกัดเนื่องจากเกิดความแห้งแล้ง ดังนั้นเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าวเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้น (ค่าเงินบาทอ่อนลง) ไม่ส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวลดลงตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ การและการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าวไม่ใช่เพียงปัจจัยเดียวที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออกข้าว ซึ่งยังมีปัจจัยอื่นๆที่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาส่งออกข้าวอีกมากมาย อาทิเช่น ภาวะเศรษฐกิจ มาตรการและนโยบายต่างๆของภาครัฐบาล เป็นต้น และต้นทุนการผลิตข้าว (cp1) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ ราคาส่งออกข้าว (px1) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ 0.811797 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.1 หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 แสดงว่า ถ้าต้นทุนการผลิตข้าว (cp1) ลดลง จะทำให้ราคาส่งออกข้าว (px1) ลดลง ซึ่งเป็นไปตามสมมุติฐานที่ตั้งไว้

เมื่อนำตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับราคาส่งออกข้าว (px1) มาทำการวิเคราะห์พบว่า ตัวแปรมีอิทธิพลต่อราคาส่งออกข้าว (px1) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01จำนวน 2 ตัวแปรนั้นมีค่า Adjusted R-squared เท่ากับ 0.980675 หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงราคาส่งออกข้าว (px1) สามารถอธิบายได้ด้วย อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว (rer1) และ ต้นทุนการผลิตข้าว (cp1) รวมกันร้อยละ 98 ส่วนอีกร้อยละ 2 ที่เหลือเนื่องมาจากปัจจัยอื่นที่ไม่ได้ระบุไว้ในสมการจึงไม่สามารถอธิบายได้ ส่วนค่า Durbin-Watson เท่ากับ1.938488 แสดงว่าไม่เกิดปัญหาสหสัมพันธ์เชิงอนุกรมเวลา ทั้งนี้เนื่องจากข้อมูลที่นำมาใช้ได้ทำการทดสอบคุณสมบัติของ Stationary และมีการแก้ไขปรับปรุงก่อนนำมาใช้ในการประมาณการตามแบบจำลอง

สามารถหาค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว (rer1) กับราคาส่งออก ข้าว (px1) ได้จากสูตร

$$\varepsilon_T = \frac{\partial px1}{\partial rer1} \quad X \quad \frac{\overline{rer1}}{\overline{px1}}$$

โดยที่ ε_T คือ ค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคา

$\overline{rer1}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าวเฉลี่ย

$\overline{px1}$ คือ ราคาส่งออกข้าวเฉลี่ย

จะได้

ε_T = 0.977060 x (105.69/18.21)

= 5.67

ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของราคาสินค้าส่งออกข้าวต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงข้าว เท่ากับ 5.67 แสดงว่าการส่งออกข้าวไปประเทศสหรัฐอเมริกาจะไม่ได้รับประโยชน์ทางด้านราคาจากการอ่อนค่าของเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เนื่องจากราคาข้าวที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาไม่ได้มีราคาลดลงหลังจากเงินบาทอ่อนลง (No Pass Through) ทั้งนี้คาดว่าเนื่องมาผลของอุปสงค์และอุปทานในตลาดของข้าว

<u>ผลการทดสอบแบบจำลองที่ 2 ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่มีต่อราคาส่งออกยางพาราของไทยที่ส่งออกไปสหรัฐอเมริกา</u>

การตรวจสอบคุณสมบัติ Stationary ของข้อมูล At Level ของราคาส่งออกยางพารา ราคายางพาราในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา และต้นทุนการผลิตยางพารา พบว่า ราคาส่งออกยางพารา ราคายางพาราในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา และต้นทุนการผลิตยางพารา ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ว่าข้อมูลที่นำมาทดสอบมีคุณสมบัติเป็น Unit Root ซึ่งแสดงถึงความไม่มีเสถียรภาพของข้อมูล หรือ Non Stationary At Level เนื่องจากค่า ADF Test ที่คำนวณได้ ($|\tau|$) มีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤต (Critical Value : CV) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ (ตารางที่ 12)

