



ใบรับรองวิทยานิพนธ์
บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต (เศรษฐศาสตร์เกษตร)

ปริญญา

เศรษฐศาสตร์เกษตร

เศรษฐศาสตร์เกษตรและทรัพยากร

สาขา

ภาควิชา

เรื่อง ผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการส่งออกข้าวของไทย

Impacts of Exchange Rate Volatility on Thai Rice Export

นามผู้วิจัย นางสาวจิตตวัชรารกร กวีรัตน์

ได้พิจารณาเห็นชอบโดย

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

(อาจารย์อัสริยา บุญญะศิริ, Ph.D.)

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม

(อาจารย์อภิชาติ ตะลุมเพรย์, Ph.D.)

หัวหน้าภาควิชา

(รองศาสตราจารย์เรืองโร โดกฤษณะ, Ph.D.)

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์รับรองแล้ว

(รองศาสตราจารย์กัญญา ชีระกุล, D.Agr.)

คณบดีบัณฑิตวิทยาลัย

วันที่ เดือน พ.ศ.

สืบสีตงษ์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

วิทยานิพนธ์

เรื่อง

ผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการส่งออกข้าวของไทย

Impacts of Exchange Rate Volatility on Thai Rice Export

โดย

นางสาวจิตต์ฉัตรกร กวีรัตน์

เสนอ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

เพื่อความสมบูรณ์แห่งปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (เศรษฐศาสตร์เกษตร)

พ.ศ. 2553

ลิขสิทธิ์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

จิตต์วัชรกร กวีรัตน์ 2553: ผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการส่งออกข้าวของไทย ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (เศรษฐศาสตร์เกษตร) สาขาเศรษฐศาสตร์เกษตร ภาควิชาเศรษฐศาสตร์เกษตรและทรัพยากร อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก: อาจารย์อัสริยา บุญญะศิริ, Ph.D. 163 หน้า

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์หลักเพื่อวิเคราะห์ผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 ของประเทศไทยไปยังประเทศคู่ค้าที่สำคัญ ได้แก่ ประเทศจีน สหรัฐอเมริกา และฮ่องกง โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square :OLS) ในการประมาณการสมการปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 และใช้แบบจำลอง GARCH (1, 1) ในการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ปี 2545 – 2551

ผลการศึกษาพบว่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลกระทบทางลบต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 1 และ ชั้น 2 สะท้อนให้เห็นว่าผู้นำเข้าข้าวหอมมะลิมีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนน้อยกว่าผู้ส่งออก อย่างไรก็ตามความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 ในทุกตลาด

นอกจากนี้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิในตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดฮ่องกง และมีค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้มากกว่า 1 แสดงว่าข้าวหอมมะลิเป็นสินค้าฟุ่มเฟือย ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 ในสกุลเงินดอลลาร์มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิในตลาดจีนและมีค่าความยืดหยุ่นมากกว่า 1 แสดงว่า ตลาดส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังประเทศจีนมีการแข่งขันด้านราคาสูง

ลายมือชื่อนิสิต

ลายมือชื่ออาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

Jittawatcharaporn Kaweerat 2010: Impacts of Exchange Rate Volatility on Thai Rice Export. Master of Science (Agricultural Economics), Major Field: Agricultural Economics, Department of Agricultural and Resource Economics. Thesis Advisor: Ms. Isariya Bunyasiri, Ph.D. 163 pages.

The main objective of this study is to analyze the impact fluctuations of exchange rates on export volume and export price of 100% Grade A and Grade B Thai Jasmine rice to major trading partners which are the United State, China and Hong Kong. The method of Ordinary Least Square (OLS) is used to estimate export quantities and export prices of Thai Jasmine rice. The GARCH (1, 1) is developed to analyze the volatility of exchange rates. The secondary data is collected using quarter data during 2002 to 2008.

The empirical results showed that the fluctuations in exchange rates have negative impacts on export prices of Jasmine Rice 100% Grade A and B. This reflects that exporters have a higher degree of responsiveness to fluctuations in exchange rate than importers. However, fluctuations in exchange rates are not statistically significant in explaining export volume of Jasmine Rice 100% Grade A and B to United State, China and Hong kong markets.

Gross domestic product is also a significant factor explaining export volumes of Jasmine rice in the United State and Hong Kong markets. The value of estimated income elasticities of demand for export is more than one representing that Jasmine rice is a luxury product in those markets. The export price of Jasmine rice 100% grade A and B in dollar is also significant in the explaining Chinese market and more flexible than a showing that the Jasmine rice market in China has a high degree of price competition.

Student's signature

Thesis Advisor's signature

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงได้ด้วยความกรุณาอย่างสูงยิ่งของประธานกรรมการที่ปรึกษาหลัก อ.ดร.อิสริยา บุญญะศิริ ที่ให้แนวคิด แนะนำให้คำปรึกษา รวมทั้งสละเวลาตรวจแก้ไขความบกพร่องของวิทยานิพนธ์ อีกทั้งได้รับแนะนำเพิ่มเติมจากกรรมการวิชาเอก อ.ดร.อภิชาติ ตะคุณเพทย์ สำหรับความช่วยเหลือต่างๆ คำแนะนำเพื่อปรับปรุงแก้ไขให้วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สมบูรณ์ที่สุด ตลอดจนเป็นต้นแบบในการทำงานให้กับผู้วิจัย

ขอกราบขอบพระคุณ คุณพ่อ คุณแม่ พี่สี่ และน้องคาปู ที่เป็นกำลังใจที่สำคัญที่สุดของผู้วิจัย และขอขอบพระคุณผู้ช่วยศาสตราจารย์วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย เป็นผู้จุดประกายให้เกิดงานวิจัยเรื่องนี้ อีกทั้งยังผลักดันให้ผู้วิจัยสามารถทำงานวิจัยเล่มนี้ให้เสร็จสมบูรณ์ยิ่งขึ้น

ขอขอบพระคุณเจ้าหน้าที่โครงการเศรษฐศาสตร์เกษตรภาคพิเศษทุกท่านที่ให้ความช่วยเหลือและอำนวยความสะดวกตลอดระยะเวลาที่ผ่านมา ขอขอบคุณพี่ๆ น้องๆ และเพื่อนๆ วิชาการไทยพาณิชย์ ที่ได้ให้ความช่วยเหลือและเป็นกำลังใจให้ผู้เขียนตลอดมา และสุดท้ายผู้วิจัยขอขอบพระคุณ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ ซึ่งเป็นสถานที่ที่ให้วิชาความรู้แก่ผู้วิจัย และทำให้ผู้วิจัยได้พบกับอาจารย์และเพื่อนที่ดี

ประโยชน์อันใดที่วิทยานิพนธ์ฉบับนี้พึงมี ขอมอบแด่คุณพ่อ คุณแม่ คณาจารย์และผู้มีพระคุณทุกท่าน หากมีข้อบกพร่องประการใด ผู้วิจัยขอน้อมรับไว้แต่เพียงผู้เดียว

จิตตวัชรภร กวีรัตน์

พฤษภาคม 2553

สารบัญ

หน้า

สารบัญตาราง	(3)
สารบัญภาพ	(13)
บทที่ 1 บทนำ	1
ความสำคัญของปัญหา	1
วัตถุประสงค์ของการศึกษา	5
ขอบเขตในการศึกษา	5
ประโยชน์ที่ได้รับจากการศึกษา	6
วิธีการศึกษา	6
บทที่ 2 เค้าโครงร่างทางทฤษฎี	8
การตรวจเอกสาร	8
กรอบแนวคิดทางทฤษฎี	20
แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา	35
บทที่ 3 สถานการณ์การส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังประเทศคู่ค้า และทิศทางของอัตราแลกเปลี่ยน	41
การผลิตและการส่งออกข้าวหอมมะลิไทย	41
ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทย ไปยังประเทศคู่ค้าตั้งแต่ปี 2545-2551	46
บทที่ 4 ผลการศึกษา	52
ผลการศึกษาทดสอบ ความนิ่ง (Stationary) ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา	52
ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration test)	60
การทดสอบความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี GARCH (p, q)	69
ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮังการี	71

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
บทที่ 5 สรุปผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ	83
สรุปผลการศึกษา	83
ข้อเสนอแนะ	87
เอกสารและสิ่งอ้างอิง	88
ภาคผนวก	91
ภาคผนวก ก ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา	92
ภาคผนวก ข ผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม Eviews	98
ประวัติการศึกษาและการทำงาน	163

สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
1.1	ปริมาณและมูลค่าของประเทศผู้นำเข้าข้าวหอมมะลิ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2544 – พ.ศ. 2549	4
3.1	สถิติการส่งออกสินค้ามาตรฐานข้าวหอมมะลิไทย ปี 2547 - 2550	42
4.1	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) กรณีประเทศสหรัฐอเมริกา	53
4.2	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่าง ครั้งที่ 1 (At first difference) กรณีประเทศสหรัฐอเมริกา	54
4.3	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่าง ครั้งที่ 2 (At second difference) กรณีประเทศสหรัฐอเมริกา	55
4.4	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) กรณีประเทศจีน	56
4.5	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่าง ครั้งที่ 1 (At first difference) กรณีประเทศจีน	57
4.6	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่าง ครั้งที่ 2 (At second difference) กรณีประเทศจีน	58
4.7	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) กรณีประเทศฮ่องกง	59

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่		หน้า
4.8	ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) กรณีประเทศฮ่องกง	60
4.9	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	61
4.10	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	62
4.11	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	63
4.12	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	63
4.13	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอม มะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีน ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	64
4.14	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีน ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	65

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่		หน้า
4.15	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีน ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	65
4.16	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีน ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	66
4.17	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกง ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	67
4.18	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออก ข้าวหอม มะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกง ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	67
4.19	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกง ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	68
4.20	ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกง ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)	69
4.21	แสดงการทดสอบความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้แบบจำลองของ GARCH (p, q)	70

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่		หน้า
4.22	แสดงปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ไปยังประเทศอเมริกา จีน และฮ่องกง	71
4.23	แสดงปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ไปยังประเทศอเมริกา จีน และฮ่องกง	74
4.24	แสดงปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ไปยังประเทศอเมริกา จีน และฮ่องกง	77
4.25	แสดงปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ไปยังประเทศอเมริกาจีน และฮ่องกง	80
ตารางผนวกที่		
1	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับข้อมูล (At level)	99
2	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับข้อมูล (At level)	100
3	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับข้อมูล (At level)	101
4	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับข้อมูล (At level)	102

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
5	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)	103
6	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)	104
7	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่ระดับข้อมูล (At level)	105
8	แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	106
9	แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	107
10	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	108
11	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	109
12	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	110
13	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่ระดับผลต่าง 2 (Second difference level)	111

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
14	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	112
15	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	113
16	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	114
17	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	115
18	แสดงผลการการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH	116
19	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	117
20	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	118
21	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	119
22	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	120
23	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับข้อมูล (At level)	121
24	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับข้อมูล (At level)	122

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
25	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับข้อมูล (At level)	123
26	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับข้อมูล (At level)	124
27	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)	125
28	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)	126
29	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ที่ระดับข้อมูล (At level)	127
30	แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	128
31	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	129
32	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	130
33	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	131

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
34	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ที่ระดับผลต่าง 2 (Second difference level)	132
35	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	133
36	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	134
37	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	135
38	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	136
39	แสดงผลการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH	137
40	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	138
41	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	139
42	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	140
43	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	141
44	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับข้อมูล (At level)	142

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่		หน้า
45	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับข้อมูล (At level)	143
46	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับข้อมูล (At level)	144
47	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับข้อมูล (At level)	145
48	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)	146
49	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับข้อมูล (At level)	147
50	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ที่ระดับข้อมูล (At level)	148
51	แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	149
52	แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	150
53	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณการส่งออก ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	151

สารบัญตาราง (ต่อ)

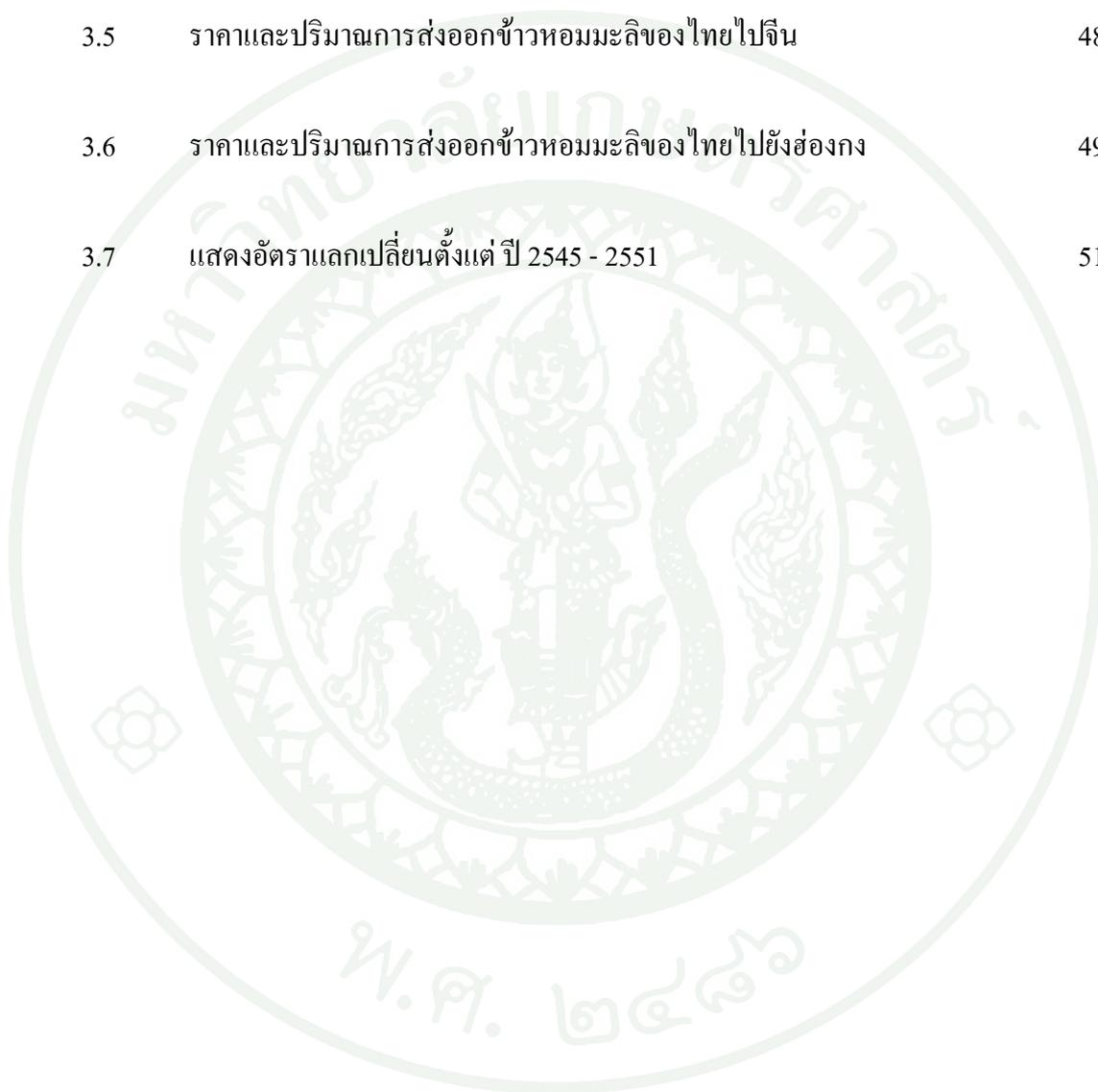
ตารางผนวกที่		หน้า
54	แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	152
55	แสดงผลการทดสอบ Unit root ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)	153
56	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	154
57	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	155
58	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	156
59	แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	157
60	แสดงผลการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH	158
61	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	159
62	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	160
63	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1	161
64	แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2	162

สารบัญภาพ

ภาพที่		หน้า
1.1	ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวขาว 5% เทียบกับอัตราแลกเปลี่ยน	2
1.2	สัดส่วนมูลค่าการส่งออกข้าวโดยรวมของไทย	3
1.3	สัดส่วนมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ	3
2.1	แบบจำลองตลาดซื้อขายสินค้าระหว่างประเทศ	23
2.2	ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ	25
2.3	ผลกระทบของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ	27
2.4	ผลกระทบของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ	27
3.1	แสดงชนิดข้าวที่ส่งออก ปี 2547 - 2550	43
3.2	แสดงตลาดส่งออกข้าว 10 อันดับ ปี 2547 - 2550 (ม.ค. - มิ.ย.)	44
3.3	แสดงราคาเฉลี่ยข้าวหอมมะลิไทย F.O.B. กรุงเทพฯ ปี 2547 - 2550 (ม.ค.-มิ.ย.)	45
3.4	ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา	47

สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่		หน้า
3.5	ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปจีน	48
3.6	ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังฮ่องกง	49
3.7	แสดงอัตราแลกเปลี่ยนตั้งแต่ ปี 2545 - 2551	51



บทที่ 1

บทนำ

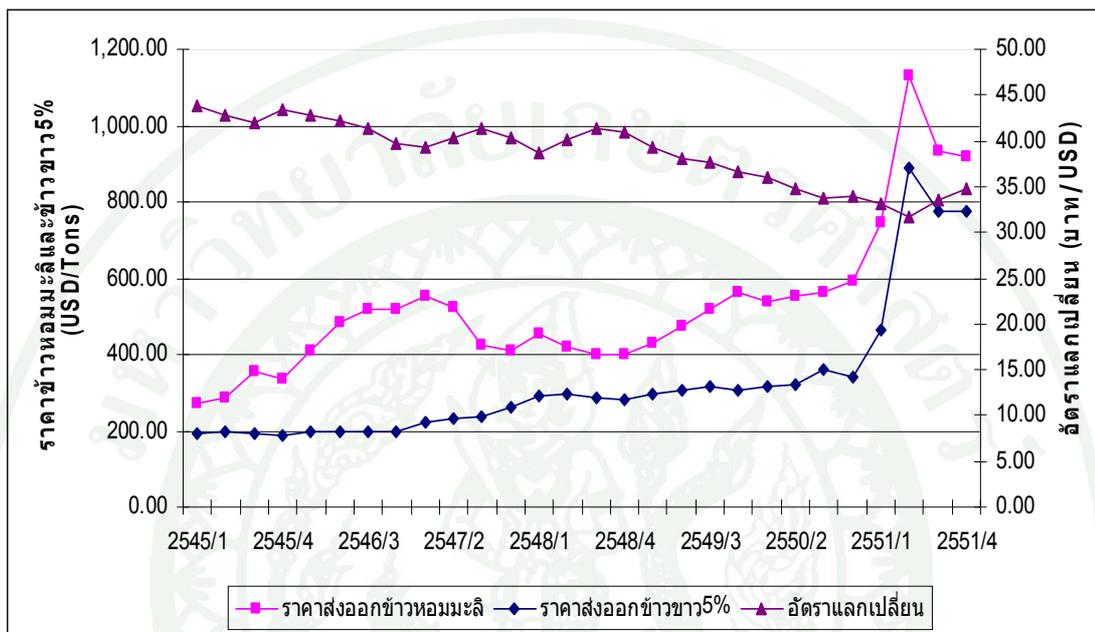
ความสำคัญของปัญหา

ข้าวเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทยและเป็นสินค้าส่งออกที่สร้างรายได้ให้กับประเทศ โดยในปี พ.ศ. 2552 ประเทศไทยส่งออกข้าวสารทั้งสิ้น 7.5 ล้านตัน สร้างรายได้ให้กับประเทศ 14,908 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ หรือ 158,857 ล้านบาท นอกจากนี้ประเทศไทยยังส่งออกข้าวเป็นอันดับหนึ่งของโลก มีส่วนแบ่งการตลาดประมาณร้อยละ 27 ของปริมาณการค้าข้าวของโลก โดยมีคู่แข่งที่สำคัญ ได้แก่ เวียดนาม สหรัฐอเมริกา และจีน ซึ่งมีส่วนแบ่งตลาดคิดเป็นร้อยละ 14 ร้อยละ 11 และร้อยละ 4 ตามลำดับ (กรมส่งเสริมการส่งออก, 2552)

อย่างไรก็ตามการส่งออกข้าวในตลาดโลก มีการแข่งขันกันอย่างรุนแรง เนื่องจากการค้าข้าวในตลาดโลกเป็นตลาดที่เบาบาง (Thin market) กล่าวคือ มีปริมาณซื้อขายเพียงเล็กน้อยเมื่อเทียบกับปริมาณการผลิต เนื่องจากการค้าข้าวของโลกในปี พ.ศ. 2552 มีทั้งสิ้น 28 ล้านตัน คิดเป็นร้อยละ 6.38 ของผลผลิตข้าวของโลกซึ่งอยู่ที่ประมาณ 439.1 ล้านตัน (กรมส่งเสริมการส่งออก, 2552) ส่งผลให้ตลาดการค้าข้าวมีความผันผวน โดยเฉพาะความผันผวนทางด้านราคา ซึ่งจะส่งผลต่อเนื้องให้ปริมาณการส่งออกข้าวมีความผันผวนด้วย

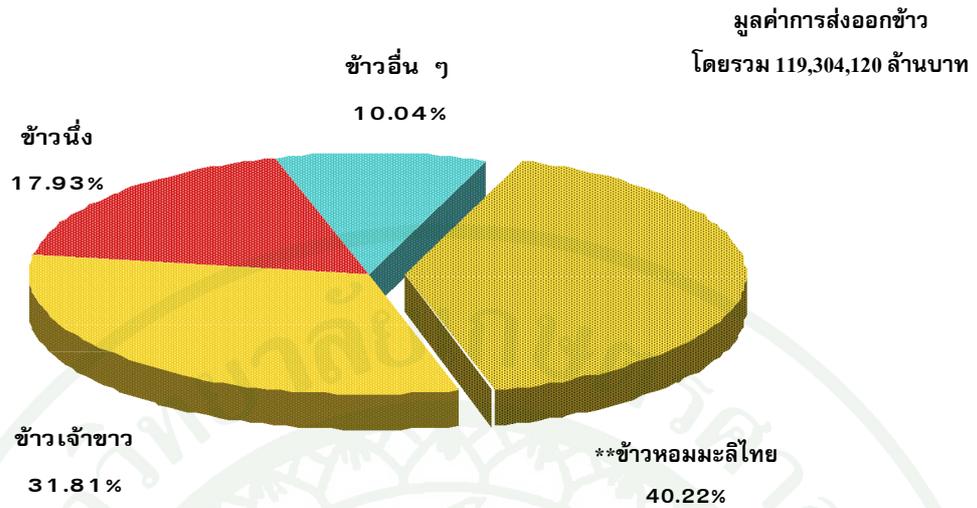
จากการที่ราคาข้าวส่งออกในตลาดข้าวโลกมีการกำหนดราคาซื้อขายในสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนจึงมีผลต่อราคาข้าวส่งออกอย่างหลีกเลี่ยงไม่ได้ ซึ่งส่งผลให้รายได้ผู้ส่งออกมีความไม่แน่นอน และส่งผลต่อปริมาณการส่งออก เมื่อพิจารณาถึงแนวโน้มการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ หลังวิกฤตเศรษฐกิจในปี พ.ศ. 2540 ที่ธนาคารแห่งประเทศไทยได้ประกาศใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวภายใต้การจัดการ (Managed floating exchanging rate system) แทนระบบตรึงค่าเงิน (Basket of currencies) ส่งผลให้ค่าเงินบาทมีแนวโน้มผันผวนมากขึ้น โดยมีการเคลื่อนไหวอยู่ในช่วงระหว่าง 34 – 45 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 – 2551 และส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวขาว 5% และราคาส่งออกข้าวหอมมะลิมีความผันผวน โดยเฉพาะในช่วงไตรมาสที่ 3 ปี 2545 ถึงไตรมาสที่ 3 ปี 2549 ที่ค่าเงินมีความผันผวนมากอยู่ในช่วง 38 – 44 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ราคาข้าวหอมมะลิส่งออกมีความ

ผันผวนสูงอยู่ในช่วง 338.25 – 554.00 ดอลลาร์สหรัฐต่อตัน ในขณะที่ราคาข้าวขาว 5% มีความผันผวนต่ำกว่าราคาข้าวหอมมะลิ ซึ่งมีการเคลื่อนไหวของราคาอยู่ในช่วง 189.33 – 314.00 ดอลลาร์สหรัฐต่อตัน

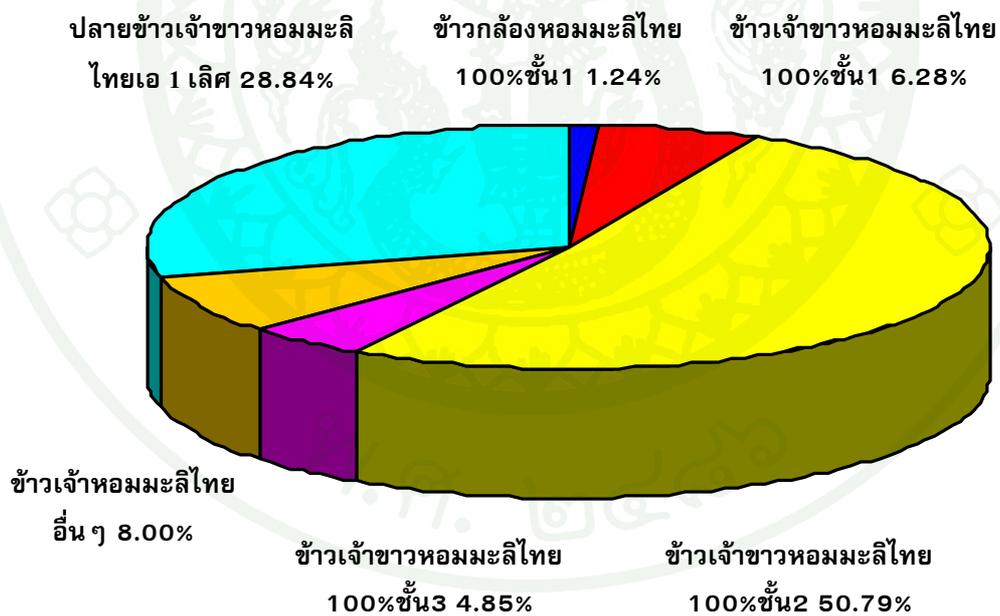


ภาพที่ 1.1 ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวขาว 5% เทียบกับอัตราแลกเปลี่ยน
ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรและธนาคารแห่งประเทศไทย (2551)

ดังนั้นจึงมีความจำเป็นที่จะต้องศึกษาผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อราคาและปริมาณการส่งออก โดยในการศึกษาครั้งนี้เลือกศึกษาข้าวหอมมะลิเนื่องจากว่าในช่วงเวลาตั้งแต่ปี 2545 – 2551 นั้น ราคาข้าวหอมมะลิมีความผันผวนมากกว่าเมื่อเทียบกับราคาข้าวขาว 5% ข้าวหอมมะลิเป็นข้าวที่มีปริมาณในการส่งออกของไทยมากที่สุด (ภาพที่ 1.2) โดยเลือกศึกษาประเทศที่มีปริมาณนำเข้าข้าวหอมมะลิ 100% 1 และ ชั้น 2 (ภาพที่ 1.3) ในปริมาณมากที่สุด 3 อันดับแรก ได้แก่ สหรัฐอเมริกา จีน และ ฮังการี (ตารางที่ 1.1)



ภาพที่ 1.2 สัดส่วนมูลค่าการส่งออกข้าวโดยรวมของไทย
ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร โดยความร่วมมือของ กรมศุลกากร (2550)



ภาพที่ 1.3 สัดส่วนมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ
ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร โดยความร่วมมือของ กรมศุลกากร (2550)

ตารางที่ 1.1 ปริมาณและมูลค่าของประเทศผู้นำเข้าข้าวหอมมะลิ ตั้งแต่ ปี พ.ศ. 2544 – พ.ศ. 2549

(ปริมาณ: กิโลกรัม)

(มูลค่า: บาท)

ประเทศผู้นำเข้า	2545		2546		2547		2548		2549	
	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า
สหรัฐอเมริกา	190,891,892	2,869,309,475	296,095,869	5,089,433,251	294,657,050	5,791,815,012	310,690,018	5,726,414,768	333,289,243	6,480,616,320
ฮ่องกง	173,034,887	2,690,526,671	238,580,930	4,375,190,911	197,404,086	3,926,968,355	201,382,445	3,770,519,331	217,516,673	4,035,618,111
ไต้หวัน	118,619,780	901,313,860	185,870,850	1,415,119,896	159,054,157	1,662,829,040	95,617,282	1,069,192,174	343,000,181	3,592,923,056
สิงคโปร์	99,686,256	1,453,644,141	146,719,027	2,554,209,242	128,685,908	2,446,374,032	120,895,937	2,150,060,148	126,960,522	2,351,524,862
สาธารณรัฐประชาชนจีน	281,796,492	3,974,507,239	211,418,945	3,619,902,131	227,372,023	4,033,362,104	270,816,805	4,692,061,262	309,186,199	5,427,939,461
แคนาดา	34,819,772	566,195,458	49,715,778	993,616,894	58,874,080	1,201,221,784	58,731,436	1,101,150,814	63,564,241	1,247,588,212
เนเธอร์แลนด์	23,304,189	312,393,500	31,963,695	619,834,539	31,581,774	575,742,627	31,133,776	513,957,527	29,906,490	548,254,151
ออสเตรเลีย	23,477,494	357,116,627	37,185,975	711,310,424	41,623,190	811,213,855	53,101,323	1,003,254,874	52,106,010	1,024,192,567
ฝรั่งเศส	40,735,602	569,496,001	54,139,582	942,863,022	52,258,154	1,007,916,347	56,311,640	928,604,021	53,816,367	941,383,085
สวีเดน	5,095,870	94,937,611	6,442,490	151,280,497	7,166,751	165,965,661	7,437,176	143,207,034	8,918,656	175,530,575
อื่นๆ	140,601,387	1,729,743,866	219,499,353	3,015,264,146	223,366,933	3,329,463,030.00	267,278,996	3,699,944,808	210,928,205	3,308,976,544
รวม	1,492,995,036	19,038,616,677	2,202,796,674	31,304,747,310	2,259,832,339	35,555,040,499	2,311,071,102	34,904,351,811	2,599,290,099	40,341,862,807

ที่มา: กรมการค้าต่างประเทศ (2550)

วัตถุประสงค์ของการศึกษา

1. เพื่อศึกษาสถานการณ์ทั่วไปของการส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังประเทศคู่ค้าที่สำคัญของไทย
2. เพื่อศึกษาผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกของข้าวหอมมะลิ

ขอบเขตในการศึกษา

การศึกษานี้ จะทำการศึกษาภาวะการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังประเทศผู้นำเข้า และวิเคราะห์ถึงความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อปริมาณการส่งออกและราคาส่งออกของข้าวหอมมะลิ ใช้ข้อมูลทศนิยมเป็นรายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2545 – 2551 เนื่องจากข้าวหอมมะลิไทยได้มีการแยกรหัสสินค้าและกระทรวงพาณิชย์กำหนดให้ข้าวหอมมะลิเป็นสินค้ามาตรฐานตั้งแต่วันที่ 1 เมษายน 2545 สำหรับการวิเคราะห์ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ ใช้ราคาส่งออก ณ ตลาด F.O.B. เนื่องจากเป็นราคาที่ซื้อขายกันในตลาดโลก และปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ จะพิจารณาจากปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1 และชั้น 2 ไปยังประเทศคู่ค้าสำคัญ เนื่องจากเป็นประเภทข้าวหอมมะลิที่ประเทศไทยส่งออกมากที่สุด โดยมีขอบเขตการกำหนดรหัสสินค้า HS CODE ดังนี้

1. ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1 กำหนดให้ ตั้งแต่ปี 2545- 2549 HS CODE 1006300110 และตั้งแต่ปี 2550 เป็นต้นไป กำหนดรหัส HS CODE ข้าวหอมมะลิชั้น 1 คือ 10063015001
2. ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 2 กำหนดให้ ตั้งแต่ปี 2545 – 2549 HS CODE 1006300111 และตั้งแต่ปี 2550 เป็นต้นไป กำหนดรหัส HS CODE ข้าวหอมมะลิชั้น 2 คือ 10063015002

การศึกษผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อปริมาณและราคาส่งออก จะพิจารณาเป็นรายประเทศคู่ค้าสำคัญที่นำเข้าข้าวหอมมะลิจากประเทศไทย ได้แก่ ประเทศจีน สหรัฐอเมริกา และฮ่องกง เนื่องจากทั้ง 3 ประเทศเป็นประเทศที่มีการนำเข้าข้าวหอมมะลิจากประเทศไทยมากที่สุด 3 อันดับแรก

ประโยชน์ที่ได้รับจากการศึกษา

การศึกษาผลกระทบความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อปริมาณและราคาส่งออกของข้าว จะทำให้ทราบขนาดผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าว ในรายประเทศผู้นำเข้าสำคัญ เพื่อใช้ในการวางแผนกำหนดกลยุทธ์การส่งออกข้าว เพื่อรองรับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

วิธีการศึกษา

การเก็บรวบรวมข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาค้างนี้ เป็นข้อมูลทุติยภูมิ แบบอนุกรมเวลารายไตรมาส ในช่วงปี 2545 – 2551 ซึ่งสามารถหาข้อมูลได้จากเอกสาร งานวิจัย และสถิติต่าง ๆ ที่เกี่ยวข้อง จากหน่วยงานราชการและองค์กรต่าง ๆ เช่น สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กรมค้าข้าว กรมการค้าต่างประเทศ กรมเศรษฐกิจการพาณิชย์ กรมส่งเสริมการส่งออก กรมการค้าภายใน และสมาคมผู้ส่งข้าวออกต่างประเทศ

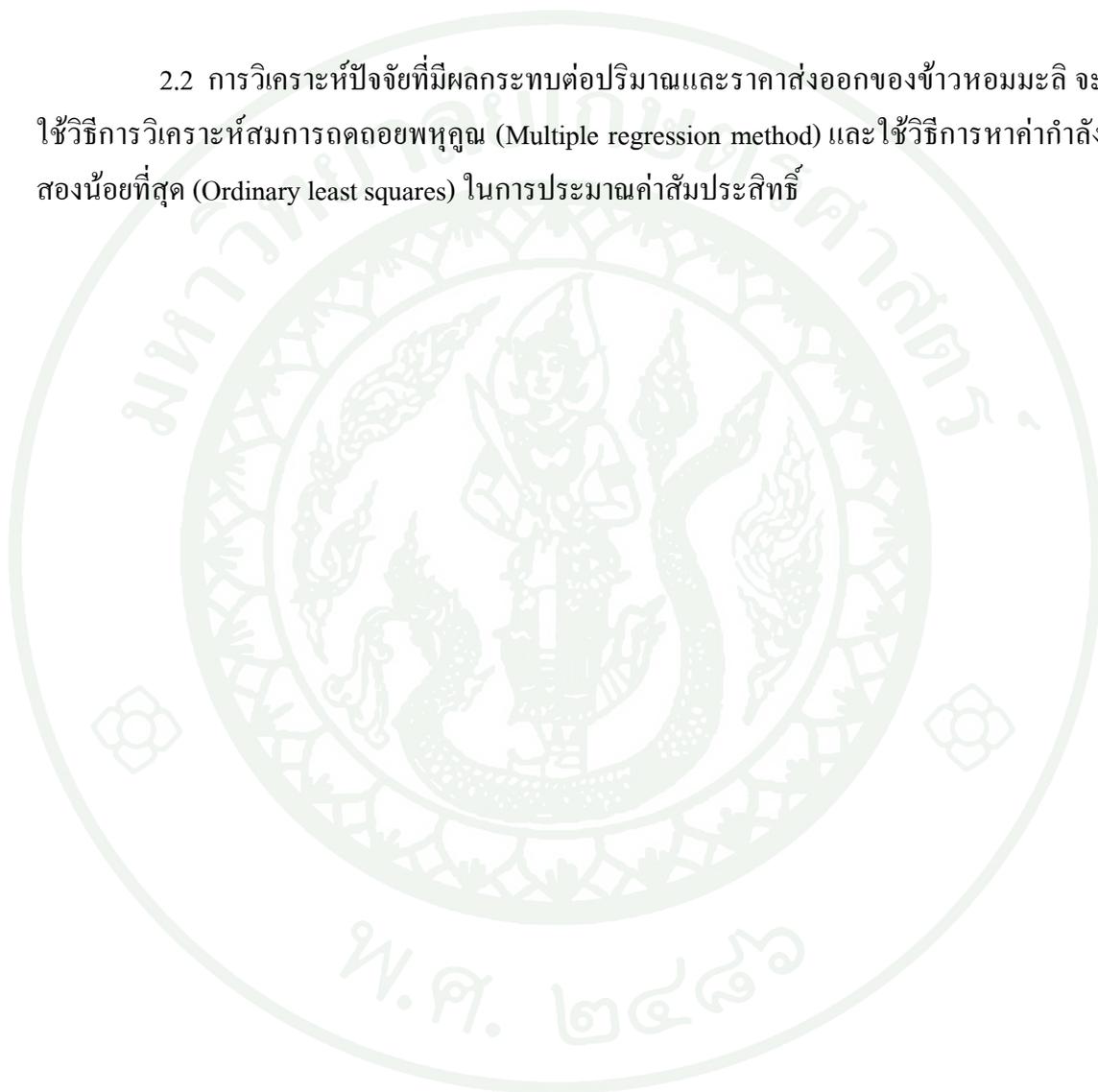
การวิเคราะห์ข้อมูล

1. การวิเคราะห์เชิงพรรณนา (Descriptive analysis) เป็นการวิเคราะห์สถานะการส่งออก เพื่อให้ทราบถึงสถานการณ์ปริมาณการและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิของประเทศไทยไปยังประเทศคู่ค้า ได้แก่ จีน สหรัฐอเมริกา และฮ่องกง โดยอาศัยข้อมูลจากหน่วยงานต่าง ๆ ที่เกี่ยวข้อง เพื่อประกอบคำอธิบาย

2. การวิเคราะห์เชิงปริมาณ (Quantitative analysis) แบ่งการวิเคราะห์เป็น 2 เรื่อง ได้แก่

2.1 การวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ใช้แบบจำลอง GARCH ในการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

2.2 การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อปริมาณและราคาส่งออกของข้าวหอมมะลิ จะใช้วิธีการวิเคราะห์สมการถดถอยพหุคูณ (Multiple regression method) และใช้วิธีการหาค่ากำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least squares) ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์



บทที่ 2

เค้าโครงร่างทางทฤษฎี

เนื้อหาในบทนี้ประกอบไปด้วย 2 ส่วน คือ ในส่วนแรกจะเป็นการตรวจเอกสารของการศึกษาวิจัยที่มีผู้ทำไว้เพื่อให้เห็นภาพถึงองค์ความรู้และประเด็นการศึกษาที่ได้จัดทำมา ในส่วนที่ 2 เป็นการอธิบายถึงกรอบแนวความคิดทางทฤษฎีอุปสงค์ ทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศ และแบบใช้จำลอง GARCH เพื่ออธิบายถึงความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

การตรวจเอกสาร

การตรวจเอกสารงานวิจัยที่ผ่านมาสามารถจำแนกผลการศึกษาออกเป็น 4 ส่วน ส่วนแรกเป็นงานศึกษาที่เกี่ยวกับผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยน ส่วนที่สองเป็นงานศึกษาที่เกี่ยวข้องกับการศึกษาผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการส่งออก ส่วนที่สามเป็นงานศึกษาที่เกี่ยวข้องกับปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อการส่งออกข้าวของประเทศไทยไปยังประเทศคู่ค้า และส่วนที่สี่เป็นการตรวจเอกสารเกี่ยวกับการวิเคราะห์ข้อมูลทางเศรษฐมิติ โดยใช้แบบจำลอง GARCH งานศึกษาเกี่ยวกับการศึกษาทางด้านอัตราแลกเปลี่ยน

จากการตรวจเอกสารที่ผ่านมาได้มีผู้ศึกษาไว้ คือ จักรี สกุลบงกช ศักดิ์สินธุ์ ชาญสุนทร และ ชุตยารัตน์ เต็ดขาด พบว่า จักรี สกุลบงกช (2544) ได้ทำการศึกษาผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนต่อราคาส่งออกสินค้าอุตสาหกรรมของไทย ภาคการส่งออกสินค้าอุตสาหกรรมของไทย มีความสำคัญอย่างยิ่งในการสร้างรายได้ให้กับประเทศ เนื่องจากอัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยสำคัญที่ทำให้ราคาสินค้าส่งออกมีการเปลี่ยนแปลง โดยมีทฤษฎีกล่าวไว้ว่าเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนมีค่าอ่อนลงจะทำให้ดุลการค้าดีขึ้นอันเป็นผลมาจากราคาสินค้าส่งออกที่ลดลงในสายตาของชาวต่างประเทศ แต่อย่างไรก็ตามผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อราคาสินค้าส่งออกอาจไม่เป็นไปตามทฤษฎีดังกล่าว โดยเฉพาะอย่างยิ่งเมื่อแยกพิจารณาสินค้าต่างชนิดกัน และประเทศคู่ค้าที่แตกต่างกัน การศึกษาในครั้งนี้ได้พิจารณาสินค้าอุตสาหกรรมของไทย 3 รายการ อันประกอบไปด้วย อุตสาหกรรมยานพาหนะ อุตสาหกรรมคอมพิวเตอร์ และอุตสาหกรรมแผงวงจรไฟฟ้า โดยแยกพิจารณา

ผลกระทบที่มีต่อประเทศคู่ค้าที่สำคัญ 5 ประเทศ ในแต่ละอุตสาหกรรม ใช้วิธีการคำนวณเป็นรายเดือนเริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2539 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2543 ทำการทดสอบผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อราคาสินค้าส่งออกด้วยวิธี Chow test