ตารางที่ 12 ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล ด้วย Unit Root ที่ค่าระดับของข้อมูล (At Level) ของยางพารา

ตัวแปร	ADF Test At Level				
	Lag(p)	t-stat	1%	5%	10%
px2	0	1.359144	-2.589795	-1.944286	-1.614487
pw2	0	1.617937	-2.589531	-1.944248	-1.614510
rer2	0	-0.633175	-2.590065	-1.944324	-1.614464
cp2	0	-0.427417	-2.589531	-1.944248	-1.614510

หมายเหตุ: px2 = ราคาส่งออกยางพารา

pw2 = ราคายางพาราในตลาดโลก

rer2 = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา

cp2 = ต้นทุนการผลิตยางพารา

ที่มา: จากการคำนวณ

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลามีคุณสมบัติของ Non Stationary แสดงให้เห็นว่าข้อมูลมี Unit Root ดังนั้น ก็จะทำการทดสอบในค่าความแตกต่างที่อันดับที่สูงกว่าต่อไป เพื่อปรับข้อมูลให้มีลักษณะ Stationary ปรากฏว่า ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล At First Defferentiate พบว่า ราคาส่งออกยางพารา ราคายางพาราในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา และต้นทุนการผลิตยางพารา สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ว่าข้อมูลที่นำมาทดสอบมีคุณสมบัติเป็น Unit Root ซึ่งแสดงถึงความมีเสถียรภาพของข้อมูล หรือ Stationary At First Defferentiate เนื่องจากค่า ADF Test ที่คำนวณได้ ($|\tau|$) มีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤต (Critical Value : CV) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ (ตารางที่ 13)

ตารางที่ 13 ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล ด้วย Unit Root ของข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At First Defferentiate) ของยางพารา

ตัวแปร	ADF Test At First Defferrencing				
	Lag(p)	t-stat	1%	5%	10%
px2	1	-6.832578	-2.593468	-1.944811	-1.614175
pw2	1	-8.357011	-2.593468	-1.944811	-1.614175
rer2	1	-12.78084	-2.593468	-1.944811	-1.614175
cp2	1	-9.222558	-2.593468	-1.944811	-1.614175

หมายเหตุ: px2 = ราคาส่งออกยางพารา

pw2 = ราคายางพาราในตลาดโลก

rer2 = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา

cp2 = ต้นทุนการผลิตยางพารา

ที่มา: จากการคำนวณ

จากนั้นจึงนำข้อมูลที่มีคุณสมบัติ Stationary มาทำการวิเคราะห์ Cointegration ทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างราคาส่งออกยางพารา กับ ราคายางพาราในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา และต้นทุนการผลิตยางพารา แสดงรายละเอียดดังตารางที่ 14 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าค่าที่ได้จากการทดสอบด้วย Trace Test และ Maximal Eigenvalue Test พบว่า ค่า Trace Test และ Maximal Eigenvalue Test มีค่ามากกว่าCritical Value ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่า ราคายางพาราในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา ต้นทุนการผลิต

<u>ตารางที่ 14</u> ผลการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ระหว่างราคาส่งออกยางพารา กับ ราคายางพาราในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา และ ต้นทุนการผลิตยางพารา

ตัวแปรอิสระ : ตัวแปรตาม	Lag(k)	Trace Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Lag(k)	Max-Eigen Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value
pw2: px2	r = 0	78.96477	15.41	20.04	r = 0	57.29380	14.07	18.63
	$r \leq 1$	21.67097	3.76	6.65	$r \leq 1$	21.67097	3.76	6.65
rer2 : px2	r = 0	70.88857	15.41	20.04	r = 0	51.81234	14.07	18.63
	$r \leq 1$	19.07622	3.76	6.65	$r \leq 1$	19.07622	3.76	6.65
cp2 : px2	r = 0	49.41157	15.41	20.04	r = 0	30.29401	14.07	18.63
	$r \leq 1$	19.11756	3.76	6.65	$r \leq 1$	19.11756	3.76	6.65