ผลการศึกษา พบว่า ราคาสินค้าส่งออกในอุตสาหกรรมยานพาหนะไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา ออสเตรเลีย เบลเยียม และโปรตุเกส ได้รับผลการส่งผ่านจากอัตราแลกเปลี่ยนอย่างสมบูรณ์ กล่าวคือเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนเปลี่ยนแปลงไป ราคาสินค้าส่งออกในสกุลเงินบาทจะคงที่ทำให้ราคาสินค้าส่งออกในสกุลเงินตราต่างประเทศมีราคาตกลงหรือเพิ่มขึ้นเท่ากับการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยน ยกเว้นประเทศญี่ปุ่นที่ราคาสินค้าส่งออกไม่ได้รับผลการส่งผ่านจากอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ราคาสินค้าส่งออกในรูปสกุลเงินเยนไม่มีการเปลี่ยนแปลงในอุตสาหกรรมคอมพิวเตอร์ การส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา สิงคโปร์ ได้รับผลการส่งผ่านจากอัตราแลกเปลี่ยนอย่างสมบูรณ์ แต่การส่งออกไปยังประเทศญี่ปุ่น เนเธอร์แลนด์ และมาเลเซียกลับไม่ได้รับผลการส่งผ่านจากอัตราแลกเปลี่ยน สำหรับอุตสาหกรรมแผงวงจรไฟฟ้า การส่งออกไปยังสหรัฐอเมริกา เนเธอร์แลนด์ สิงคโปร์ และ ญี่ปุ่น ได้รับผลการส่งผ่านจากอัตราแลกเปลี่ยนอย่างสมบูรณ์ ยกเว้นการส่งออกไปยังประเทศไต้หวันที่ราคาสินค้าส่งออกไม่ได้รับผลการส่งผ่านจากอัตราแลกเปลี่ยน จากผลการศึกษาจะเห็นได้ว่า การเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยนอาจมีใช้ปัจจัยในการเพิ่มศักยภาพการแข่งขันในด้านราคาส่งออกสินค้า ทั้งนี้เนื่องจากผลของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อราคาสินค้าส่งออกในแต่ละอุตสาหกรรมและแต่ละตลาดจะแตกต่างกันไป การอ่อนค่าของอัตราแลกเปลี่ยนจึงอาจไม่เป็นประโยชน์ต่อการส่งเสริมสินค้าส่งออกเสมอไป

ต่อมาได้มีการศึกษาของ ศักดิ์สินธุ์ ชาญสุนทร (2545) ได้ทำการศึกษาผลกระทบจากอัตราแลกเปลี่ยนไทยและประเทศคู่แข่งต่อมูลค่าสินค้าส่งออกไทยสู่ประเทศสหรัฐอเมริกา โดยมูลค่าสินค้าส่งออกนี้ได้แยกพิจารณาตามกลุ่มสินค้าส่งออกที่สำคัญของไทย 8 กลุ่มสินค้า ได้แก่ กลุ่มปลาและอาหารทะเล กลุ่มอาหารปรุงแต่ง กลุ่มยางพาราและผลิตภัณฑ์ กลุ่มเครื่องหนัง กลุ่มรองเท้าและชิ้นส่วน กลุ่มอัญมณีและเครื่องประดับ กลุ่มเครื่องจักร กลุ่มเครื่องใช้ไฟฟ้า จากนั้นมาทำการคำนวณดัชนีค่าเงินที่แท้จริง: Real effective exchange rate (ดัชนีค่าเงินบาทไทย) โดยคำนวณจากค่าเงินบาทเทียบกับค่าเฉลี่ยของค่าเงินประเทศคู่แข่งที่สำคัญของไทยถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนการค้าโดยทำการคำนวณใช้เดือนมิถุนายน 2540 เป็นปีฐาน จากนั้นนำมาวิเคราะห์ร่วมกับดัชนีราคาส่งออก (มิถุนายน 2540 เป็นปีฐาน) และรายได้ประชาชาติของสหรัฐอเมริกา

โดยการศึกษานี้ได้แบ่งแบบจำลองออกเป็น 3 ส่วน แบบจำลองที่ 1 คือ ศึกษาผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกของดัชนีค่าเงินที่แท้จริง ดัชนีราคาส่งออก และรายได้ประชาชาติ แบบจำลองที่ 2 คือ ศึกษาผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงของดัชนีค่าเงินที่แท้จริง ดัชนีราคาส่งออก และรายได้ประชาชาติ แบบจำลองที่ 3 คือ ศึกษาผลกระทบต่อส่วนแบ่งตลาดสินค้าของดัชนีค่าเงินที่แท้จริง ดัชนีราคา และรายได้ประชาชาติ ซึ่งศึกษาความสัมพันธ์ดังกล่าวนี้ในรูปแบบของสมการถดถอย โดยทำการศึกษาเป็นรายเดือนตั้งแต่เดือนมิถุนาคม 2540 ถึงเดือนธันวาคม 2542 ผลการศึกษาพบว่าดัชนีค่าเงินบาทไทย ดัชนีราคาส่งออก และรายได้ประชาชาติสหรัฐอเมริกา มีความสัมพันธ์ต่อมูลค่าการส่งออก มูลค่าการส่งออกที่แท้จริง และสัดส่วนแบ่งตลาดที่ระดับความสัมพันธ์แตกต่างกันตามรายกลุ่มสินค้า แต่ผลของความสัมพันธ์ต่อมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงจะมีค่าสูงสุดในทุกกลุ่มสินค้า ซึ่งสะท้อนถึงอำนาจต่อรองทางการค้าที่สูงกว่าของประเทศสหรัฐอเมริกา นอกจากนี้ยังพบว่าอัตราแลกเปลี่ยนเป็นเพียงปัจจัยหนึ่งเท่านั้นที่มีส่วนกำหนดมูลค่าการส่งออกสินค้าไทยไปยังต่างประเทศ ซึ่งในความเป็นจริงแล้วยังมีปัจจัยอื่น ๆ อีกมากมายที่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกสินค้าไทยไปยังต่างประเทศ โดยขึ้นอยู่กับแต่ละชนิดของสินค้า เพราะการศึกษาพบว่าค่าความยืดหยุ่นของดัชนีค่าเงินบาทมีค่าต่ำ นั้นหมายถึงปริมาณส่งออกที่เพิ่มขึ้นจากการลดค่าเงินบาทไม่อาจทำให้รายได้รวมในรูปเงินดอลลาร์สหรัฐฯ มีมูลค่าเพิ่มขึ้น ขณะเดียวกันการแข็งค่าของเงินบาทก็ไม่ได้ทำให้รายได้รวมในรูปเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ปรับตัวลดลงเช่นกัน ส่วนดัชนีราคาก็เป็นอีกตัวแปรหนึ่งที่ทำให้ค่าความยืดหยุ่นต่ำ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเพิ่มหรือลดราคาสินค้าจะไม่ส่งผลกระทบต่อรายได้รวมในรูปดอลลาร์สหรัฐฯ มากนัก ในขณะที่ค่าความยืดหยุ่นของรายได้ประชาชาติของสหรัฐอเมริกามีค่าสูง นั้นหมายถึงผลการเปลี่ยนแปลงรายได้เฉลี่ยของประชากรของสหรัฐอเมริกาจะส่งผลต่อมูลค่าการส่งออกของไทยมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีค่าเงินบาทไทยด้านสัดส่วนแบ่งตลาดนั้น แม้ว่าจะให้ความยืดหยุ่นมากแต่ก็เฉพาะในสินค้าบางกลุ่มเท่านั้น สรุปแล้วพบว่าปัจจัยที่กระทบต่อมูลค่าการส่งออกสินค้าไทยไปยังสหรัฐฯ มากที่สุดก็คือ รายได้เฉลี่ยของประชากรภายในประเทศสหรัฐอเมริกา ดังนั้นการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของรายได้เฉลี่ยสหรัฐฯ จึงเป็นส่วนสำคัญที่ส่งผลต่อรายได้รวมในรูปเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ที่ไทยจะได้รับ เพราะฉะนั้นการเพิ่มมูลค่าการส่งออกสินค้าไทยไม่ควรอาศัยการอ่อนค่าของเงินบาทเพียงอย่างเดียว แต่ต้องหาวิธีเพิ่มมูลค่าและศักยภาพด้านอื่นๆ ด้วย

ต่อมาได้มีการศึกษาของ ชุตยารัตน์ เต็ดขาด (2546) วิเคราะห์ผลกระทบของการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อระดับราคาและผลผลิตของประเทศไทย โดยนำวิธี Cointegration and Error correction ของ Johansen และ Juselius มาประยุกต์กับแบบจำลอง Vector

autoregression (VAR) จากนั้นก็ทำการทดสอบระดับความเชื่อมั่นของตัวแปรอิสระที่มีผลกระทบต่อตัวแปรตามด้วยวิธี Ordinary least squares (OLS) โดยการวิจัยนี้จะนำตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาคมาใช้ในการประกอบการศึกษาด้วย อันได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน ระดับราคา (CPI) ผลผลิตอุตสาหกรรม (Industrial production) ปริมาณเงินในประเทศ อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ และปริมาณเงินต่างประเทศ โดยการวิจัยนี้มีแบบจำลอง 2 แบบจำลองด้วยกัน คือ 1) แบบจำลองระดับราคาของประเทศไทย ซึ่งจะศึกษาผลกระทบต่อระดับราคา (CPI) ของผลผลิตในภาคอุตสาหกรรม (Industrial production), อัตราแลกเปลี่ยน, ปริมาณเงินภายในประเทศ, ปริมาณเงินของสหรัฐอเมริกา (ปริมาณเงินต่างประเทศ) และอัตราดอกเบี้ยพันธบัตรรัฐบาลของสหรัฐอเมริกา (อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ) 2) แบบจำลองผลผลิตของประเทศไทย ซึ่งจะศึกษาผลกระทบต่อผลผลิตในภาคอุตสาหกรรม (Industrial production) ของระดับราคา (CPI), อัตราแลกเปลี่ยน, ปริมาณเงินภายในประเทศ, ปริมาณเงินของสหรัฐอเมริกา (ปริมาณเงินต่างประเทศ) และอัตราดอกเบี้ยพันธบัตรรัฐบาลของสหรัฐอเมริกา (อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ) โดยข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาจะเป็นข้อมูลรายเดือน ช่วงเดือนมกราคม พ.ศ 2531 ถึงเดือนกันยายน พ.ศ 2544

ผลการศึกษาแบบจำลองระดับราคาและแบบจำลองผลผลิต พบว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน ระดับราคา ผลผลิต ปริมาณเงินในประเทศ อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ และปริมาณเงินในต่างประเทศมีความสัมพันธ์ระยะยาวกันอย่างมีนัยสำคัญ และแบบจำลองทั้งสองมีการปรับตัวระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวซึ่งจะสามารถพยากรณ์ได้ใกล้เคียงกับค่าจริง และเมื่อนำไปพิจารณา ร่วมกับผลการศึกษาของวิธีกำลังสองน้อยที่สุดอย่างง่าย (Ordinary least squares: OLS) พบว่าในแบบจำลองระดับราคา ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน ผลผลิต ปริมาณเงินในประเทศ ปริมาณเงินต่างประเทศ ไม่มีอิทธิพลต่อระดับราคา ส่วนในแบบจำลองผลผลิตตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อผลผลิตได้แก่ ระดับราคา และปริมาณเงินในประเทศเท่านั้น

ประโยชน์ที่ได้จากการตรวจเอกสารเกี่ยวกับผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ทราบว่าอัตราแลกเปลี่ยนมีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกสินค้าในแต่ละประเภทที่แตกต่างกัน

งานศึกษาที่เกี่ยวข้องกับการศึกษาผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการส่งออก

จากการตรวจเอกสารที่ผ่านมาได้มีผู้ศึกษาไว้ คือ ชูเกียรติ ชัยบุญศรี สุกัญญา เชมภูโชติรส และ ณงคราญ สหัสกุล พบว่า ชูเกียรติ ชัยบุญศรี (2542) ได้ทำการศึกษาเรื่องผลกระทบของอัตรา

แลกเปลี่ยนที่มีต่อการส่งออกสินค้าเกษตรของประเทศไทย การศึกษาครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ว่าขนาดความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินตราต่างประเทศมีผลกระทบต่อ การส่งออกสินค้าเกษตรที่สำคัญของประเทศไทยอย่างไร และวิเคราะห์ปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อ การส่งออกสินค้าเกษตรของประเทศไทย ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลทุติยภูมิเป็นรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 2535 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี 2539 โดยใช้แบบจำลองตามแนวคิดของ Daniel H. Pick ซึ่งเป็นไปตาม กรอบแนวคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวกับดุลยภาพของปริมาณการส่งออกของประเทศผู้ส่งออกและ ปริมาณการนำเข้าของประเทศผู้นำเข้า

ผลการศึกษาพบว่า การเพิ่มขึ้นของขนาดความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินดอลลาร์ต่อ เงินบาทมีผลทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวและยางพาราของไทยส่งไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา ลดลง แต่ไม่มีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกกุ้งของไทยไปสหรัฐอเมริกา ส่วนประเทศญี่ปุ่นการ เพิ่มขึ้นของความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินเยนต่อเงินบาท มีผลทำให้ประเทศญี่ปุ่นนำเข้าข้าว และกุ้งลดลงแต่ปริมาณการส่งออกยางพาราของไทยไม่ได้รับผลกระทบจากความเสี่ยงของอัตรา แลกเปลี่ยนเงินเยนต่อเงินบาทนอกจากนั้นผลการศึกษาแสดงให้เห็นถึงปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อ การส่งออกข้าวยางพารา และกุ้งของไทย ซึ่งพบว่าราคาส่งออกของสินค้าเหล่านี้จากประเทศไทยมี อิทธิพลมากที่สุดต่อการส่งออกสินค้าทั้งสามชนิด โดยที่ เมื่อราคาส่งออกข้าว ยางพารา และกุ้ง เพิ่มขึ้นมีผลทำให้ประเทศสหรัฐอเมริกานำเข้าสินค้าเหล่านี้ลดลง ส่วนประเทศญี่ปุ่นนั้นพบว่า เมื่อราคาส่งออกข้าวและกุ้งเพิ่มขึ้นมีผลทำให้ประเทศญี่ปุ่นนำเข้าข้าวและกุ้งลดลง ส่วนสินค้า ยางพารานั้นพบว่าเมื่อราคาส่งออกยางพาราเพิ่มขึ้นกลับทำให้ประเทศญี่ปุ่นนำเข้ายางพาราจาก ประเทศไทยเพิ่มสูงขึ้น ทั้งนี้อาจจะเนื่องมาจากว่าประเทศญี่ปุ่นผลิตยางพาราเองไม่ได้ต้องนำเข้า จากประเทศไทยดังนั้นแม้ว่าราคายางพาราส่งออกจากประเทศไทยจะเพิ่มสูงขึ้น ประเทศญี่ปุ่นก็ ยังคงนำเข้ายางพาราจากประเทศไทยเพิ่มสูงขึ้น ปัจจัยอีกประการหนึ่งที่มีผลต่อการส่งออกสินค้า เกษตรของไทยคือต้นทุนในการผลิตสินค้าที่ใช้สินค้าเกษตรนำเข้าจากประเทศไทยเป็นวัตถุดิบที่ใช้ ในการผลิต ผลการศึกษาพบว่าในประเทศสหรัฐอเมริกา เมื่อต้นทุนชนิดนี้เพิ่มสูงขึ้นการนำเข้า สินค้ากุ้งจากประเทศไทยจะเพิ่มขึ้น และในประเทศญี่ปุ่นการนำเข้าสินค้าข้าวจะเพิ่มขึ้นแต่การ นำเข้ายางพาราจะลดลง สำหรับรายได้ประชาชาติของประเทศสหรัฐอเมริกาและประเทศญี่ปุ่น พบว่า ปัจจัยตัวนี้ไม่มีอิทธิพลต่อการส่งออกสินค้าเกษตรจากประเทศไทย

ต่อมาได้มีการศึกษาของ สุภัญญา เศรษฐโชติรส (2545) ทำการศึกษาถึงความผันผวนของ อัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อการส่งออกของประเทศไทยไปยังประเทศคู่ค้า ได้แก่ สหรัฐอเมริกา อังกฤษ

เยอรมนี ญี่ปุ่น และ สิงคโปร์ ข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์ประกอบไปด้วย ปริมาณการส่งออกของไทย ไปยังประเทศคู่ค้าดังกล่าวข้างต้น ดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภคของประเทศไทย มูลค่าการนำเข้าต่อ หน่วยของประเทศคู่ค้า การเชื่อมค่าของเงินบาทซึ่งได้จากการคำนวณ โดยใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่สามของปี พ.ศ.2534 ถึง ไตรมาสที่สี่ของปี พ.ศ. 2543 ด้วยเทคนิควิธี Cointegration and error correction model

การทดสอบความมีเสถียรภาพของตัวแปรใช้วิธีการ Cointegration เพื่อจับผลของข้อมูลที่มีความสัมพันธ์กันในลักษณะของเงื่อนไขของเวลา และทำการทดสอบตัวแปรที่เกิด Cointegration ด้วยวิธี Error correction model (ECM) เพื่อดูความสัมพันธ์ของตัวแปรที่นำมาวิเคราะห์ ผลการศึกษาในระยะยาวพบว่า ความสัมพันธ์ของราคาเทียบกับปริมาณการส่งออกของไทยไปยังประเทศสิงคโปร์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนในกรณีประเทศอื่นๆจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันซึ่งตรงข้ามกับสมมติฐาน เนื่องจากสินค้าส่งออกของไทยส่วนใหญ่เป็นสินค้าเกษตรซึ่งเป็นที่ต้องการของประเทศกลุ่มอุตสาหกรรม แม้ว่าประเทศเหล่านั้นจะผลิตได้บ้างแต่ก็ไม่เพียงพอต่อการบริโภคในประเทศจึงมีความจำเป็นต้องนำเข้า ส่วนความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกในทิศทางตรงกันข้าม ได้แก่ อเมริกา และ ญี่ปุ่น และมีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกในทางเดียวกัน ได้แก่ อังกฤษ สิงคโปร์ และ เยอรมนี แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ เนื่องจากในการศึกษานี้ไม่ได้แยกช่วงการศึกษาก่อนและหลังการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ดังนั้นจึงเป็นข้อจำกัดในการอธิบายผลของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการศึกษาในระยะสั้นพบว่า ราคามีผลต่อปริมาณการส่งออกในทิศทางตรงกันข้ามซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานและมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ เยอรมนี กรณีประเทศอื่นๆ นั้นราคามีผลต่อปริมาณการส่งออกทั้งในทิศทางเดียวกันและทิศทางตรงกันข้ามแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีเพียงกรณีประเทศสิงคโปร์เท่านั้นที่ความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกในทิศทางเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และกรณีประเทศอื่นๆนั้นความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนส่งผลต่อปริมาณการส่งออกทั้งในทิศทางเดียวกันและทิศทางตรงกันข้ามแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และเมื่อพิจารณาถึงความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว พบว่าหลังจากที่ปริมาณการส่งออกของไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา อังกฤษ เยอรมนี และสิงคโปร์ เบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาว 1 หน่วย ปริมาณการส่งออกจะสามารถปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวอีกครั้งร้อยละ 5.35 41.27 22.20 51.18 และ 49.06 ตามลำดับ

ต่อมาได้มีการศึกษาของ ณงคราญ สหสกุล (2547) ได้ศึกษาการวิเคราะห์ผลกระทบจากความผันผวนของค่าเงินบาทที่มีต่อการส่งออกกุ้งแช่แข็งของประเทศไทย: 2540 – 2546 การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบจากความผันผวนของค่าเงินบาทที่มีต่อการส่งออกกุ้งแช่แข็งของประเทศไทยในช่วงเวลาปี พ.ศ. 2540 ถึง พ.ศ. 2546 โดยนำวิธีทดสอบ Cointegration ของ Engle และ Grangle (1987) มาประยุกต์ใช้ในการทดสอบ โดยนำตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาคมาใช้ประกอบการศึกษา อันได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน ดัชนีอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ดัชนีการผลิตของภาคอุตสาหกรรม รายได้ที่แท้จริง ปริมาณการส่งออก และมูลค่าการส่งออก จากการศึกษาแบบจำลองปริมาณการส่งออก และแบบจำลองมูลค่าการส่งออกกุ้งแช่แข็งของประเทศไทย พบว่าตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน ดัชนีอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง และปริมาณการส่งออกกุ้งในอดีต มูลค่าการส่งออกกุ้งในอดีต รายได้ที่แท้จริงของสหรัฐอเมริกา ความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์ระยะยาวกันอย่างมีนัยสำคัญ เมื่อนำแบบจำลองทั้งสองไปพิจารณาพร้อมกับผลการศึกษาของวิธีกำลังสองอย่างง่าย (Ordinary least square: OLS) พบว่า แบบจำลองปริมาณการส่งออกกุ้ง ตัวแปรรายได้ที่แท้จริงของสหรัฐอเมริกา ดัชนีการผลิตของภาคอุตสาหกรรม ความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยน ไม่มีอิทธิพลต่อปริมาณการส่งออกกุ้งแช่แข็งของประเทศไทย ส่วนแบบจำลองมูลค่าการส่งออกกุ้งแช่แข็งของประเทศไทย มีเพียงมูลค่าการส่งออกกุ้งในอดีตเท่านั้นที่มีอิทธิพลต่อมูลค่าการส่งออกกุ้งของไทย

ประโยชน์ที่ได้จากการตรวจเอกสารเกี่ยวกับผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ทราบว่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกในทิศทางเดียวกันและทิศทางตรงกันข้าม

การศึกษาที่เกี่ยวกับการส่งออกข้าวของไทยไปยังประเทศคู่ค้า

จากการตรวจเอกสารที่ผ่านมามีผู้ศึกษาไว้ คือ ชนัญฐา อยู่เสนาสน์ และ ผาณิต ชัยรุ่งโรจน์ปัญญา พบว่า ชนัญฐา อยู่เสนาสน์ (2539) ได้ศึกษาการวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อราคาส่งออกข้าวไทย โดยอาศัยแบบจำลองสมการโครงสร้างที่ประกอบด้วย สมการอุปสงค์การส่งออกข้าวไทย และสมการอุปทานการส่งออกข้าวไทย ซึ่งนำไปสู่ดุลยภาพตลาดที่เกิดขึ้น ณ ระดับที่อุปสงค์การส่งออกเท่ากับอุปทานการส่งออก และหลังจากนั้นได้สร้างสมการลดรูป (Reduced form) ของสมการราคาส่งออกที่มีการรวบรวมปัจจัยที่กำหนดอุปสงค์และอุปทานการส่งออก ในการศึกษาได้ใช้ข้อมูลในช่วงปี พ.ศ. 2518 – 2537 โดยแยกพิจารณาข้อมูลที่แตกต่างกันตาม

มาตรฐานข้าวส่งออกที่สำคัญของไทยได้แก่ ข้าวขาว 100% ชั้น 2 ข้าวขาว 5% ข้าวขาว 10% ข้าวขาว 25% ข้าวหนึ่ง 5% ข้าวเหนียว 10% และปลายข้าวแคว้นเลิศ การประมาณสมการอุปสงค์การส่งออกข้าวขึ้นอยู่กับราคาข้าวส่งออกของไทย ราคาข้าวส่งออกของประเทศคู่แข่ง และรายได้ของประเทศคู่ค้า ส่วนสมการอุปทานการส่งออกข้าวมีปัจจัยกำหนด คือ ราคาส่งออกข้าว และปริมาณผลผลิตข้าวของไทย และนำไปสู่การสร้างสมการราคาส่งออกซึ่งแสดงความสัมพันธ์ของตัวแปรทางด้านอุปสงค์และอุปทาน โดยทำการประมาณสมการด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ผลการศึกษาพบว่า ความสัมพันธ์ระหว่างราคาส่งออกข้าวไทย 100% ชั้น 2 และราคาส่งออกข้าว US NO. 2 ของสหรัฐอเมริกามีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกันอย่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าการส่งออกข้าวของสหรัฐอเมริกาไม่มีผลกระทบต่อราคาส่งออกข้าวของไทยในตลาดข้าวคุณภาพสูง และปริมาณผลผลิตข้าวไทยมีผลกระทบต่อราคาส่งออกข้าวขาว 100% ชั้น 2 ในทิศทางตรงข้าม มีค่าความยืดหยุ่นของราคาเท่ากับ -1.08 สำหรับข้าวขาว 5% มีค่าความยืดหยุ่นของราคาต่อผลผลิตข้าวไทยเท่ากับ -0.98 ในขณะที่ข้าวขาว 10% ปริมาณการส่งออกผันผวนแตกต่างกันไปในแต่ละปี เนื่องจากมาตรฐานข้าวส่งออกเป็นการผสมระหว่างข้าวต่าง ๆ เพื่อให้ได้ข้าวตรงตามมาตรฐานการส่งออกการทดแทนกันของข้าวคุณภาพใกล้เคียงกันจึงเกิดขึ้นได้ โดยราคาส่งออกข้าวขาว 10% จะอิงกับราคาส่งออกข้าวขาว 5% ความสัมพันธ์ของราคาทั้งสองมีค่าความยืดหยุ่น เท่ากับ 0.91 ส่วนข้าว 25% ซึ่งจัดเป็นข้าวคุณภาพต่ำ มีความยืดหยุ่นของราคาต่อปริมาณผลผลิตข้าวไทยเท่ากับ -0.75 ขณะที่ข้าวหนึ่ง และข้าวเหนียวมีความยืดหยุ่นเท่ากับ -0.75 และ -0.69 ตามลำดับ

เมื่อพิจารณาปริมาณการส่งออกของประเทศคู่แข่งพบว่า ปริมาณการส่งออกข้าวของจีนมีผลทำให้ราคาส่งออกข้าวขาว 25% เปลี่ยนแปลงไปทิศทางตรงกันข้ามอย่างมีนัยสำคัญ แสดงว่าการส่งออกข้าวของจีนมีผลต่อการส่งออกข้าวของไทย ส่วนปริมาณการส่งออกข้าวของเวียดนามและข้าวหนึ่งของสหรัฐอเมริกาไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้การเปลี่ยนแปลงรายได้ของประเทศคู่ค้ามีผลกระทบในทิศทางเดียวกันกับราคาส่งออกข้าวของไทยในตลาดข้าวคุณภาพสูงอย่างมีนัยสำคัญ คือ รายได้ของประชาชาติของประเทศแทนซาเนียซึ่งเป็นตัวแทนคู่ค้าของข้าวขาว 10% ของไทยมีความยืดหยุ่นของราคาต่อรายได้เท่ากับ 0.19 ส่วนข้าวคุณภาพต่ำ รายได้ของประเทศคู่ค้ามีผลกระทบต่อราคาส่งออกข้าวของไทยในทิศทางตรงกันข้าม คือรายได้ประชาชาติของประเทศเซเนกัล ซึ่งเป็นตลาดของปลายข้าว A 1 มีความยืดหยุ่นของราคาต่อรายได้เท่ากับ -0.56 ส่วนข้าวคุณภาพอื่นค่าสัมประสิทธิ์นี้ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ต่อมา ภาณิต ชัยรุ่งโรจน์ปัญญา (2545) ได้ทำการศึกษาเรื่อง การวิเคราะห์อุปสงค์ของการส่งออกข้าวหอมและข้าวขาว 100% ของประเทศไทยไปยังประเทศผู้นำเข้าที่สำคัญ ในการวิจัยครั้งนี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาสภาพทั่วไปทางการตลาดและการส่งออกข้าวหอมและข้าวขาว 100% ของประเทศไทย ตลอดจนศึกษาถึงปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออุปสงค์ของการส่งออกข้าวหอมและข้าวขาว 100% ของประเทศไทยไปยังประเทศคู่ค้าที่สำคัญต่างๆ ได้แก่ ประเทศจีน สหรัฐอเมริกา ฮองกง และสิงคโปร์ การวิเคราะห์สมการอุปสงค์ของการส่งออกข้าวหอมและข้าวขาว 100% ของประเทศไทยไปยังประเทศคู่ค้าที่สำคัญต่างๆ อาศัยแบบจำลองสมการถดถอยพหุคูณ โดยใช้ข้อมูลช่วงปี 2532 - 2543 และอาศัยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการ สำหรับกรณีอุปสงค์การส่งออกข้าวขาว 100% เนื่องจากขาดข้อมูลตัวเลขปริมาณการส่งออกที่แน่นอน

ดังนั้นสมการที่ได้จึงมีระดับนัยสำคัญทางสถิติค่อนข้างต่ำ ผลการศึกษาค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวหอมมะลิของฮองกง สิงคโปร์ และสหรัฐอเมริกามีค่าค่อนข้างต่ำ ส่วนค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังจีนต่อราคาส่งออกข้าวมีค่ามากกว่า 1 มีสาเหตุมาจากการที่จีนเป็นตลาดที่มีการนำเข้าข้าวไม่สม่ำเสมอ สำหรับกรณีค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวขาว 100% ต่อราคาส่งออกข้าวขาว 100% พบว่ามีค่าสูงกว่ากรณีข้าวหอมเนื่องจากข้าวขาว 100% มีข้าวชนิดอื่นที่สามารถบริโภคทดแทนได้ ขณะที่ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกต่อรายได้มีค่าบวกแสดงให้เห็นว่าข้าวหอมและข้าวขาว 100% มีลักษณะสินค้าปกติ ซึ่งค่าที่ได้ในกรณีข้าวหอมมีค่าสูงกว่าข้าวขาว 100% เพราะข้าวหอมจัดเป็นข้าวคุณภาพพิเศษ นอกจากนี้เมื่อพิจารณาค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวหอมต่อราคาส่งออกของข้าวขาว 100% และค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกข้าวขาว 100% ต่อราคาส่งออกข้าวหอมต่างมีค่าบวกแสดงถึงข้าวสองชนิดมีลักษณะสินค้าทดแทนกัน ดังนั้นการส่งเสริมการส่งออกข้าวหอมของไทยไปยังประเทศคู่ค้าที่สำคัญต่างๆ ควรเน้นด้านการปรับปรุงคุณภาพ รวมถึงการใช้กลยุทธ์ส่งเสริมการขายในรูปแบบต่างๆ ส่วนกรณีข้าวขาว 100% ควรพยายามลดต้นทุนและค่าใช้จ่ายในการส่งออกเพื่อสามารถแข่งขันด้านราคาได้มากยิ่งขึ้น

ประโยชน์ที่ได้จากการตรวจสอบเอกสารเกี่ยวกับการส่งออกข้าว พบว่าแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษานิยมใช้แบบจำลองสมการอุปสงค์และอุปทานการส่งออก เป็นการอธิบายได้ว่าราคาข้าวของประเทศผู้ส่งออก ราคาข้าวของประเทศผู้นำเข้า และรายได้ของประเทศผู้นำเข้าเป็นตัวกำหนดปริมาณการส่งออกในสมการอุปสงค์ และราคาส่งออกเป็นตัวกำหนดปริมาณส่งออกในสมการ

อุปทาน และความสัมพันธ์ของสมการโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดในการประมาณค่าของสัมประสิทธิ์ของสมการ

การตรวจเอกสารเกี่ยวกับการวิเคราะห์ข้อมูลทางเศรษฐมิติ โดยใช้แบบจำลอง GARCH

จากการตรวจเอกสารที่ผ่านมาได้มีผู้ศึกษาไว้ คือ กัมปนาท ภูริวัฒนา และ วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย ฌพล หงสกุลวสุ อทิพันธ์ ศักดิ์ศรี และ Kiheung Kim and WooRhee Lee พบว่า กัมปนาท ภูริวัฒนา และ วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย (2541) ได้ทำการศึกษาที่อธิบายถึงลักษณะการส่งผ่านข้อมูลและข่าวสารระหว่างกระดานการซื้อขายหลักทรัพย์และกระดานการซื้อขายต่างประเทศ โดยการใช้แบบจำลอง GARCH (1,1) เพื่อทดสอบการส่งผ่านค่าความแปรปรวนของหลักทรัพย์ที่ถูกเลือกมาเป็นตัวอย่าง อันได้แก่ หลักทรัพย์ของธนาคารกรุงเทพ (BBL) ธนาคารกสิกรไทย (TFB) และบริษัทปูนซีเมนต์ไทย (SCC) ซึ่งผลของการศึกษาการส่งผ่านค่าความแปรปรวนได้แสดงให้เห็นว่า กระดานซื้อขายหลักทรัพย์ทั้ง 2 กระดานมีการส่งผ่านข้อมูลและข่าวสารให้แก่กัน สำหรับทิศทางของการถ่ายทอดข้อมูลและข่าวสารจะขึ้นอยู่กับช่วงเวลาที่ทำการศึกษา ทั้งนี้กระดานหลักมีบทบาทการส่งผ่านข้อมูลและข่าวสารไปยังกระดานต่างประเทศได้รวดเร็วกว่าการส่งผ่านข้อมูลและข่าวสารจากกระดานต่างประเทศมายังกระดานหลัก และถึงแม้ว่าแบบจำลอง GARCH จะสามารถใช้พยากรณ์ค่าความแปรปรวนของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ได้ แต่ก็ไม่อาจที่จะสรุปได้ว่าตลาดไม่มีประสิทธิภาพยกเว้นแต่จะตรวจสอบได้ว่ามีกำไรส่วนเกินเกิดขึ้นอยู่จริงในช่วงระยะเวลาหนึ่ง

ต่อมาได้มีการศึกษาของฌพล หงสกุลวสุ (2550) ได้ทำศึกษาในเรื่อง ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและการเคลื่อนย้ายทุนของประเทศไทยในเอเชีย โดยมีจุดมุ่งหมายเพื่อศึกษาสองประการ ประการแรก เพื่อศึกษาหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค 4 ตัว ได้แก่ ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ ความผันผวนของอุปทานของเงิน และความผันผวนของอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ประการที่สอง เพื่อศึกษาหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและการเคลื่อนย้ายทุน โดยข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือน ธันวาคม พ.ศ. 2549 รวม 120 เดือน ของประเทศไทย มาเลเซีย สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์ เกาหลีใต้ และ

ญี่ปุ่น โดยวิธีการศึกษาใช้สมการถดถอยและใช้แบบจำลองของ GARCH (1, 1) T-GARCH และ E-GARCH

จากการศึกษาพบว่า ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนกับความผันผวนของปัจจัยทางเศรษฐศาสตร์มหภาค 4 ตัวด้วยวิธี GARCH (1,1) พบว่าความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยมีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกันกับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในประเทศไทย มาเลเซีย และฟิลิปปินส์ มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับประเทศเกาหลีใต้ ส่วนในประเทศญี่ปุ่นและสิงคโปร์ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงความสัมพันธ์ ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในประเทศไทย ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ และฟิลิปปินส์ แต่ในประเทศไทย มาเลเซีย และสิงคโปร์นั้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกัน ความผันผวนอุปทานทางการเงินมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในประเทศไทย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์และญี่ปุ่น ส่วนในกรณีประเทศเกาหลีใต้มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม และประเทศสิงคโปร์ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงถึงความสัมพันธ์สำหรับความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อเชิงโตทางเศรษฐกิจ พบว่ามีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในกรณีของประเทศไทย มาเลเซีย สิงคโปร์ เกาหลีใต้ และญี่ปุ่น ส่วนกรณีประเทศฟิลิปปินส์พบความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกัน

หลังจากนั้น อทิพันธ์ ศักดิ์ศรี (2550) ได้ทำการศึกษาในเรื่อง การวิเคราะห์จากการแทรกแซงค่าเงินโดยธนาคารแห่งประเทศไทยที่มีต่อระดับและความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ โดยมีจุดมุ่งหมายที่จะทำการศึกษากการแทรกแซงค่าเงินของธนาคารแห่งประเทศไทยโดยแบ่งเป็นช่วงเวลา จำนวน 4 ช่วงเวลา คือ ช่วงแรกคือ ภาพรวมตั้งแต่ พ.ศ. 2542 ถึง พ.ศ. 2550 ช่วงที่สองคือ พ.ศ. 2542-2545 ช่วงที่สาม คือ 2546 – ปลายปี 2549 และช่วงที่สี่ คือ ตั้งแต่กันสำรองเงินทุนระยะสั้นถึงปลายปี 2550 โดยใช้แบบจำลอง GARCH ในการประมาณความสัมพันธ์ระหว่างการแทรกแซงค่าเงินที่มีต่อระดับและความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในแต่ละช่วงเวลา ร่วมกับตัวแปรอิสระอื่น คือ ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย ส่วนต่างระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่ทำการซื้อขายในตลาดในประเทศและนอกระเทศ นอกจากนั้นจึงทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปรโดยใช้วิธี Granger causality test และพิจารณาถึง Shocks ที่กระทบแต่ละตัวแปร ด้วย Impulse response function

จากการศึกษาถึงผลกระทบจากการแทรกแซงระดับรายสัปดาห์ให้ผลที่แตกต่างกันตามแต่ละช่วงเวลา แต่โดยภาพรวมแล้วไม่มีนัยสำคัญในการเปลี่ยนแปลงระดับอัตราแลกเปลี่ยนและทำให้ความผันผวนเพิ่มมากขึ้นขณะที่การแทรกแซงภายหลังจากมีมาตรการกันสำรองเงินทุนระยะสั้นเป็นต้นมาให้ผลที่น่าพอใจเมื่อพิจารณาด้วย Impulse response function กล่าวคือ สามารถช่วยลดระดับความผันผวนลงได้ แต่ไม่สามารถเปลี่ยนแปลงทิศทางทิศทางการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน ไปจากที่เป็นอยู่ได้ และเมื่อทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลด้วย Granger causality test พบว่าลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน คือ การแทรกแซงค่าเงินและส่วนต่างอัตราแลกเปลี่ยนเป็นสาเหตุให้เกิดความผันผวน

Kiheung Kim and WooRhee Lee (1993) ได้ทำการศึกษาในเรื่อง ผลกระทบจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการค้าของประเทศเกาหลี โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นรายเดือนโดยเริ่มตั้งแต่เดือนมกราคม ปี ค.ศ. 1980 ถึง เดือนกุมภาพันธ์ ปี ค.ศ. 1993 โดยใช้แบบจำลอง GARCH ในการทดสอบความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อสมการปริมาณการส่งออก และ สมการราคาส่งออกในรูปแบบสมการลดรูป และกำหนดปัจจัยที่มีผลกระทบต่อสมการปริมาณและสมการราคาส่งออก ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินวอนเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า ดัชนีผลผลิตแรงงาน ดัชนีต้นทุนแรงงาน รายได้เฉลี่ย ดัชนีราคาขายส่ง และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน หลังจากนั้นได้ทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลที่ใช้ด้วยวิธี ADF test เนื่องจากข้อมูลที่ได้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา

จากการศึกษาถึงผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการค้าของประเทศเกาหลี ได้ทำการทดสอบความนิ่งของปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับสมการปริมาณการส่งออกและสมการราคาส่งออกพบว่าปัจจัยที่ใช้ในการทดสอบมีความนิ่งที่ระดับผลต่างลำดับที่ 1 จากการหาความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อปริมาณและราคาส่งออกพบว่า ความผันผวนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออก ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ในทิศทางตรงกันข้าม แสดงว่าเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนมีการเปลี่ยนแปลงหรือมีความผันผวนมากขึ้นส่งผลให้มีปริมาณการส่งออกที่ลดลง ส่วนการทดสอบปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกพบว่า การเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาผลผลิตแรงงาน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อราคาส่งออกเพียงเล็กน้อย ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 18 ส่วนปัจจัยดัชนีผลผลิตแรงงาน และดัชนีราคาขายส่งไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อราคาส่งออก หลังจากนั้นได้มีการทำการทดสอบตัวแปรในสมการใหม่โดยลดรูปสมการลงเหลือเพียงสองตัวแปรคือ ดัชนีราคาขายส่ง และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ซึ่งผลที่ได้หลังจากมีการลดรูปสมการลงแล้วนั้นพบว่าผลที่ได้มีค่าใกล้เคียงกับการทดสอบครั้งแรก แสดงว่า ดัชนีราคาขายส่งและความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อราคาส่งออก

ประโยชน์ที่ได้จากการตรวจเอกสารเกี่ยวกับการวิเคราะห์ข้อมูลทางเศรษฐมิติ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสามารถใช้วิธี GARCH ทำให้ทราบถึงแนวคิดและทฤษฎีที่ใช้ในการอธิบายถึงความสัมพันธ์ของสมการปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิได้

กรอบแนวคิดทางทฤษฎี

1. แนวคิดทางทฤษฎีอุปสงค์

กฎของอุปสงค์ (Law of Demand) อธิบายว่า“ปริมาณความต้องการสินค้าหรือบริการใด ๆ จะมีความสัมพันธ์ในทางตรงกันข้ามกับราคาสินค้าหรือบริการนั้น ๆ เมื่อสมมติให้ปัจจัยอื่นไม่มีการเปลี่ยนแปลง” (วันรักษ์ มิ่งมณีนาคิน, 2539) กล่าวคือ หากราคาสินค้าและบริการเพิ่มขึ้น ผู้บริโภคจะมีปริมาณความต้องการซื้อน้อยลง แต่ถ้าราคาสินค้าและบริการลดต่ำลง ผู้บริโภคจะมีปริมาณความต้องการซื้อเพิ่มขึ้นเมื่อปัจจัยอื่นไม่เปลี่ยนแปลง สาเหตุที่กำหนดให้ปัจจัยอื่นไม่เปลี่ยนแปลงเพราะนักเศรษฐศาสตร์เชื่อว่าราคาไม่ใช่ปัจจัยเพียงอย่างเดียวที่ใช้กำหนดปริมาณความต้องการ แต่ยังมีปัจจัยอื่นที่มีใช้ปัจจัยราคาเข้ามามีอิทธิพลด้วย อาทิ รายได้ของผู้บริโภค รสนิยม และความชอบ และความจำเป็นรีบด่วนในการใช้ เป็นต้น

การเปลี่ยนแปลงในเส้นอุปสงค์

ลักษณะของการเปลี่ยนแปลงที่อาจเกิดขึ้นได้ในเส้นอุปสงค์แบ่งออกเป็นสองประเภท ได้แก่ การเปลี่ยนแปลงของปัจจัยราคา และ การเปลี่ยนแปลงของปัจจัยที่มีใช้ปัจจัยราคา (วันรักษ์ มิ่งมณีนาคิน, 2539)

1. การเปลี่ยนแปลงของปัจจัยราคา คือ การเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าหรือบริการ การเปลี่ยนแปลงประเภทนี้ถือเป็นการเปลี่ยนแปลงบนเส้นอุปสงค์ โดยสิ่งที่เปลี่ยนแปลง ก็คือ ปริมาณ

ความต้องการ (Quantity demand) เช่น ในกรณีของราคาสินค้าปรับตัวลงจาก P_1 เป็น P_2 จะทำให้ปริมาณความต้องการสินค้าปรับตัวเพิ่มขึ้นจาก A หน่วย เป็น B หน่วย

2. การเปลี่ยนแปลงของปัจจัยที่มีโซ่ปัจจัยราคา เนื่องจากเส้นอุปสงค์ต่อราคานั้นสร้างขึ้นมาจากสมมติฐานที่ว่าปัจจัยอื่น ๆ คงที่ และทำให้ราคาเท่านั้นที่เปลี่ยนแปลง การเปลี่ยนแปลงราคาจึงทำให้ปริมาณอุปสงค์เปลี่ยนแปลงไปตามเส้นอุปสงค์ (Movement along the demand curve) แต่เมื่อใดที่ปัจจัยอื่น ๆ ที่เคยสมมติให้คงที่ได้เปลี่ยนแปลงไป และราคากลายเป็นปัจจัยคงที่ ผลที่เกิดขึ้นก็คือ เส้นอุปสงค์จะขยับไปทั้งเส้น (Shift in the demand curve) คือการเปลี่ยนแปลงประเภทนี้จะทำให้เส้นอุปสงค์มีการเคลื่อนตัว (Shift) จากเส้นเดิมไปเป็นเส้นใหม่