ที่มา: จากการคำนวณ

ยางพารา มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับราคาส่งออกยางพารา ซึ่งราคาส่งออกยางพารากับราคายางพาราในตลาดโลกมีความเชื่อมโยงกันคาดว่าเนื่องมาจากประเทศไทยส่งออกยางพารามากเป็นอันอับหนึ่งมาในช่วงระยะเวลาหลายปี ทำให้เกิดความเชื่อมโยงกันระหว่างราคาส่งออกยางพารากับราคายางพาราในตลาดโลก ส่วนราคาส่งออกยางพาราที่มีความเชื่อมโยงกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคาดว่าเนื่องมาจากอัตราแลกเปลี่ยนเป็นสื่อกลางในการค้าขายระหว่างประเทศ จึงทำให้เกิดความเชื่อมโยงกันระหว่างราคาส่งออกยางพารากับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง และราคาส่งออกยางพารามีความเชื่อมโยงกับต้นทุนการผลิตยางพาราคาดว่าเนื่องมาจากการกำหนดราคาจะต้องพิจารณาต้นทุนการผลิต จึงทำให้เกิดความเชื่อมโยงระหว่างราคาส่งออกยางพารากับต้นทุนการผลิตยางพารา และนำข้อมูลที่มีคุณสมบัติ Stationary มาทำการประมาณค่าสมการตามแบบจำลอง เพื่อหาทิศทางและขนาดโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (ตารางที่ 15) หลังจากนั้นทำการประมาณหาค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงต่อราคาส่งออกยางพาราโดยมีผลการทดสอบดังต่อไปนี้

ตารางที่ 15 ผลการประมาณค่าสมการแบบจำลองที่ 2 ยางพารา

ตัวแปร	ค่าสัมประสิทธิ์	Sig.
ค่าคงที่(c)	-8.645606	-
ราคายางพาราในตลาดโลก(pw2)	0.657198	0.0000***
อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยาพารา(rer2)	0.545158	0.0000***
ต้นทุนการผลิตยางพารา(cp2)	1.299558	0.0381**
R-squared	0.593581	-
Adjusted R-squared	0.578147	-
Durbin-Watson	2.088134	-

หมายเหตุ: *** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90
** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95
* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90
NS ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 15 พบว่า ราคายางพาราในตลาดโลก (pw2) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับราคาส่งออกยางพารา (px2) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.657198 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 แสดงว่า ถ้าราคายางพาราในตลาดโลก (pw2) ลดลง จะทำให้ราคาส่งออกยางพารา (px2) ลดลง ซึ่งเป็นไปตามสมมุติฐานที่ตั้งไว้ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา (rer2) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ ราคาส่งออกยางพารา (px2) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.545158 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 แสดงว่า ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา (rer2) เพิ่มขึ้น จะทำให้ราคาส่งออกยางพารา (px2) เพิ่มขึ้น ซึ่งไม่เป็นไปตามสมมุติฐานที่ตั้งไว้ อาจเนื่องมาจากในช่วง พ.ศ.2546 ความต้องการยางพาราในตลาดโลกเพิ่มสูงขึ้นมากโดยเฉพาะประเทศจีนที่มีการขยายตัวทางอุตสาหกรรมรถยนต์สูง และอาจเนื่องมาจากในช่วง พ.ศ.2547-พ.ศ.2548 ภาวะการผลิตยางพาราลดลงร้อยละ 1.3 จากภาวะความแห้งแล้งในช่วงต้นปี และในช่วงปลายปีมีฝนตกชุกจนเกิดอุทกภัยในภาคใต้ ทำให้เป็นอุปสรรคในการกรีดยางของเกษตรกร ปริมาณผลผลิตยางพาราที่ลดลงประกอบกับอุปสงค์ในประเทศและต่างประเทศยังคงมีต่อเนื่อง ส่งผลให้ระดับราคายางพารายังคงเพิ่มขึ้นในเกณฑ์สูงต่อเนื่อง ดังนั้นเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพาราเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้น (ค่าเงินบาทอ่อนลง) ไม่ส่งผลให้ราคาส่งออกยางพาราลดลงตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ การและการเปลี่ยนแปลงของอัตรา

แลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพาราไม่ใช่เพียงปัจจัยเดียวที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออกยางพารา ซึ่งยังมีปัจจัยอื่นๆที่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาส่งออกยางพาราอีกมากมาย อาทิเช่น ภาวะเศรษฐกิจ มาตรการและนโยบายต่างๆของภาครัฐบาล เป็นต้น และต้นทุนการผลิตยางพารา (cp2) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ ราคาส่งออกยางพารา(px2) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1.299558 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 แสดงว่า ถ้าต้นทุนการผลิตยางพารา (cp2) ลดลง จะทำให้ราคาส่งออกยางพารา (px2) ลดลง ซึ่งเป็นไปตามสมมุติฐานที่ตั้งไว้

เมื่อนำตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับราคาส่งออกยางพารา (px2) มาทำการวิเคราะห์พบว่า ตัวแปรมีอิทธิพลต่อราคาส่งออกยางพารา (px2) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01จำนวน 3 ตัวแปรนั้นมีค่า Adjusted R-squared เท่ากับ 0.578147 หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงราคาส่งออกยางพารา (px2) สามารถอธิบายได้ด้วย ราคายางพาราในตลาดโลก (pw2) อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา (rer2) และ ต้นทุนการผลิตยางพารา (cp2) รวมกันร้อยละ 58 ส่วนอีกร้อยละ 42 ที่เหลือเนื่องมาจากปัจจัยอื่นที่ไม่ได้ระบุไว้ในสมการจึงไม่สามารถอธิบายได้ ส่วนค่า Durbin-Watson เท่ากับ 2.088134 แสดงว่าไม่เกิดปัญหาสหสัมพันธ์เชิงอนุกรมเวลา ทั้งนี้เนื่องจากข้อมูลที่นำมาใช้ได้ทำการทดสอบคุณสมบัติของ Stationary และมีการแก้ไขปรับปรุงก่อนนำมาใช้ในการประมาณการตามแบบจำลอง

สามารถหาค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา (rer2) กับราคาส่งออกยางพารา (px2) ได้จากสูตร

$$\varepsilon_T = \frac{\partial px2}{\partial rer2} \quad X \quad \frac{\overline{rer2}}{\overline{px2}}$$

โดยที่ ε_T คือ ค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคา
$\overline{rer2}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพาราเฉลี่ย
$\overline{px2}$ คือ ราคาส่งออกยางพาราเฉลี่ย

จะได้

ε_T = 0.545158x (49.33/35.93)

= 0.748605

ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของราคาสินค้าส่งออกยางพาราต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยางพารา เท่ากับ 0.748605 แสดงว่าการส่งออกยางพาราไปประเทศสหรัฐอเมริกาจะไม่ได้รับประโยชน์ทางด้านราคาจากการอ่อนค่าของเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เนื่องจากราคายางพาราที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาไม่ได้มีราคาลดลงหลังจากเงินบาทอ่อนลง (No Pass Through) ทั้งนี้คาดว่าเนื่องมาผลของอุปสงค์และอุปทานในตลาดยางพารา

ผลการทดสอบแบบจำลองที่ 3 ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่มีต่อราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งของไทยที่ส่งออกไปสหรัฐอเมริกา

การตรวจสอบคุณสมบัติ Stationary ของข้อมูล At Level ของราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง และต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง พบว่า ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง และต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ว่าข้อมูลที่นำมาทดสอบมีคุณสมบัติเป็น Unit Root ซึ่งแสดงถึงความไม่มีเสถียรภาพของข้อมูล หรือ Non Stationary At Level เนื่องจากค่า ADF Test ที่คำนวณได้ ($|\tau|$) มีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤต (Critical Value : CV) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ (ตารางที่ 16)

ตารางที่ 16 ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล ด้วย Unit Root ที่ค่าระดับของข้อมูล (At Level) ของกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