ปัจจัยที่ทำให้เส้นอุปสงค์เคลื่อนตัว

การเคลื่อนตัวของเส้นอุปสงค์ ซึ่งการเคลื่อนตัวของเส้นอุปสงค์นี้เกิดจากสาเหตุดังต่อไปนี้ คือ รายได้ผู้บริโภค รสนิยม ราคาสินค้าที่เกี่ยวข้องหรือสินค้าที่ใช้ทดแทนกัน จำนวนผู้บริโภคในตลาด ความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ การคาดคะเนราคาสินค้าในอนาคตค่าใช้จ่ายในการสื่อสาร การตลาด ฤดูกาล เทศกาล และการกระจายรายได้ (วันรักษ์ มิ่งมณีนาคนิ, 2539)

1. รายได้ผู้บริโภค (Consumer income) เนื่องจากรายได้เป็นตัวกำหนดอำนาจการซื้อและปริมาณความต้องการซื้อของผู้บริโภค เมื่อรายได้เพิ่มขึ้นผู้บริโภคจะสามารถซื้อสินค้าในปริมาณที่มากขึ้นในทางตรงกันข้าม เมื่อรายได้ลดลงผู้บริโภคจะสามารถซื้อสินค้าในปริมาณที่ลดลง

2. รสนิยม (ความนิยม, ความพึงพอใจ) ของผู้บริโภค (Consumer taste) ถ้าผู้บริโภคมีความพึงพอใจในสินค้านั้นซึ่งสาเหตุมาจากกำลังได้รับความนิยมน้อยทำให้ปริมาณความต้องการซื้อของผู้บริโภคมากขึ้น ในทางตรงกันข้าม ถ้าสินค้าเสื่อมความนิยมหรือล้าสมัย ปริมาณความต้องการซื้อของผู้บริโภคจะลดลง

3. ราคาสินค้าที่เกี่ยวข้องหรือสินค้าที่ใช้ทดแทนกัน (Price of related commodities หรือ Substitution commodities) ในกรณีนี้จะวิเคราะห์ 2 กรณี คือ 1) ราคาสินค้าที่แข่งขันกันหรือทดแทนกันได้ (Competitive commodities หรือ Substitution commodities) 2) ราคาสินค้าที่ประกอบกัน (Complementary commodities) ดังนี้

3.1 ราคาสินค้าที่แข่งขันกันหรือสินค้าที่ใช้ทดแทนกัน คือ เมื่อราคาสินค้า A สูงขึ้น ในขณะที่สินค้า B คงที่ ผู้บริโภคจะรู้สึกว่าสินค้า A แพงขึ้น ผู้บริโภคจึงหันมาซื้อสินค้า B มากขึ้น ทำให้เส้นอุปสงค์ของสินค้า B เลื่อนไปทางขวา ตรงกันข้ามเมื่อราคาสินค้า A ต่ำลง ผู้บริโภคจะรู้สึกว่าราคาสินค้า A ถูกลง ในขณะที่ราคาสินค้า B คงที่ ผู้บริโภคจึงซื้อสินค้า B น้อยลง ทำให้เส้นอุปสงค์ของสินค้า B เลื่อนไปทางซ้าย

3.2 ราคาสินค้าที่ใช้ประกอบกัน เช่น รถยนต์กับน้ำมัน แก๊สกับเตาแก๊ส ในกรณีที่ราคาวัตถุดิบลดลง ทำให้ความต้องการซื้อวัตถุดิบเพิ่มขึ้นซึ่งเป็นผลกระทบต่อปริมาณความต้องการซื้อน้ำมันรถยนต์เพิ่มขึ้นด้วย เป็นเหตุให้เส้นอุปสงค์ของน้ำมันรถยนต์เลื่อนไปทางขวามือ ในทางตรงกันข้าม ถ้าราคาวัตถุดิบเพิ่มขึ้นจะทำให้ความต้องการซื้อวัตถุดิบลดลง ซึ่งมีผลกระทบต่อปริมาณความต้องการซื้อน้ำมันรถยนต์ก็ลดลงด้วยเป็นเหตุให้เส้นอุปสงค์ของน้ำมันรถยนต์เลื่อนไปทางซ้ายมือ

3.3 จำนวนผู้บริโภคในตลาด (Number of consumer in the market) จำนวนผู้บริโภคเป็นตัวแปรที่จะกระตุ้นเส้นอุปสงค์ ถ้ามีจำนวนผู้บริโภคในตลาดมากขึ้นปริมาณความต้องการซื้อก็จะเพิ่มขึ้น ตรงกันข้ามถ้าจำนวนผู้บริโภคในตลาดมีน้อย ปริมาณความต้องการซื้อก็จะลดลง

3.4 ความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ (Economic growth) ในช่วงที่มีความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ซึ่งมีผลกระทบต่อรายได้และอำนาจซื้อของผู้บริโภค ในกรณีที่เศรษฐกิจตกต่ำ ผู้บริโภคมีอำนาจในการซื้อลดลง

3.5 การคาดคะเนราคาสินค้าในอนาคต (Estimating goods price) ถ้าผู้บริโภคคาดว่าราคาสินค้าชนิดใดชนิดหนึ่งจะลดลงในอนาคตผู้บริโภคก็จะลดความต้องการซื้อในปัจจุบัน แต่ถ้าผู้บริโภคคาดว่าราคาสินค้าชนิดใดชนิดหนึ่งจะสูงขึ้นในอนาคตผู้บริโภคก็จะเพิ่มความต้องการซื้อในปัจจุบัน

3.6 ค่าใช้จ่ายในการสื่อสารการตลาด (Marketing communication cost) เช่น การโฆษณา การประชาสัมพันธ์ ในองค์การใดใช้งบประมาณในการสื่อสารมาก จะทำให้ความต้องการซื้อสินค้านั้นสูงขึ้นมากแต่ถ้าองค์การใดใช้งบประมาณในการสื่อสารน้อย ความต้องการในการซื้อสินค้านั้นก็จะต่ำลง

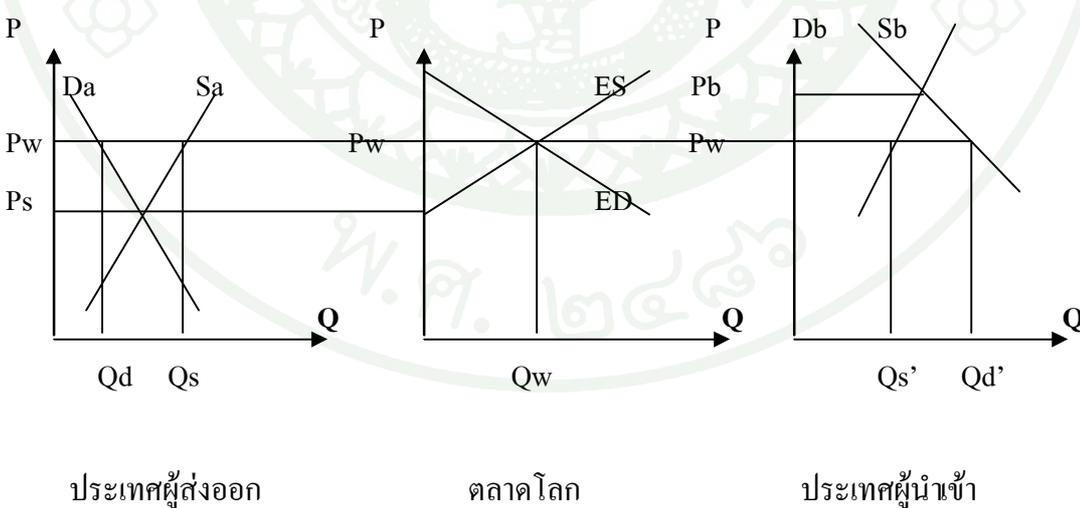
3.7 ฤดูกาล (Season) เช่น ในฤดูร้อน ผู้บริโภคย่อมมีความต้องการซื้อพัสดุน้ำมันมากขึ้น ส่วนในฤดูหนาวผู้บริโภคมักมีความต้องการซื้อพัสดุน้ำมันน้อยลง

3.8 เทศกาล (Festival season) เช่น ในช่วงเทศกาลสงกรานต์ผู้บริโภคมักมีความต้องการใช้บริการท่องเที่ยวมากขึ้น ส่วนในช่วงนอกเทศกาลผู้บริโภคมักมีความต้องการใช้บริการท่องเที่ยว น้อยลง

3.9 การกระจายรายได้ (Income distribution) ในระบบเศรษฐกิจถ้าหากมีการกระจาย รายได้ที่ไม่เท่าเทียมกัน (มีคนรวยน้อยและมีคนจนมาก) อุปสงค์ของสินค้าก็จะน้อย แต่ถ้ามีการ กระจายรายได้ที่เท่าเทียมกัน อุปสงค์ในสินค้าส่วนใหญ่ก็จะสูงขึ้น

2. ทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศ (International trade)

ทฤษฎีดุลยภาพการค้าระหว่างประเทศ มีการกำหนดข้อสมมติฐานคือ สินค้าแต่ละชนิดมีลักษณะเหมือนกันทั้งในด้านกายภาพและคุณภาพ ดุลยภาพการผลิต การบริโภคและการส่งออก การนำเข้า ไม่รวมพิจารณาถึงค่าขนส่งสินค้า และไม่มีอุปสรรคหรือสิ่งกีดขวางทางกายภาพ หรือสถาบันในการเคลื่อนย้ายสินค้าที่มีการซื้อขายกันระหว่างประเทศ (ชูเกียรติ ชัยบุญศรี, 2542)



ภาพที่ 2.1 แบบจำลองตลาดซื้อขายสินค้าระหว่างประเทศ
ที่มา: ชูเกียรติ ชัยบุญศรี (2542)

ในกรณีที่สินค้าชนิดหนึ่งมีการผลิตและบริโภคใน 2 ประเทศภายใต้สภาวะที่ไม่มีการซื้อขายระหว่างประเทศแล้ว การกำหนดราคาสินค้าในประเทศผู้ผลิตจะขึ้นอยู่กับสถานการณ์อุปสงค์และอุปทานของสินค้าภายในประเทศนั้น ๆ ในที่นี้กำหนดให้ประเทศ a เป็นประเทศผู้ผลิตและประเทศ b เป็นประเทศผู้บริโภค กรณีที่ไม่มีการซื้อขายสินค้าระหว่างประเทศราคาดุลยภาพในตลาดจะเท่ากับ P_s สำหรับประเทศ a และ P_b สำหรับประเทศ b ซึ่งราคา P_b จะสูงกว่าราคา P_s (ชูเกียรติ ชัยบุญศรี, 2542)

เมื่อ 2 ประเทศทำการซื้อขายแลกเปลี่ยนกันประเทศ a จะอยู่ในฐานะผู้ส่งออกและประเทศ b จะอยู่ในฐานะประเทศผู้นำเข้า โดยมีเส้นอุปทานส่วนเกิน (Excess supply) และอุปสงค์ส่วนเกิน (Excess demand) เท่ากับ ES และ ED ตามลำดับ จุดที่เส้น ES และ ED ตัดกันก็คือจุดที่แสดงถึงดุลยภาพของราคาซื้อขายระหว่าง 2 ประเทศ ซึ่งในที่นี้จะเท่ากับ P_w โดยจะมีปริมาณดุลยภาพเท่ากับ Q_w ประเทศ a ก็จะส่งออกได้ในจำนวน $Q_d - Q_s$ และประเทศ b ก็จะนำเข้าเท่ากับ $Q_s' - Q_d'$

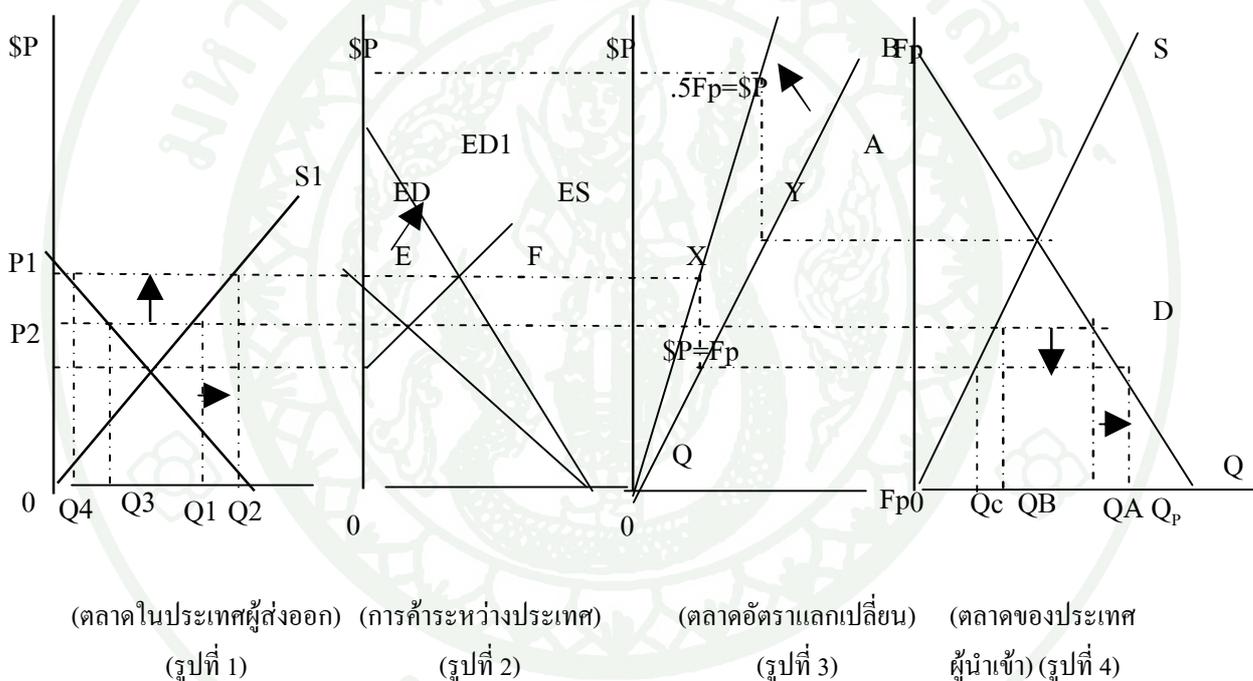
จากการซื้อขายแลกเปลี่ยนสินค้าในรูปการส่งออกและนำเข้าเช่นนี้ก็ก่อให้เกิดประโยชน์แก่ทั้งประเทศผู้ส่งออกและประเทศผู้นำเข้าอันจะเป็นการเพิ่มพูนสวัสดิการความเป็นอยู่กับค่าความยืดหยุ่นของทั้งเส้น ED และ ES

ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ

ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่าตลาดเป็นตลาดที่มีการแข่งขันกันอย่างเสรีในประเทศผู้ส่งออก ณ ระดับราคา P_2 (แสดงในรูปที่ 1) ประเทศผู้ส่งออกต้องการส่งสินค้าไปขายเท่ากับ $Q_3 Q_1$ หน่วย ซึ่งเป็นปริมาณที่ทำให้เกิดดุลยภาพในตลาดโลก (แสดงในรูปที่ 2) ที่จุด F และจุด E คือ จุดที่เส้น ED ตัดกับเส้น ES แสดงถึงการไม่เกิดอุปสงค์ส่วนเกินในตลาดโลกและในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออกต่อประเทศผู้นำเข้าคงที่อยู่ที่ ณ ระดับหนึ่ง แสดงได้ในจุด Y บนเส้น O_A (แสดงในรูปที่ 3) ณ ระดับราคาสินค้าส่งออก P_2 ทำให้เกิด ED เท่ากับ ES ในตลาดโลกนั้น ประเทศผู้นำเข้าจะนำสินค้าเท่ากับ $Q_B Q_A$ หน่วย (ชูเกียรติ ชัยบุญศรี, 2542)

ต่อมาเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้นำเข้ามีอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศแข็งค่ามากขึ้น (คือ เงินตราของประเทศผู้นำเข้ามีอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศของประเทศผู้ส่งออกได้ในปริมาณที่มากขึ้น) ซึ่งมีผลทำให้ต้นทุนของอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้นำเข้าลดลง

แสดงได้ในรูปที่ 3 คือ มีผลทำให้ เส้น A ขยับเป็นเส้น B ที่จุด X แสดงถึงต้นทุนของอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้นำเข้าลดลงและมีผลทำให้ราคาสินค้านำเข้าลดลงด้วยทำให้ประเทศผู้นำเข้าต้องการสินค้านำเข้าเพิ่มมากขึ้นซึ่งเพิ่มขึ้นเท่ากับ $Q_c Q_p$ และทำให้เกิดดุลยภาพตลาดโลกใหม่ที่จุด F ณ ED_1 ตัดกับ ES (รูปที่ 2) ในขณะที่ ES คงที่อยู่นั้น เมื่อ ED ขยับขึ้นก็มีผลทำให้ราคาสินค้าส่งออกของประเทศผู้ส่งออกขยับจาก P_2 เป็น P_1 (รูปที่ 1) และมีปริมาณการส่งออกเพิ่มมากขึ้นจาก $Q_3 Q_1$ เป็น $Q_4 Q_2$ กระบวนการนี้จะดำเนินต่อไปเรื่อยๆ จนกว่าเส้น B ขยับเป็นเส้น A (ในรูปที่ 3) และ ED ตัดกับ ES (ในรูปที่ 2) ณ จุด E พร้อมกับ ระดับราคา P_1 ลดลงมาที่ P_2 (ในรูปที่ 1)



ภาพที่ 2.2 ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ
ที่มา: ชูเกียรติ ชัยบุญศรี (2542)

ผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อการค้าระหว่างประเทศ

ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่าตลาดเป็นตลาดที่มีการแข่งขันกันอย่างเสรีโดยกำหนดให้เส้น S คือ ประเทศผู้ส่งออก และ เส้น D คือ ประเทศผู้นำเข้า ณ ระดับราคา P_1 ประเทศผู้ส่งออกต้องการส่งสินค้าไปขายและประเทศผู้นำเข้าต้องการซื้อสินค้า เท่ากับ Q_1 หน่วย ซึ่งเป็นปริมาณที่ทำให้เกิด

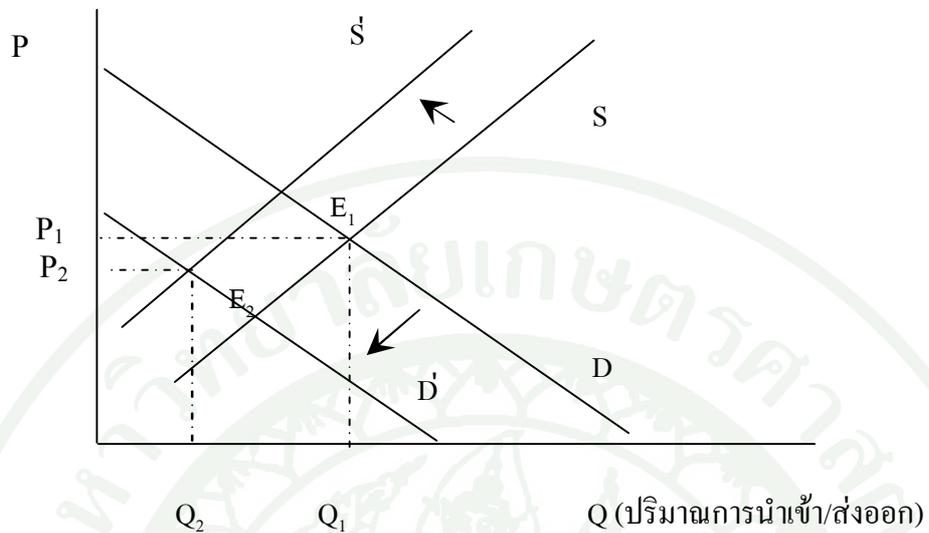
ดุลยภาพในตลาดโลก ที่จุด E_1 คือ จุดที่เส้น D ตัดกับเส้น S แสดงถึงการไม่เกิดอุปสงค์ส่วนเกินในตลาดโลกและในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออกต่อประเทศผู้นำเข้าคงที่อยู่นั้น ระดับหนึ่ง

ต่อมาเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่ใช้เป็นตัวแปรในการค้าโลกมีความผันผวน ทำให้ประเทศผู้นำเข้าไม่ทราบต้นทุนที่แน่นอน ราคาที่ใช้ในการค้ามีความผันผวน เนื่องจากว่าอัตราแลกเปลี่ยนถือเป็นต้นทุนอย่างหนึ่งในการนำเข้าสินค้าของประเทศผู้นำเข้า จึงส่งผลให้ประเทศผู้นำเข้าที่กลัวในเรื่องของความเสียหายที่อาจเกิดขึ้นจากอัตราแลกเปลี่ยนที่มีความผันผวนจึงลดปริมาณการนำเข้าลงเหลือปริมาณการนำเข้าที่จุด Q_2 ทำให้เส้น D เคลื่อนไปทางซ้ายเป็นเส้น D' และประเทศผู้ส่งออกก็ชะลอการส่งออกทำให้เส้น S เคลื่อนไปทางซ้ายเป็นเส้น S' และราคาจาก P_1 เป็น P_2 ซึ่งเป็นราคาที่ทำให้เกิดดุลยภาพใหม่ในตลาดโลก ที่จุด E_2 คือ จุดที่เส้น D' ตัดกับเส้น S' ซึ่งสามารถที่จะอธิบายผลกระทบต่อราคาและปริมาณการส่งออกข้าวได้ 2 กรณี

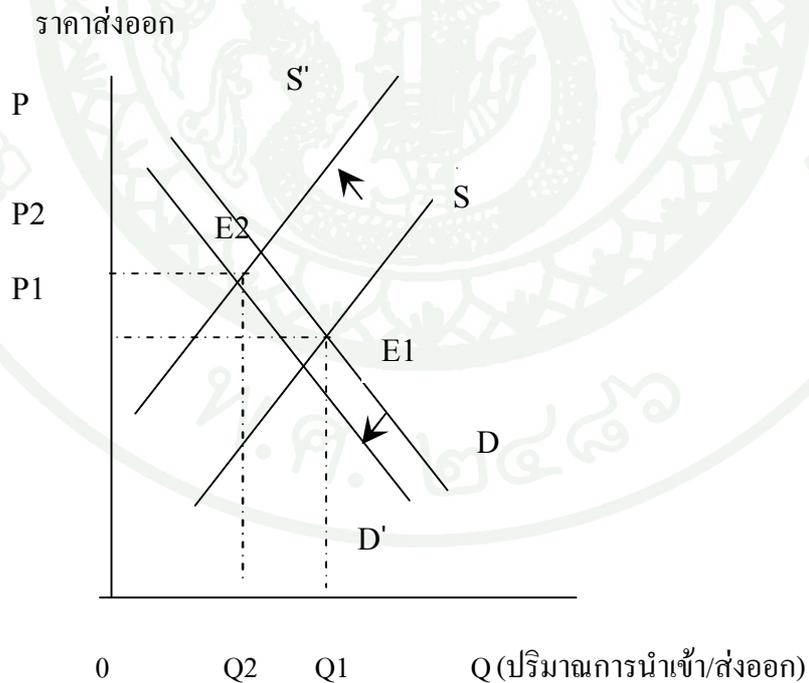
กรณีที่ 1 ผู้นำเข้ามีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้ส่งออกทำให้ D' เคลื่อนซ้ายมากกว่าเส้น S' ดังนั้นดุลยภาพใหม่จึงอยู่ที่จุด E_2 ส่งผลผลกระทบต่อราคาส่งออกเพิ่มขึ้นจาก P_1 เป็น P_2 ปริมาณการส่งออก/นำเข้าลดลงจาก Q_1 เป็น Q_2 ดังแสดงในภาพที่ 2.3

กรณีที่ 2 ผู้นำเข้ามีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนน้อยกว่าผู้ส่งออกส่งออกทำให้ S' เคลื่อนซ้ายมากกว่าเส้น D' ดังนั้นดุลยภาพใหม่จึงอยู่ที่จุด E_2 ส่งผลผลกระทบต่อราคาส่งออกลดลงจาก P_1 เป็น P_2 ปริมาณการส่งออก/นำเข้าลดลงจาก Q_1 เป็น Q_2 ดังแสดงในภาพที่ 2.4

(ราคาส่งออก)



ภาพที่ 2.3 ผลกระทบของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ
ที่มา: ประยุกต์จากทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศ



ภาพที่ 2.4 ผลกระทบของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ
ที่มา: ประยุกต์จากทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศ

3. ความนิ่งของข้อมูล (Stationary series) และการทดสอบความนิ่งของข้อมูล

ข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary) หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variance) เท่ากันตลอดระยะเวลาที่ทำการศึกษา ส่วนข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variance) ไม่เท่ากันตลอดระยะเวลาที่ศึกษา (Gujarati, 2003 อ้างใน สุทธิดา ภัทรานี, 2548)

ข้อมูลอนุกรมเวลา Y_{it} ใด ๆ หากอยู่ในรูปสมการที่มีความสัมพันธ์กับค่าในอดีตที่เรียกว่า Autoregressive คือ

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

โดยที่ Y_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาในปีที่ t

Y_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาในปีที่ $t-1$

u_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนที่มีความหยุดนิ่ง ซึ่งอาจเรียกอีกอย่างหนึ่งว่าเป็น

White noise นั่นคือ $u_t \sim id(0, \sigma^2)$

ข้อมูล Y_t จะมีความหยุดนิ่ง ถ้าค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของข้อมูลมีความคงที่แม้เวลาจะเปลี่ยนไป และค่าความแปรปรวนร่วมระหว่างสองช่วงเวลาของข้อมูลจะขึ้นอยู่กับระยะห่างของช่วงเวลานั้นเท่านั้น นั่นคือ ไม่ว่าจะคิดความแปรปรวนร่วมในช่วงเวลาไหนก็ตาม หากระยะห่างของช่วงเวลาเท่ากันความแปรปรวนร่วมต้องมีค่าเท่ากัน (Gujarati, 2003 อ้างใน สุทธิดา ภัทรานี, 2548) กล่าวคือ

1. ค่าเฉลี่ย (Mean) มีค่าคงที่

$$E(Y_t) = \mu \quad (2)$$

2. ความแปรปรวน (Variance) มีค่าคงที่

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (3)$$

3. ความแปรปรวนร่วม (Covariance) มีค่าคงที่ และขึ้นอยู่กับระยะห่างของ 2 ช่วงเวลา

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (4)$$

ถ้าหากข้อมูล Y_{t-1} ไม่มีคุณสมบัติสามประการข้างต้นแล้ว Y_t จะไม่มีความหยุดนิ่ง จากสมการ (1) ถ้าหาก $\mu = 1$ แล้ว เราจะเรียก Y_t ว่า เกิดปัญหา Unit Root ซึ่งก็หมายถึง ความไม่หยุดนิ่งนั่นเอง (Gujarati, 2003)

ข้อมูล Y_t ในสมการ (1) ถ้าหาก $\mu = 1$ แล้ว สามารถทำให้มีความหยุดนิ่งได้ โดยการนำค่า Y_{t-1} มาลบออกทั้งสองข้าง จะได้

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = u_t \quad (5)$$

จะเห็นได้ว่าค่าผลต่างของข้อมูลในเวลา t กับข้อมูลในเวลา $t-1$ (ΔY_t) จะมีความหยุดนิ่ง (เพราะ u_t นั้นมีความหยุดนิ่ง) การทำให้ข้อมูลมีความหยุดนิ่ง โดยทำให้อยู่ในรูปของผลต่าง (Difference) 1 ครั้ง เราเรียกว่าข้อมูล Y_t มีระดับของ Integration ที่ 1 หรือ $Y_t \sim I(1)$ หากข้อมูล Y_t ใดๆ ถูกทำให้อยู่ในรูปของผลต่าง d ครั้งแล้วจึงมีความหยุดนิ่ง ก็เรียกว่าเป็น $Y_t \sim I(d)$ นั่นก็หมายความว่าข้อมูล Y_t ใดๆ ที่มีความหยุดนิ่งอยู่แล้ว ($\mu \neq 1$) โดยไม่จำเป็นต้องทำให้อยู่ในรูปผลต่าง ข้อมูลนั้นก็จะ เป็น $I(0)$ (Gujarati, 2003 อ้างใน สุทธิดา กัทรานี, 2548)

วิธีการทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูล จากสมการ (1) ก็คือ การทดสอบว่า $\mu = 1$ ซึ่งอาจเขียนในอีกรูปแบบหนึ่งได้คือ

$$\Delta Y_t = (\mu - 1) Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

$$\text{หรือ } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

โดยที่ $\delta = (\mu - 1)$

การทดสอบว่า $\mu - 1$ ก็จะเหมือนกับการทดสอบว่า $\delta = 0$ ในสมการ (6) วิธีการทดสอบว่าข้อมูลมีความหยุดนิ่งหรือไม่ อาจเรียกอีกอย่างว่า เป็นการทดสอบ Unit Root ภายใต้สมมติฐานหลักคือข้อมูลไม่มีความหยุดนิ่ง ($H_0: Y_t \sim I(1)$) การทดสอบนี้ถูกนำเสนอโดย Dickey และ Fuller (1979) จึงอาจเรียกว่า Dickey – Fuller Test (DF Test)

ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า ตัวแปร Y_t จะมีความหยุดนิ่ง หรือ $Y_t \sim I(0)$ แต่ถ้าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า ข้อมูลชุดนั้นอาจมีคุณสมบัติเป็น $I(1)$ หรืออันดับที่มากกว่านั้น จึงต้องมีการทดสอบต่อไปอีก การทดสอบ DF test สามารถใช้ทดสอบเฉพาะข้อมูลที่ไม่มี Autocorrelation ถ้าในกรณีที่มีความคลาดเคลื่อน (et) เป็น Autocorrelation จะต้องมีการปรับปรุงแก้ไข เรียกว่า Augmented Dickey – Fuller (ADF) test ซึ่ง ADF test จะคำนึงถึงตัวแปรที่ขยายขึ้น (Augmented term) เพื่อขจัดปัญหา Autocorrelation ได้ โดยมีวิธีการทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลเช่นเดียวกับวิธี DF test สมการ ADF เขียนได้ดังนี้คือ

$$\Delta Y_{t-1} = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^j \phi_i \Delta Y_{t-1} + v_t \quad (8)$$

เมื่อ $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$

i คือ ความล่าช้า (Time lag) โดยที่ $i = 1, 2, \dots, j$

v_t คือ ความคลาดเคลื่อนของข้อมูลตัวแปรที่มีความหยุดนิ่ง

ถ้าผลการทดสอบ Unit root ปรากฏว่าตัวแปรทุกตัวที่นำมาใช้ในแบบจำลอง Stationary [$I(0)$] แล้วสามารถนำตัวแปรเหล่านั้นไปประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ แต่ถ้าพบว่าตัวแปรเหล่านั้นกลับมีลักษณะเป็น Non-stationary [$I(1)$] วิธีการประมาณค่าที่เหมาะสมกับคุณลักษณะนี้คือ การใช้วิธี Cointegration

4. การทดสอบ Cointegration (ภาคิน จิตโภคเกษม, 2550)

เป็นวิธีการศึกษาที่เชื่อมโยงความสัมพันธ์ระหว่างทฤษฎีเศรษฐศาสตร์กับวิธีการศึกษาทางเศรษฐมิติ ช่วยให้ทราบว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจตั้งแต่ 2 อนุกรมเวลาขึ้นไปมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Long-run equilibrium relationship) หรือไม่ นั่นคือ ข้อมูลจะ Cointegrate กันก็ต่อเมื่อการเคลื่อนไหวของข้อมูลมีแนวโน้มไปในทิศทางเดียวกันในระยะยาวและเข้าสู่ดุลยภาพแม้ว่าระยะสั้นอาจมีการเคลื่อนไหวออกจากแนวโน้มจากความคลาดเคลื่อนก็ตาม โดยไม่เกิดปัญหา Spurious relationship ถึงแม้ว่าตัวแปรที่ใช้จะ Non-stationary $I(0)$ ซึ่งอาจเรียกได้ว่าเป็นการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติแนวใหม่ที่ถูกพัฒนาขึ้นในการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่เป็น Non-stationary ได้อย่างเหมาะสมต่างกับการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติแบบดั้งเดิมที่การทดสอบข้อมูลลักษณะดังกล่าวทำให้การประมาณค่าบิดเบือนไปจากความเป็นจริงในการทดสอบ Cointegration นั้นมี 2 วิธี คือ Two-step approach ที่นำเสนอโดย Engle and Granger (1987) และ Full Information Maximum Likelihood (FIML) Approach ที่เสนอโดย Johansen and Juselius แต่ในการศึกษาครั้งนี้ใช้วิธีของ Engle and Granger เนื่องจากขนาดของตัวอย่างที่นำมาศึกษาครั้งนี้มีขนาดไม่ใหญ่ ซึ่งผลที่ได้จากการศึกษาทั้งสองจึงไม่แตกต่างกัน แต่วิธีการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวที่นิยมและเป็นที่ยอมรับกันดีคือ วิธีการทดสอบ Two-step approach ของ Engle and Granger (1987) โดย Engle and Granger (1987) ได้ให้นิยามของ Cointegration กล่าวคือ ถ้า X_t และ Y_t เป็นอนุกรมเวลา (Time series) X_t และ Y_t จะถูกเรียกว่าเป็น Cointegrated of Order (d, b) นั่นคือ $[X_t \ Y_t] \sim CI(d, b)$ โดยตัวแปรในเวกเตอร์ X_t และ Y_t ทุกตัวต้อง Integrated ที่ อันดับ d $I(d)$ เท่ากัน และถ้ามีเวกเตอร์ $\alpha (\neq 0)$ ซึ่ง $Z_t = \alpha' \sim I(d-b)$ $b > 0$ เวกเตอร์ α เรียกว่า Cointegration Vector โดย $d = b$ จะสามารถหา Cointegration ได้โดยประกอบด้วยขั้นตอนหลัก ๆ 2 ขั้นตอน คือ

ขั้นตอนแรก นำตัวแปรที่ Stationary ในอันดับเดียวกันมาประมาณสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) เพื่อหาอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อน ดังสมการนี้

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t \quad (9)$$

โดยที่ Y_t = ตัวแปรตาม

X_t = ตัวแปรอธิบาย

e_t = ความคลาดเคลื่อน

ขั้นตอนที่สอง นำค่าความคลาดเคลื่อน (e_t) ที่ได้จากสมการ (9) ไปทดสอบว่ามีลักษณะ Stationary หรือไม่ ด้วยการใช้วิธี Augmented Dickey-Fuller Test โดยไม่ต้องใส่ค่าคงที่ และ time trend ดังสมการนี้

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \sum \varphi \Delta e_{t-1} + u_t \quad (10)$$

สมมติฐานในการทดสอบคือ

$H_0: \gamma = 0$ แสดงว่า e_t มีคุณสมบัติที่เป็น Non-stationary

$H_1: \gamma < 1$ แสดงว่า e_t มีคุณสมบัติที่เป็น Stationary

นั่นคือถ้า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) แสดงว่าตัวแปรต้นมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวกับตัวแปรตาม แต่ถ้าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่ามี Unit root ในค่าความคลาดเคลื่อนหรือตัวแปรตาม ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวกับตัวแปรต้น

5. แบบจำลอง Autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH model)

ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาส่วนใหญ่แล้วจะมีการกำหนด Stochastic variable ให้มีความแปรปรวนคงที่ (Homoskedastic) ซึ่งในการประยุกต์ใช้กับบางข้อมูลนั้นค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน (Error term) จะไม่มีฟังก์ชันของตัวแปรอิสระแต่มีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาขึ้นอยู่กับขนาดของความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นในอดีต และในบางการศึกษาเช่นแบบจำลองของเงินเพื่อ อัตราดอกเบี้ยหรือผลตอบแทนจากตลาดหลักทรัพย์ ในบางคาบเวลาจะมีความผันผวน (Volatility) สูง (และความคลาดเคลื่อนขนาดใหญ่) ตามด้วยคาบเวลาที่มีค่าความผันผวน (Volatility) ต่ำ (และความคลาดเคลื่อนขนาดเล็ก) สรุปได้ว่าค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนจากการถดถอยจะขึ้นอยู่กับค่าความผันผวน (Volatility) ของความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมา (Enders, 1995 อ้างใน ฌพล หงสกุลวสุ, 2550)

ความเป็นไปได้ในการหาค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไปพร้อมกันนั้นในขั้นต้นการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจะมีความแม่นยำเหนือกว่าการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขมาก ซึ่งแบบจำลอง Autoregression moving average (ARMA) ซึ่งแสดงได้ดังนี้

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

และต้องการพยากรณ์ X_{t-1} การพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขของ X_{t-1} ดังนี้ คือ

$$E_t X_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} \quad (12)$$

ถ้าเราใช้ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขในการพยากรณ์ X_{t-1} ค่าความคลาดเคลื่อนของความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขที่พยากรณ์ได้ตั้งสมการนี้

$$E_t [(X_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1})^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \quad (13)$$

ถ้าเปลี่ยนไปใช้การพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขแล้ว ผลที่จะใช้เป็นค่าเฉลี่ยในช่วง Long-run ของลำดับ $\{X_t\}$ ซึ่งเท่ากับ $\frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)}$ จะได้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขตามสมการนี้

$$\begin{aligned} E \left\{ \left[X_{t-1} - \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)} \right]^2 \right\} &= E \left\{ (\varepsilon_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_t + \alpha_1^2 \varepsilon_{t-1} + \alpha_1^3 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2 \right\} \\ &= \frac{\sigma^2}{1-\alpha_1^2} \end{aligned} \quad (14)$$

เมื่อ $\frac{\sigma^2}{1-\alpha_1^2} > 1$ ค่าความแปรปรวนที่ได้จากการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขจะสูงกว่าแบบมีเงื่อนไข ดังนั้นในการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจึงมีความเหมาะสมกว่า ในลักษณะเดียวกันถ้าความแปรปรวนของ $\{\varepsilon_t\}$ ไม่เป็นค่าคงที่ จะสามารถประมาณค่าแนวโน้มของการเปลี่ยนแปลงความแปรปรวนโดยใช้ ARMA model อธิบายได้โดยให้ $\{\varepsilon_t\}$ แทนส่วนที่เหลือ (Residuals) ที่ได้จากประมาณจากสมการ (3.12) ดังนั้นค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข (Condition variance) ของ X_{t-1} จะได้ตั้งสมการนี้

$$\begin{aligned}\text{Var}(X_{t+1}|X_t) &= E_t[(X_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_t)^2] \\ &= E_t \mathcal{E}_{t+1}^2\end{aligned}\quad (15)$$

และจากที่ให้ $E_t \mathcal{E}_{t+1}^2$ เท่ากับ σ_{t+1}^2 จึงแสดงว่าค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขไม่ใช่ค่าคงที่และจะได้แบบจำลองในการประมาณค่าส่วนที่เหลือ (Residual) ออกมาดังสมการนี้

$$\mathcal{E}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mathcal{E}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \mathcal{E}_{t-q}^2 + v_t \quad (16)$$

โดย v_t = White noise process

ถ้าค่าของ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ เท่ากับศูนย์ ค่าความแปรปรวนจากการประมาณจะเท่ากับค่าคงที่ α_0 อีกนัยหนึ่ง คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ X_t จะมีการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับ Autoregressive ในสมการ (15) ดังนั้นจะสามารถใช้สมการ (16) ในการพยากรณ์ค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขที่เวลา $t+1$ ดังสมการนี้

$$E \mathcal{E}_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mathcal{E}_t^2 + \alpha_2 \mathcal{E}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \mathcal{E}_{t+1-q}^2 \quad (17)$$

จากเหตุผลที่กล่าวมา สมการที่ (15) เรียกว่า Autoregressive condition heteroskedastic (ARCH) model และสมการ (15) เป็น ARCH (q) สมการ (15) ค่า $E \mathcal{E}_{t+1}^2$ หรือ σ_{t+1}^2 จะประกอบด้วย 2 องค์ประกอบ คือ ค่าคงที่และความผันผวน (Volatility) ในคาบเวลาที่ผ่านมา ซึ่งเขียนได้เป็นส่วนเหลือกำลังสองของคาบในอดีต (ARCH term) ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ สามารถหาค่าได้โดยใช้วิธี Maximum Likelihood

6. แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH model)

Bollerslev (1986) อ้างใน ณพล หงสกุลวสุ (2550) ได้ขยายมาจาก ARCH model โดยมีขั้นตอน คือ ให้ค่าความคลาดเคลื่อนจากกระบวนการเป็นดังสมการต่อไปนี้

$$\mathcal{E}_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (18)$$

โดยที่ โดยที่ความแปรปรวนของ $v_t = \sigma_v^2 = 1$

$$\text{และ} \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (19)$$

เมื่อ $\{v_t\}$ คือ white noise process ที่เป็นค่าอิสระจากเหตุการณ์ในอดีต (\mathcal{E}_{t-1}) ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขและไม่มีเงื่อนไขของ ε_t จะมาจาก h_t ในสมการ (17)

GARCH (p, q) นั้นใช้กระบวนการ Autoregressive และ Moving average ในการหา Heteroskedastic variance ได้ดังสมการต่อไปนี้

$$E_{t-1} \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (20)$$

ถ้ากำหนดให้ค่า $p = 0$ และ $q = 1$ จะได้เป็น ARCH (1) หรือถ้าค่า β_i ทั้งหมดมีค่าเป็น 0 แบบจำลอง GARCH (p, q) จะเทียบเท่ากับแบบจำลอง ARCH(q) คุณสมบัติที่สำคัญของแบบจำลอง GARCH คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ disturbances ของค่า X_t สร้างขึ้นมาจากกระบวนการ ARMA จึงสามารถคาดได้ว่าส่วนที่เหลือจากการทำ ARMA จะแสดงถึงรูปแบบคุณลักษณะเดียวกัน เช่น ถ้าการประมาณค่า $\{X_t\}$ ด้วยกระบวนการ ARMA ค่าสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation function หรือ ACF) ซึ่งเป็นสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่มที่หน่วยเวลาห่างกันของกระบวนการเดียวกันและสหสัมพันธ์ในตัวเองส่วนย่อย (Partial autocorrelation function หรือ PACF) ของส่วนเหลือควรจะบ่งบอกถึงกระบวนการ White noise และ ACF ของกำลังสองของส่วนเหลือนำมาช่วยในการระบุถึงลำดับของกระบวนการ GARCH

แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

การกำหนดแบบจำลองประยุกต์มาจาก Kiheung Kim and WooRhee Lee (1993) ซึ่งประยุกต์การใช้จากทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศ ของปัจจัยที่กำหนดดุลยภาพปริมาณส่งออกและราคาส่งออก ได้แก่ ปัจจัยที่ทำให้อุปสงค์การส่งออกและอุปทานการส่งออกเปลี่ยนไป โดยแบบจำลองที่ใช้ประกอบด้วย 2 แบบจำลอง