ตัวแปร	ADF Test At Level				
	Lag(p)	t-stat	1%	5%	10%
px3	0	-1.610429	-2.589531	-1.944248	-1.614510
pw3	0	-1.131840	-2.589795	-1.944286	-1.614487
rer3	0	-0.787466	-2.589531	-1.944248	1.614510
cp3	0	-1.772421	-2.589531	-1.944248	-1.614510

ตารางที่ 16 (ต่อ)

หมายเหตุ: px3 = ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

pw3 = ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก

rer3 = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

cp3 = ต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

ที่มา: จากการคำนวณ

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลามีคุณสมบัติของ Non Stationary แสดงให้เห็นว่าข้อมูลมี Unit Root ดังนั้น ก็จะทำการทดสอบในค่าความแตกต่างที่อันดับที่สูงกว่าต่อไป เพื่อปรับข้อมูลให้มีลักษณะ Stationary ปรากฏว่า ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล At First Defferentiate พบว่า ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง และต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ว่าข้อมูลที่นำมาทดสอบมีคุณสมบัติเป็น Unit Root ซึ่งแสดงถึงความมีเสถียรภาพของข้อมูล หรือ Stationary At First Defferentiate เนื่องจากค่า ADF Test ที่คำนวณได้ ($|\tau|$) มีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤต (Critical Value : CV) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ (ตารางที่ 17)

ตารางที่ 17 ผลการทดสอบลักษณะ Stationary ของข้อมูล ด้วย Unit Root ของข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At First Defferentiate) ของกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

ตัวแปร	ADF Test At First Defferrencing				
	Lag(p)	t-stat	1%	5%	10%
px3	1	-10.45783	-2.593468	-1.944811	-1.614175
pw3	1	-6.215270	-2.593468	-1.944811	-1.614175
rer3	1	-11.16233	-2.593468	-1.944811	-1.614175
cp3	1	-9.277057	-2.593468	-1.944811	-1.614175

หมายเหตุ: px3 = ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

pw3 = ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก

rer3 = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

cp3 = ต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

ที่มา: จากการคำนวณ

จากนั้นจึงนำข้อมูลที่มีคุณสมบัติ Stationary มาทำการวิเคราะห์ Cointegration ทดสอบหาความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง กับ ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง และต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง แสดงรายละเอียดดังตารางที่ 18 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าค่าที่ได้จากการทดสอบด้วย Trace Test และ Maximal Eigenvalue Test พบว่า ค่า Trace Test และ Maximal Eigenvalue Test มีค่ามากกว่าCritical Value ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่า ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ซึ่งราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งกับราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลกมีความเชื่อมโยงกันคาดว่าเนื่องมาจากกุ้งไทยมีชื่อเสียงที่ดีและมีคุณภาพที่ได้มาตรฐาน ทำให้เกิดความเชื่อมโยงกันระหว่างราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งกับราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก ส่วนราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งที่มีความเชื่อมโยงกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคาดว่าเนื่องมาจากอัตราแลกเปลี่ยนเป็นสื่อกลางในการค้าขายระหว่างประเทศจึงทำให้เกิดความเชื่อมโยงกันระหว่าง

ตารางที่ 18 ผลการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ระหว่างราคาส่งออกข้าว กับราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่ แข็ง และ ต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

ตัวแปรอิสระ : ตัวแปรตาม	Lag(k)	Trace Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Lag(k)	Max-Eigen Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value
pw3 : px3	r = 0	60.45822	15.41	20.04	r = 0	45.22912	14.07	18.63
	r ≤ 1	15.22909	3.76	6.65	r ≤ 1	15.22909	3.76	6.65
rer3 : px3	r = 0	73.32619	15.41	20.04	r = 0	49.82019	14.07	18.63
	r ≤ 1	23.50600	3.76	6.65	r ≤ 1	23.50600	3.76	6.65
cp3 : px3	r = 0	66.73123	15.41	20.04	r = 0	44.20179	14.07	18.63
	r ≤ 1	22.52943	3.76	6.65	r ≤ 1	22.52943	3.76	6.65