1. แบบจำลองที่อธิบายปริมาณส่งออก โดยมีฟังก์ชันอุปสงค์ของการส่งออกข้าวหอมมะลิ ในรูปแบบทั่วไป คือ

$$Q_{it} = f(P_{FOBit}, GDP_{it}, RATE_{it}, h_t, Dummy) \quad (21)$$

กำหนดให้

Q_{it}	= ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ของประเทศไทยไปประเทศ i ในปี ที่ t มีหน่วยเป็นตัน
P_{FOBit}	= ราคาส่งออกข้าวหอมของประเทศไทย ในปีที่ t มีหน่วยเป็นดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อตัน
GDP_{it}	= รายได้ประชาชาติของประเทศ i ในปีที่ t มีหน่วยเป็นเงินตราของประเทศ
$RATE_{it}$	= อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศของประเทศผู้นำเข้า ณ เวลา ที่ t (เมื่อ $i=1$ ดอลลาร์สหรัฐฯ/บาท, $i=2$ หยวน/บาท, $i=3$ ดอลลาร์ฮ่องกง/บาท)
h_t	= ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน
I	= สหรัฐอเมริกา ประเทศจีน ฮ่องกง
$Dummy$	= ตัวแปรหุ่นในช่วงเวลาที่ผิดปกติ

การศึกษาครั้งนี้ แบบจำลองที่นำมาใช้ในการอธิบายถึงความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนก็คือ แบบจำลอง GARCH (p, q) ซึ่งประยุกต์มาจาก Bollerslev (1986) อ้างใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ (2547) สามารถเขียนแสดงวิธีได้ดังนี้

$$Ex_t = \alpha + v_t \quad (22)$$

การประมาณค่าความคาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยน ได้ดังนี้

$$v_t = Ex_t - \hat{Ex}_t \quad (23)$$

โดยที่	Ex_t	คือ	อัตราแลกเปลี่ยน
	$E\hat{x}_t$	คือ	ค่าจากการประมาณค่าของสมการที่(22)
	v_t	คือ	ค่าความคลาดเคลื่อนจากการประมาณค่าของอัตราแลกเปลี่ยน

จากสมการความสัมพันธ์ที่ (19) เราสามารถประมาณการสร้างสมการ GARCH (p, q) ดังนี้

$$h_t = \alpha_0 + \beta_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_2 h_{t-1} \quad (24)$$

โดยที่	h_t	คือ	Conditional variance โดยที่ ($\varepsilon = E\varepsilon^2_t$)
	ε^2_{t-1}	คือ	ค่ากำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อน

จากสมการความสัมพันธ์ที่ (21) สามารถสร้างสมการความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อปริมาณการส่งออกข้าว ได้ด้วยวิธี Double log ดังนี้

$$\ln Q_{it} = c + \eta_1 \ln P_{FOBit} + \eta_2 \ln GDP_{it} + \eta_3 \ln RATE_{it} + \eta_4 \ln h_t + \eta_5 Dummy + v_t \quad (25)$$

สมมติฐานที่ใช้ในการศึกษา

$$\frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln P_{FOBit}} < 0 \quad \text{แสดงว่า ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 มี}$$

ความสัมพันธ์ผกผันกับปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 เปลี่ยนแปลงไป จะส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 มีปริมาณเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางตรงกันข้าม

$$\frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln GDP_{it}} > 0 \quad \text{แสดงว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ มี}$$

ความสัมพันธ์แปรตามกับปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีมากขึ้น จะส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 มีปริมาณที่เพิ่มขึ้น

$$\frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln RATE_{it}} < 0 \quad \text{แสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์แปรผกผันกับ}$$

ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้น เมื่อเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า จะส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 มีปริมาณลดลง

$$\frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln h_{it}} < 0 \quad \text{แสดงว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนแปรผกผัน}$$

กับปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงจะส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้ามีปริมาณลดลง

2. แบบจำลองที่อธิบายราคาส่งออก โดยพิจารณาปัจจัยต่าง ๆ ที่มีอิทธิพลในการกำหนดราคาของการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ไปยังตลาดผู้นำเข้าต่างประเทศที่สำคัญ ได้แก่ สหรัฐอเมริกา, ประเทศจีน ฮองกง ตามลำดับ โดยมีฟังก์ชันอุปสงค์ของการส่งออกข้าวหอมในรูปแบบทั่วไป คือ

$$P_{it} = f(Q_{it}, RATE_{it}, h_t) \quad (26)$$

กำหนดให้

- P_{it} = ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ของประเทศไทยไปประเทศ i ในปีที่ t มีหน่วยเป็นดอลลาร์ต่อตัน
- Q_{it} = ราคาจำหน่ายข้าวในประเทศ i ในปีที่ t มีหน่วยเป็นเงินตราของประเทศต่อตัน
- $RATE_{it}$ = อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศของประเทศผู้นำเข้า ณ เวลาที่ t
(เมื่อ $i=1$ ดอลลาร์สหรัฐ/บาท, $i=2$ หยวน/บาท, $i=3$ ดอลลาร์ฮ่องกง/บาท)
- h_t = ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน
- i = สหรัฐอเมริกา ประเทศจีน ฮองกง

การศึกษาครั้งนี้ แบบจำลองที่จะถูกนำมาใช้ในการอธิบายถึงความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ก็คือ แบบจำลอง GARCH (p, q) ซึ่งประยุกต์มาจาก Bollerslev (1986) อังใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ (2547) สามารถเขียนแสดงวิธีได้ดังนี้

$$Ex_t = \alpha + v_t \quad (27)$$

การประมาณค่าความคาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยน ได้ดังนี้

$$v_t = Ex_t - \hat{Ex}_t \quad (28)$$

โดยที่ Ex_t คือ อัตราแลกเปลี่ยน
 \hat{Ex}_t คือ ค่าจากการประมาณค่าของสมการที่ (27)
 v_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนจากการประมาณค่าของอัตราแลกเปลี่ยน

จากสมการความสัมพันธ์ที่ (19) เราสามารถสร้างสมการ GARCH (p, q) ดังนี้

$$h_t = \alpha_0 + \beta_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_2 h_{t-1} \quad (29)$$

โดยที่ h_t คือ Conditional variance โดยที่ ($\varepsilon = E\varepsilon^2_t$)
 ε^2_{t-1} คือ ค่ากำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อน

จากสมการความสัมพันธ์ที่ (26) สามารถสร้างสมการความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อปริมาณการส่งออกข้าวได้ด้วยวิธี Double log ดังนี้

$$\ln P_{it} = c + \theta \ln_1 Q_{it} + \theta_2 \ln RATE_{it} + \theta_3 \ln h_t + \gamma_t \quad (30)$$

สมมติฐานที่ใช้ในการศึกษา

$$\frac{\partial \ln P_{it}}{\partial \ln Q_{it}} < 0 \quad \text{แสดงว่า ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1}$$

และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า มีความสัมพันธ์แปรผกผันกับราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า สูงขึ้น จะส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 มีปริมาณลดลง

$$\frac{\partial \ln P_{it}}{\partial \ln RATE_{it}} < 0 \quad \text{แสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์แปรผกผันกับ}$$

ราคาการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้น เมื่อเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า จะส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 มีปริมาณลดลง

$$\frac{\partial \ln P_{it}}{\partial \ln h_{it}} < 0 \quad \text{แสดงว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนแปรผกผัน}$$

กับราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าผู้นำเข้ามีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าราคาส่งออก

$$\frac{\partial \ln P_{it}}{\partial \ln h_{it}} > 0 \quad \text{แสดงว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนแปรผันกับ}$$

ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ 2 ไปยังประเทศคู่ค้า โดยถ้าผู้นำเข้ามีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนน้อยกว่าราคาส่งออก

บทที่ 3

สถานการณ์การส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังประเทศคู่ค้าและทิศทางของอัตราแลกเปลี่ยน

การผลิตและการส่งออกข้าวหอมมะลิไทย

แหล่งและปริมาณการผลิต

ข้าวขาวดอกมะลิ 105 และ กข.15 เป็นข้าวนุ่มและมีกลิ่นหอมโดยธรรมชาติและถือว่าเป็นข้าวที่มีคุณภาพดีที่สุดในประเทศไทย แตกต่างไปจากข้าวพันธุ์อื่น ๆ กระทรวงพาณิชย์จึงได้กำหนดให้เฉพาะสองพันธุ์นี้เท่านั้นเป็นสินค้ามาตรฐานส่งออก โดยธรรมชาติแล้วข้าวขาวดอกมะลิ 105 และ กข.15 สามารถปลูกได้ทั่วทุกภาคในประเทศไทย ในปีการเพาะปลูก 2546/2547 และ 2548/2549 เนื้อที่เพาะปลูกข้าวทั้งสองพันธุ์ทั่วประเทศมีประมาณ 16.45 และเพิ่มขึ้นเป็น 18.94 ล้านไร่ ตามลำดับ โดยเป็นข้าวขาวดอกมะลิ 105 ประมาณร้อยละ 85-90 และ กข. 15 ประมาณ ร้อยละ 10-15 แหล่งปลูกและผลิตข้าวหอมมะลิเรียงตามลำดับความสำคัญ ได้แก่ ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (โดยเฉพาะเขตทุ่งกุลาร้องไห้) ภาคเหนือ (เชียงราย พะเยา เชียงใหม่) ภาคกลาง และภาคใต้ เป็นร้อยละ 82 12 5 และ 1 ตามลำดับผลผลิตเป็นข้าวเปลือกหอมมะลิ ประมาณ 5.4 และ 6.4 ล้านตัน หรือเป็นข้าวสาร 3.5 และ 4.2 ล้านตัน (อัตราการแปร ข้าวสาร: ข้าวเปลือก = 0.65: 1) (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2549)

ปริมาณและมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิ

ข้าวหอมมะลิไทย ทุกชนิดมีการส่งออก นับจากปี 2547 - 2549 เป็นปริมาณ 2.45 2.65 และ 2.57 ล้านตัน ตามลำดับ เป็นมูลค่า 35,810 34,623 และ 40,122 ล้านบาท ตามลำดับ ส่วนในปี 2550 (ม.ค.-มิ.ย.) ส่งออกแล้วเป็นปริมาณ 1.45 ล้านตัน มูลค่า 22,698 ล้านบาท ตามตารางที่ 3.1

ตารางที่ 3.1 สถิติการส่งออกสินค้ามาตรฐานข้าวหอมมะลิไทย ปี 2547 - 2550

ปริมาณ: เมตริกตัน

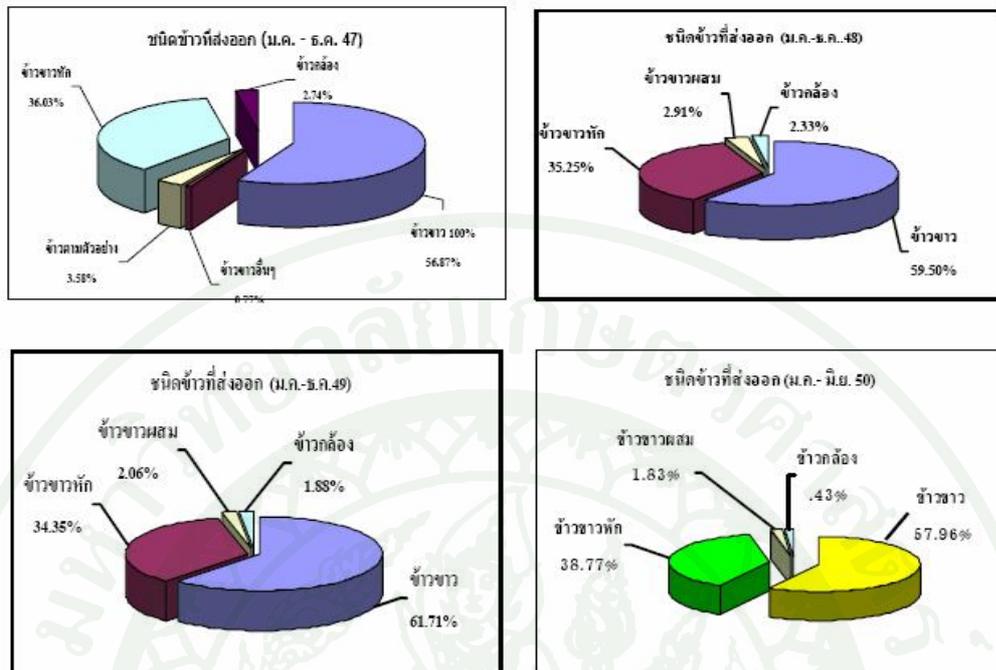
มูลค่า: ล้านบาท

	2547		2548		2549		2550	
	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า	ปริมาณ	มูลค่า
มกราคม	168,665.00	2,843.00	187,876.00	2,735.00	188,055.96	2,916.56	296,883.64	4,586.13
กุมภาพันธ์	185,259.00	2,862.00	172,361.00	2,422.00	199,202.51	2,992.80	226,098.00	3,546.08
มีนาคม	204,838.00	3,180.00	169,183.00	2,629.00	257,897.38	3,634.36	280,165.61	4,245.89
เมษายน	203,323.00	3,140.00	150,138.00	2,307.00	235,308.20	3,126.09	195,343.57	3,182.00
พฤษภาคม	144,831.00	2,536.00	207,900.00	2,975.00	151,406.24	2,532.70	207,073.00	3,391.33
มิถุนายน	153,502.00	2,759.00	138,296.00	2,275.00	222,194.51	3,264.43	244,950.99	3,746.89
กรกฎาคม	182,825.00	2,927.00	161,256.00	2,451.00	174,039.44	2,747.81	-	-
สิงหาคม	146,739.00	2,449.00	201,216.00	3,062.00	190,845.85	3,037.18	-	-
กันยายน	157,724.00	2,415.00	190,919.00	2,955.00	190,057.25	3,150.57	-	-
ตุลาคม	182,954.00	2,709.00	174,471.00	2,671.00	218,457.00	3,553.17	-	-
พฤศจิกายน	256,218.00	3,813.00	259,753.00	3,996.00	257,852.22	4,284.85	-	-
ธันวาคม	269,997.00	4,194.00	254,940.00	4,144.00	286,255.43	4,880.42	-	-
รวม	2,246,875.00	35,827.00	2,268,309.00	34,622.00	2,571,571.98	40,120.93	1,450,514.80	22,698.33

ที่มา: สำนักงานมาตรฐานสินค้านำเข้าส่งออก (2550)

ชนิดข้าวหอมมะลิ

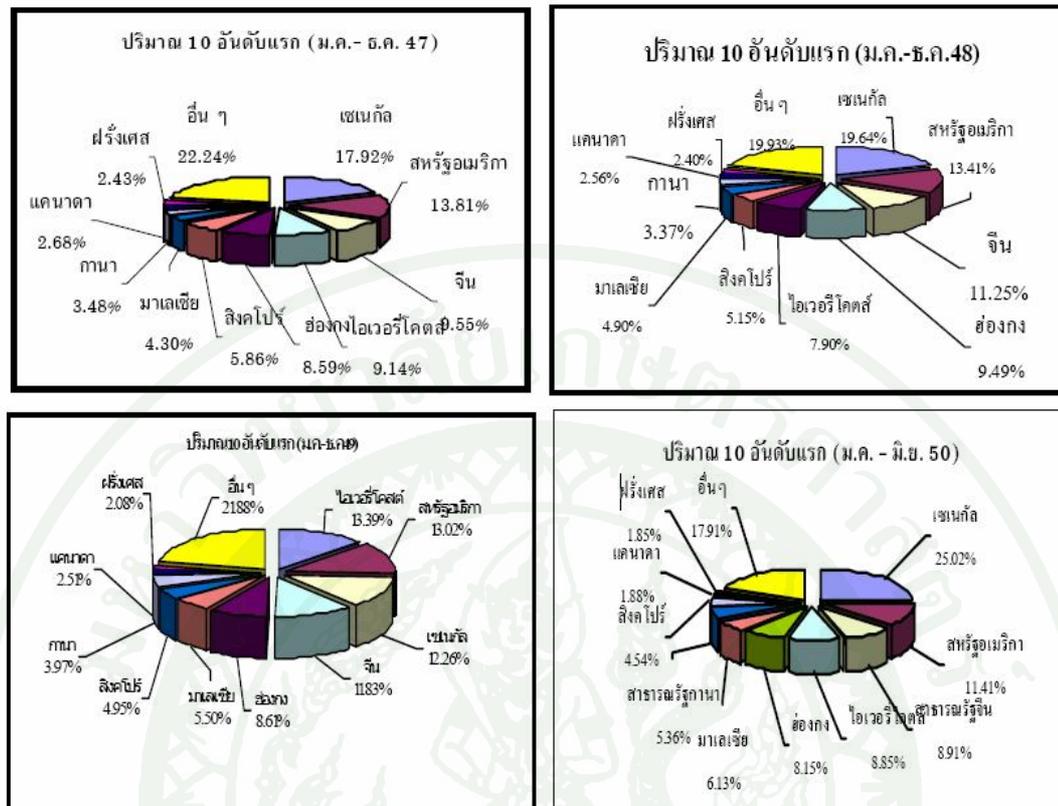
ข้าวหอมมะลิไทยที่ส่งออกแบ่งเป็นประเภท ตามลำดับความสำคัญ (ภาพที่ 3.1) ได้แก่ ข้าวขาว (ข้าว 100% ข้าว 5% ข้าว 10 %...) ข้าวหัก (เอวันเลิส เอวันเลิสพิเศษ) ข้าวผสมตามตัวอย่าง (80: 22) และ ข้าวกล้อง เป็นร้อยละ 60 35 2.6 และ 2.4 ตามลำดับ



ภาพที่ 3.1 แสดงชนิดข้าวที่ส่งออก ปี 2547 - 2550
ที่มา : สำนักมาตรฐานสินค้านำเข้าส่งออก

ตลาดส่งออกข้าวหอมมะลิ

ข้าวหอมมะลิไทยได้รับความนิยมไปทั่วโลก ตลาดใหญ่เป็นข้าวขาว ชนิดที่เรียกว่าข้าว 100 % ชั้น 2 ซึ่งเป็นข้าวที่ได้รับความนิยมทุกๆไป สำหรับคนที่กำลังซื้อสูงในตลาดต่างประเทศ โดยข้าวชนิดนี้ส่งออกถึงร้อยละ 60 ของข้าวหอมมะลิไทยที่ส่งออกทั้งหมดตลาดหลัก ๆ ที่สำคัญ (ภาพที่ 3.2) ได้แก่ เอเชีย อเมริกา ยุโรป และออสเตรเลีย/โอเชียเนีย มีสัดส่วนการนำเข้าในแต่ละภูมิภาคเป็นร้อยละ 33 15 9 และ 2.6 ตามลำดับ ส่วนตลาดอาฟริกาซึ่งผู้บริโภคมีกำลังซื้อต่ำ แต่มีความต้องการบริโภคข้าวหอมมะลิไทยสูงเช่นกัน จึงเป็นตลาดหลักที่นิยมนำเข้าข้าวหักหรือปลายข้าวหอมมะลิไทย โดยข้าวชนิดนี้มีสัดส่วนการส่งออกสูงถึงร้อยละ 36 ของข้าวหอมมะลิไทยที่ส่งออกทั้งหมด ส่วนข้าวชนิดที่เรียกว่าข้าวผสมและข้าวกล้อง ส่งออกรวมกันเป็นสัดส่วนร้อยละ 4 ของข้าวที่ส่งออกทุกชนิด สำหรับประเทศที่นำเข้าสำคัญ ๆ 10 อันดับแรก เอเชีย ได้แก่ จีน ฮองกง มาเลเซีย สิงคโปร์ อเมริกา ได้แก่ สหรัฐอเมริกา คานาดา ยุโรป ได้แก่ ฝรั่งเศส และแอฟริกา ได้แก่ เซเนกัล ไบเวอรีโคตส์ กานา (ตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทย,2551)



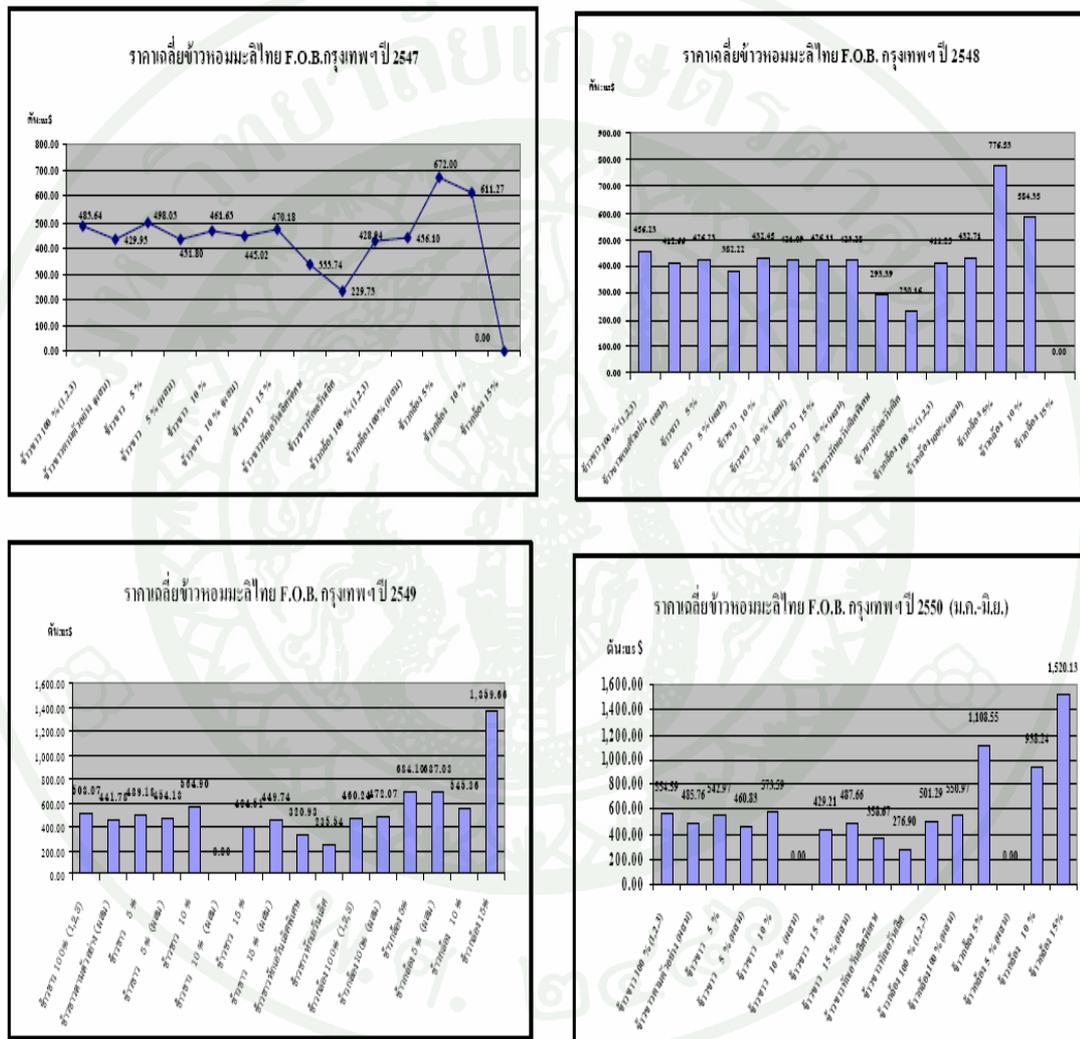
ภาพที่ 3.2 แสดงตลาดส่งออกข้าว 10 อันดับ ปี 2547 - 2550 (ม.ค. – มิ.ย.)