ที่มา: จากการคำนวณ

ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง กับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง และราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งมีความเชื่อมโยงกับต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็งคาดว่าเนื่องมาจากการกำหนดราคาจะต้องพิจารณาต้นทุนการผลิต จึงทำให้เกิดความเชื่อมโยงระหว่างราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งกับต้นทุน

การผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง และนำข้อมูลที่มีคุณสมบัติ Stationary มาทำการประมาณค่าสมการตามแบบจำลอง เพื่อหาทิศทางและขนาดโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (ตารางที่ 19) หลังจากนั้นทำการประมาณหาค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงต่อราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งโดยมีผลการทดสอบดังต่อไปนี้

ตารางที่ 19 ผลการประมาณค่าสมการแบบจำลองที่ 3 กุ้งแช่เย็นแช่แข็ง

ตัวแปร	ค่าสัมประสิทธิ์	Sig.
ค่าคงที่(c)	-0.006023	-
ราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งในตลาดโลก(pw3)	-0.040232	0.7863^{NS}
อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง(rer3)	0.837139	0.0000^{***}
ต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง(cp3)	1.919198	0.0025^{***}
R-squared	0.805456	-
Adjusted R-squared	0.798068	-
Durbin-Watson	1.749972	-

หมายเหตุ: *** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90
** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95
* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90
NS ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 19 พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (rer3) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ 0.837139 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 แสดงว่า ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (rer3) เพิ่มขึ้น จะทำให้ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) เพิ่มขึ้น ซึ่งไม่เป็นไปตามสมมุติฐานที่ตั้งไว้ อาจเนื่องมาจากการที่กุ้งประสบปัญหามากมายในช่วงเวลาที่ผ่านมา ทำให้ราคากุ้งมีความผันผวนเปลี่ยนแปลงอย่างต่อเนื่อง อย่างเช่น ในช่วง พ.ศ.2544 ราคากุ้งลดลงถึงร้อยละ10.9โดยเป็นผลจากภาวะเศรษฐกิจโลกซบเซา ทำให้ความต้องการในตลาดโลกลดลงมาก โดยเฉพาะในช่วงครึ่งหลังของพ.ศ.2544 รวมถึงในช่วงปลายปีพ.ศ.2544 ประเทศคู่แข่งขันสำคัญของไทยสามารถผลิตกุ้งได้ปริมาณเพิ่มขึ้นมากทำให้กุ้งมีราคาลดลงอย่างต่อเนื่องมาในพ.ศ. 2545 มีปริมาณการส่งออกลดลงร้อยละ 15.83 และ 25.07 ตามลำดับ เมื่อเทียบกับพ.ศ.2544 เนื่องจาก

กระแสการเกิดสงครามระหว่างสหรัฐอเมริกาและอิรักในช่วงปลายปีทำให้ราคาน้ำมันปรับตัวสูงขึ้นต่อเนื่อง นอกจากนี้ประเทศไทยได้ประสบปัญหาสารตกค้างในกุ้งที่ส่งออกไปสหภาพยุโรป รวมทั้งการที่กลุ่มผู้เลี้ยงกุ้งในสหรัฐอเมริกา เตรียมการจะฟ้องร้องการทุ่มตลาดและการอุดหนุนกุ้งนำเข้าจากไทย ทำให้ผู้นำเข้ากุ้งในตลาดสหรัฐฯชะลอการนำเข้า ซึ่งส่งผลทำให้ใน พ.ศ. 2547 การเลี้ยงกุ้งไทยชะลอตัวเนื่องจากการส่งออกไปสหรัฐฯชะงักไประยะหนึ่งในช่วงที่มีการไตร่สวนการทุ่มตลาดสหรัฐฯ อย่างไรก็ดีเมื่อสหรัฐฯประกาศภาษีตอบโต้การทุ่มตลาดที่เรียกเก็บจากไทยต่ำกว่าประเทศคู่แข่งอื่นส่งผลให้ภาวะการผลิตและราคาในประเทศปรับตัวดีขึ้นในช่วงปลายปี และใน พ.ศ.2548 การทำประมงชะลอตัวจากปีก่อน เป็นผลจากปริมาณสัตว์น้ำขึ้นท่าลดลงมากเพราะต้นทุนที่เพิ่มสูงขึ้นตามราคาน้ำมัน ทำให้ชาวประมงออกทะเลน้อยลง ทำให้ราคากุ้งเพิ่มสูงขึ้น ราคากุ้งขยายตัวดีในช่วงครึ่งหลังของปี ส่วนหนึ่งได้รับผลดีจากการที่สหภาพยุโรปได้ปรับลดภาษีนำเข้าให้แก่สินค้ากุ้งไทยเป็นการชั่วคราวตั้งแต่เดือนสิงหาคม ซึ่งส่งผลทำให้การส่งออกกุ้งในช่วงดังกล่าวขยายตัวสูงมาก ดังนั้นเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็งเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้น (ค่าเงินบาทอ่อนลง) ไม่ส่งผลให้ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งลดลงตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ อันเนื่องมาจากในช่วงเวลาที่ทำการศึกษากุ้งประสบปัญหาต่างๆมากมายทำให้ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งเกิดความผันผวน และการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็งไม่ใช่เพียงปัจจัยเดียวที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง ซึ่งยังมีปัจจัยอื่นๆที่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งอีกมากมาย อาทิเช่น ภาวะเศรษฐกิจ มาตรการและนโยบายต่างๆของภาครัฐบาล เป็นต้น ต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (cp3) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ 1.919198 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 แสดงว่า ถ้าต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (cp3) ลดลง จะทำให้ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) ลดลง ซึ่งเป็นไปตามสมมุติฐานที่ตั้งไว้

เมื่อนำตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) มาทำการวิเคราะห์พบว่า ตัวแปรมีอิทธิพลต่อราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 จำนวน 2 ตัวแปรนั้นมีค่า Adjusted R-squared เท่ากับ 0.79 หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) สามารถอธิบายได้ด้วย อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (rer3) และ ต้นทุนการผลิตกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (cp3) รวมกันร้อยละ 79 ส่วนอีกร้อยละ 21 ที่เหลือเนื่องมาจากปัจจัยอื่นที่ไม่ได้ระบุไว้ในสมการจึงไม่สามารถอธิบายได้ ส่วนค่า Durbin-Watson เท่ากับ 1.749972 แสดงว่าไม่เกิดปัญหาสหสัมพันธ์เชิงอนุกรมเวลา ทั้งนี้เนื่องจากข้อมูลที่นำมาใช้

ได้ทำการทดสอบคุณสมบัติของ Stationary และมีการแก้ไขปรับปรุงก่อนนำมาใช้ในการประมาณการตามแบบจำลอง

สามารถหาค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (rer3) กับราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง (px3) ได้จากสูตร

$$\varepsilon_T = \frac{\partial px3}{\partial rer3} \quad X \quad \frac{\overline{rer3}}{\overline{px3}}$$

โดยที่ ε_T คือ ค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคา

$\overline{rer3}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็งเฉลี่ย

$\overline{px3}$ คือ ราคาส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งเฉลี่ย

จะได้

ε_T = 0.837139 x (46.57/366.48)

= 0.106376

ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของราคาสินค้าส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง เท่ากับ 0.106376 แสดงว่าการส่งออกกุ้งแช่เย็นแช่แข็งไปประเทศสหรัฐอเมริกาจะไม่ได้รับประโยชน์ทางด้านราคาจากการอ่อนค่าของเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เนื่องจากราคากุ้งแช่เย็นแช่แข็งที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาไม่ได้มีราคาลดลงหลังจากเงินบาทอ่อนลง (No Pass Through) ทั้งนี้คาดว่าเนื่องมาผลของอุปสงค์และอุปทานในตลาดกุ้งแช่เย็นแช่แข็ง