ที่มา: สำนักมาตรฐานสินค้านำเข้าส่งออก (2551)

ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ

ราคาข้าวหอมมะลิไทยทุกชนิด มีความเคลื่อนไหวซึ่งมีแนวโน้มสูงขึ้น และมีเสถียรภาพ (ภาพความเคลื่อนไหวราคาส่งออกเฉลี่ยของชนิดข้าว) (ภาพที่ 3.3) โดยข้าวขาว 100 % ชั้น 2 ซึ่งเป็นชนิดข้าวที่มีสัดส่วนการส่งออกสูงถึงร้อยละ 60 ราคา เฉลี่ยรายปีต้นละ 483.64 456.23 503.07 และ 554.49 เหรียญสหรัฐ ในปี 2547 2548 2549 และ ปี 2550 (ม.ค.-มิ.ย.) ตามลำดับ และในช่วงเวลาเดียวกัน ข้าวหักหรือปลายข้าวชนิดเอวันเลิสและเอวันเลิสพิเศษ ซึ่งเป็นชนิดที่ส่งออกมากไปตลาดแอฟริกา ราคามีความเคลื่อนไหวอยู่ในระดับต้นละ 230 - 358 เหรียญสหรัฐ ในขณะเดียวกัน ข้าวกล้อง ซึ่งเป็นข้าวกล้องหอมมะลิไทยอินทรีย์ (ข้าวอานามย์) ปริมาณส่งออกน้อยเป็นข้าวชนิดเจาะเฉพาะกลุ่มผู้บริโภคและตลาด (Niche product andmarket) ข้าวที่ส่งออกจะบรรจุในบรรจุภัณฑ์ขนาดเล็กไม่เกินถุงละ 1 กิโลกรัม โดยตลาดหลักคือยุโรป ที่มีกำลังซื้อสูงและกินเพื่อสุขภาพ ราคามี

ความเคลื่อนไหวสูงเมื่อเทียบกับข้าวชนิดอื่น ๆ ราคาข้าวกล้อง 5% อยู่ระดับตันละ 670 – 1,100 เหรียญสหรัฐ อีกชนิดหนึ่งที่เรียกว่า ข้าวผสม 80: 20 (ข้าวตามตัวอย่าง) เป็นข้าวส่งออกที่เอาใจผู้บริโภคระดับล่างได้มีโอกาสลิ้มรสข้าวดีราคาถูก มีสัดส่วนในการส่งออกร้อยละ 2.5 ของข้าวทุกชนิด ราคาเคลื่อนไหวอยู่ในช่วงตันละ 400 – 490 เหรียญสหรัฐ



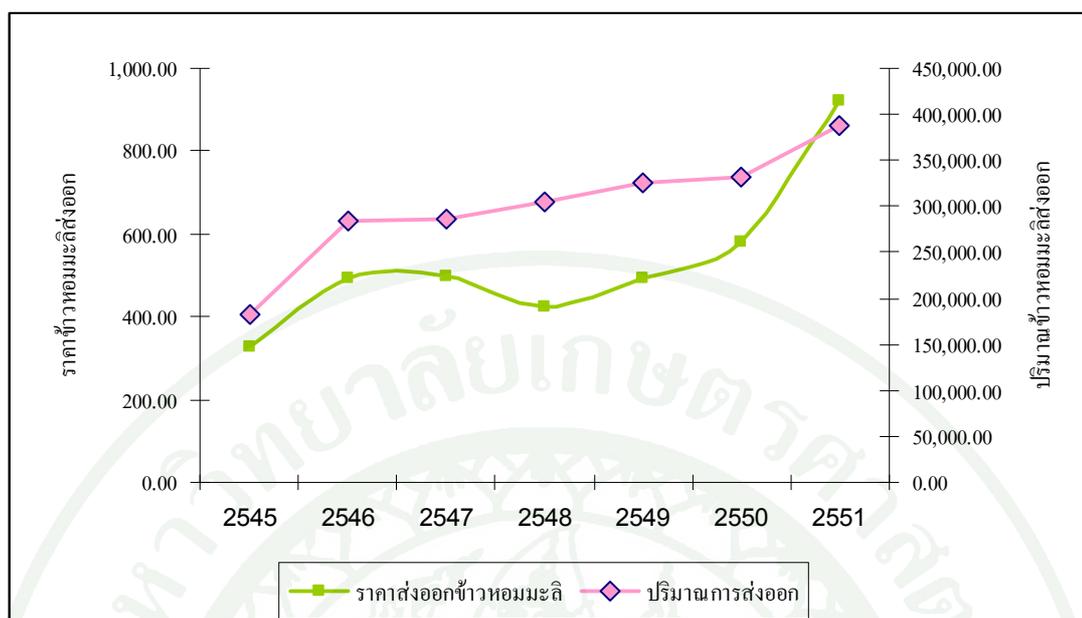
ภาพที่ 3.3 แสดงราคาเฉลี่ยข้าวหอมมะลิไทย F.O.B. กรุงเทพฯ ปี 2547 – 2550 (ม.ค.-มิ.ย.)

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร

ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังประเทศคู่ค้าตั้งแต่ปี 2545 - 2551

ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา

สหรัฐอเมริกาเป็นตลาดส่งออกข้าวหอมมะลิที่สำคัญอันดับหนึ่งของไทย โดยมีสัดส่วนการส่งออกประมาณร้อยละ 20 ของมูลค่าการส่งออกข้าวหอมมะลิทั้งหมด ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิไทยที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาตั้งแต่ปี 2545-2551 มีปริมาณการส่งออกเพิ่มขึ้นทุกปี (ภาพที่ 3.4) พบว่า ข้าวหอมมะลิไทยเป็นที่ชื่นชอบของคนอเมริกันเชื้อสายเอเชียมากกว่าข้าวขาวพันธุ์อื่นๆ ทำให้ตลาดข้าวหอมมะลิไทยในสหรัฐอเมริกาเติบโตอย่างรวดเร็วมาก โดยในช่วงปี 2545 มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิไทยเท่ากับ 182,252.28 ตัน และคิดเป็นมูลค่าการส่งออกเท่ากับ 2,748.82 ล้านบาท และในปี 2546 มีปริมาณการส่งออกเพิ่มขึ้นจากปี 2545 ร้อยละ 35.70 โดยมีปริมาณการส่งออกเท่ากับ 283,418.98 ตัน และคิดเป็นมูลค่าเท่ากับ 4,872.07 ล้านบาท ในปี 2547 ไทยส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังสหรัฐอเมริกาเพิ่มขึ้นเท่ากับ 286,000.00 ตัน คิดเป็นมูลค่าเท่ากับ 5,643.18 ล้านบาท เนื่องมาจากความต้องการข้าวหอมมะลิในตลาดสหรัฐฯเพิ่มขึ้นอย่างมาก เนื่องจากความนิยมบริโภคข้าวหอมมะลิในตลาดสหรัฐฯมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในปี 2548 มีปริมาณการส่งออก เท่ากับ 303,942.98 ตัน และคิดเป็นมูลค่าเท่ากับ 5,619.12 ล้านบาท โดยในปี 2549 ไทยส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังสหรัฐอเมริกาคิดเป็นมูลค่า 6,36.29 ล้านบาท หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 6.80 จากปีก่อนหน้า โดยมีปริมาณการนำเข้าเท่ากับ 326,111.37 ตัน เนื่องจากผลผลิตข้าวภายในประเทศสหรัฐฯลดลงซึ่งมีสาเหตุมาจากสภาวะอากาศที่หนาวเย็นและยาวนานกว่าปกติในช่วงต้นปี 2549 ทำให้การเพาะปลูกข้าวในหลายพื้นที่ของสหรัฐฯต้องล่าช้าออกไป จึงมีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิจากไทยเพิ่มขึ้น สำหรับในปี 2550 ผลผลิตข้าวของสหรัฐอเมริกาจะมีปริมาณลดลงประมาณร้อยละ 13 ต่อเนื่องจากปีที่ผ่านมา ส่งผลให้ราคาข้าวภายในประเทศมีแนวโน้มสูงขึ้น จึงทำให้สหรัฐอเมริกามีการนำเข้าข้าวหอมมะลิจากไทยเพิ่มขึ้นจากเดิมจำนวนมาก ส่วนหนึ่งเนื่องจากราคาข้าวที่พุ่งสูงขึ้นเป็นประวัติการณ์อันเป็นผลมาจากความวิตกกังวลว่าจะเกิดภาวะขาดแคลนข้าว แต่อีกปัจจัยหนึ่งคือ และราคาข้าวหอมมะลียังอยู่ในระดับที่ต่ำกว่าราคาข้าวหอมที่ผลิตในสหรัฐฯ ประกอบกับประเทศเวียดนามประสบกับปัญหาด้านสภาพภูมิอากาศทำให้ลดปริมาณการส่งออกเนื่องจากผลผลิตในปี 2551 มีปริมาณลดลงจึงเป็นผลดีกับไทยที่สามารถส่งออกข้าวหอมมะลิเพิ่มขึ้นเท่ากับ 363,422.70 ตัน คิดเป็นมูลค่าเท่ากับ 9,543.06 ล้านบาท

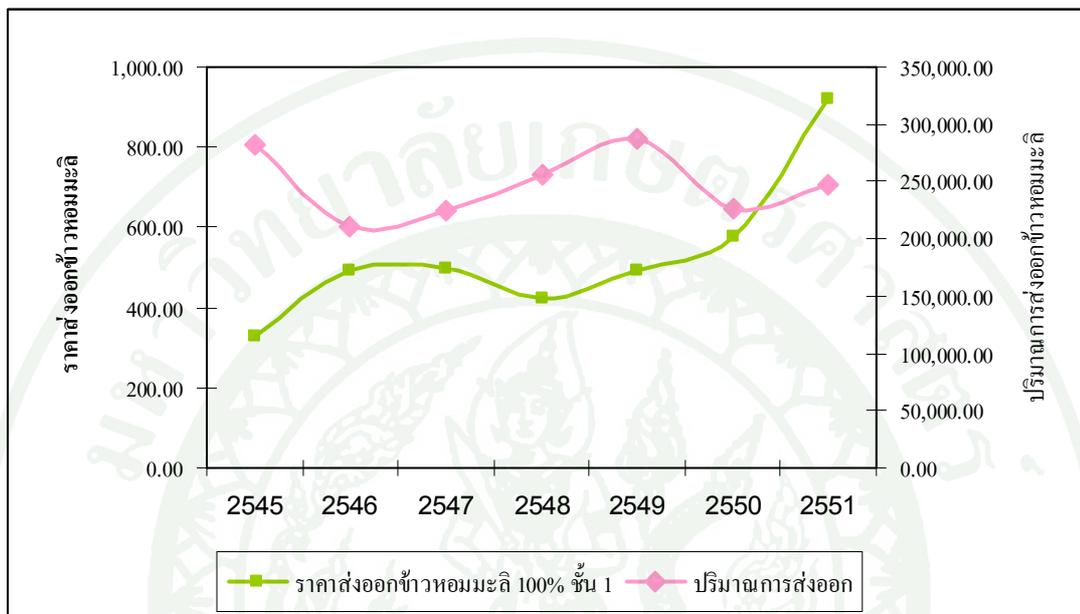


ภาพที่ 3.4 ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา
ที่มา: กรมศุลกากรและธนาคารแห่งประเทศไทย (2552)

มูลค่าและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังประเทศจีน

จีน ถือเป็นตลาดส่งออกข้าวหอมมะลิที่สำคัญเป็นอันดับสองรองจากสหรัฐฯ โดยมีเมืองเสินเจิ้นเป็นตลาดข้าวหอมมะลิที่ใหญ่ที่สุดในประเทศจีน แม้ว่าจีนจะสามารถเพาะปลูกข้าวได้เป็นปริมาณมากในแต่ละปี แต่การผลิตส่วนใหญ่ยังมีปริมาณไม่เพียงพอับความต้องการบริโภคภายในประเทศ จึงต้องอาศัยการนำเข้าจากต่างประเทศมาโดยตลอด การนำเข้าข้าวจากไทยมักเป็นข้าวคุณภาพสูง โดยในจำนวนนี้ จะเป็นข้าวหอมมะลิประมาณร้อยละ 50 เนื่องจากข้าวหอมมะลิเป็นข้าวคุณภาพสูงที่มีเอกลักษณ์เฉพาะตัว ปริมาณการส่งออกตั้งแต่ปี 2545 – 2551 (ภาพที่ 3.5) มีปริมาณการส่งออกเท่ากับ 280,229.47 209,983.55 224,611.92 256,625.46 286,950.15 225,560.40 และ 249,483.00 ตัน ตามลำดับ โดยมีมูลค่าการส่งออกเท่ากับ 3,969.03 3,698.90 3,991.70 4,518.26 5,146.92 4,236.82 ล้านบาท ซึ่งในปี 2549 จีนได้นำเข้าข้าวหอมมะลิจากไทยคิดเป็นมูลค่า 5,160 ล้านบาท เพิ่มขึ้นร้อยละ 14.21 จากปีก่อนหน้า การส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยในปี 2550 ปริมาณการส่งออกเพิ่มขึ้นจากปีที่ผ่านมา จากการที่ผลผลิตข้าวหอมมะลิของไทยมีแนวโน้มสูงขึ้นเพราะสภาพภูมิอากาศที่เอื้ออำนวยต่อการเพาะปลูก และจีนยังมีความต้องการนำเข้าข้าวเพิ่มมากขึ้นในปีนี้ เนื่องจากผลผลิตภายในประเทศได้รับความเสียหายจากภัยธรรมชาติ ซึ่งจะส่งผลต่อการส่งออกข้าวหอมมะลิ ขณะที่ ประเทศคู่แข่ง เฉพาะอย่างยิ่ง เวียดนาม ซึ่งผลผลิตข้าวภายในประเทศจะมี

อัตราการเพิ่มขึ้นในสัดส่วนที่ต่ำกว่าความต้องการบริโภค ทางการเวียดนามจึงชะลอการส่งออก เพื่อรักษาระดับราคาข้าวภายในประเทศไม่ให้ส่งผลกระทบต่อผู้บริโภคทำให้ในปี 2551 ประเทศจีนมีปริมาณการนำเข้าข้าวจากไทยในปริมาณที่สูงขึ้นเมื่อเทียบกับปีก่อนหน้า



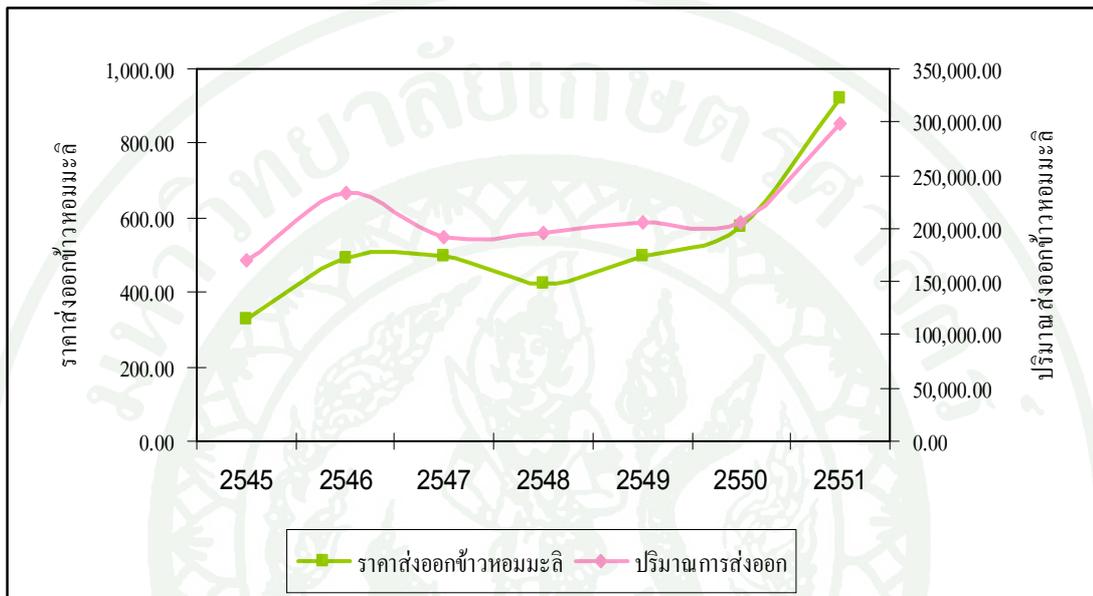
ภาพที่ 3.5 ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปจีน

ที่มา: กรมศุลกากร และธนาคารแห่งประเทศไทย (2552)

ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังประเทศฮ่องกง

ข้าวไทยเป็นที่นิยมในตลาดฮ่องกงอย่างมาก โดยเฉพาะอย่างยิ่งข้าวหอมมะลิ เนื่องจากข้าวไทยมีคุณภาพดี โดยสามารถครองส่วนแบ่งของตลาดได้มากที่สุด (ประมาณร้อยละ 81.0) เมื่อเทียบกับผู้ส่งออกข้าวรายใหญ่อื่น ๆ อาทิ จีน เวียดนาม ออสเตรเลีย สหรัฐอเมริกา โดยในปี 2545 มีปริมาณการนำเข้าจากไทยเพิ่มขึ้นจากปีที่แล้ว ร้อยละ 26.74 โดยมีปริมาณการส่งออกจำนวน 170,480.8 ตัน คิดเป็นมูลค่า 2,654.72 ล้านบาท เนื่องจากฮ่องกงนิยมบริโภคข้าวหอมมะลิไทยเพิ่มสูงขึ้นอีกทั้งยังมีการประชาสัมพันธ์ผ่านช่องทางร้านอาหารเพิ่มมากขึ้นส่งผลให้ในปี 2546 มีปริมาณการส่งออกเพิ่มขึ้นลดจกร้อยละ 26.74 เทียบจากปีที่แล้ว มีปริมาณการส่งออกประมาณ 232,696.05 ตัน คิดเป็นมูลค่า 4,280.90 ล้านบาท แต่ในปี 2547 และ 2548 ปริมาณการส่งออกข้าวลดลงจากเดิมร้อยละ 21.03 ทำให้มีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิจากมีปริมาณลดลง อยู่ที่ประมาณ 192,267.05 ตัน และ 196,267.21 ตัน ตามลำดับ สาเหตุเนื่องมาจากชาวฮ่องกงเริ่มหันมานิยมบริโภคข้าวจากเวียดนาม เนื่องจากราคาไม่แพง ข้าวที่นำเข้าจากเวียดนาม และในปี 2549 –

2551 ประเทศผู้ผลิตข้าวได้รับผลกระทบจากสภาพภูมิอากาศไม่เอื้ออำนวยแก่การเพาะปลูกจึงทำให้ปริมาณการผลิตไม่เพียงพอต่อการบริโภคภายในประเทศจึงลดปริมาณการส่งออกเพื่อสำรองข้าวไว้ใช้ภายในประเทศ ทำให้ไทยสามารถส่งออกข้าวหอมมะลิไปฮ่องกงมีทิศทางที่เพิ่มขึ้น โดยมีปริมาณการส่งออกอยู่ที่ 205,729.32, 206,477.52 และ 297,896.07 ตัน ดังแสดงในภาพที่ 3.9



ภาพที่ 3.6 ราคาและปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิของไทยไปยังฮ่องกง
ที่มา: กรมศุลกากรและ ธนาคารแห่งประเทศไทย (2552)

การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน

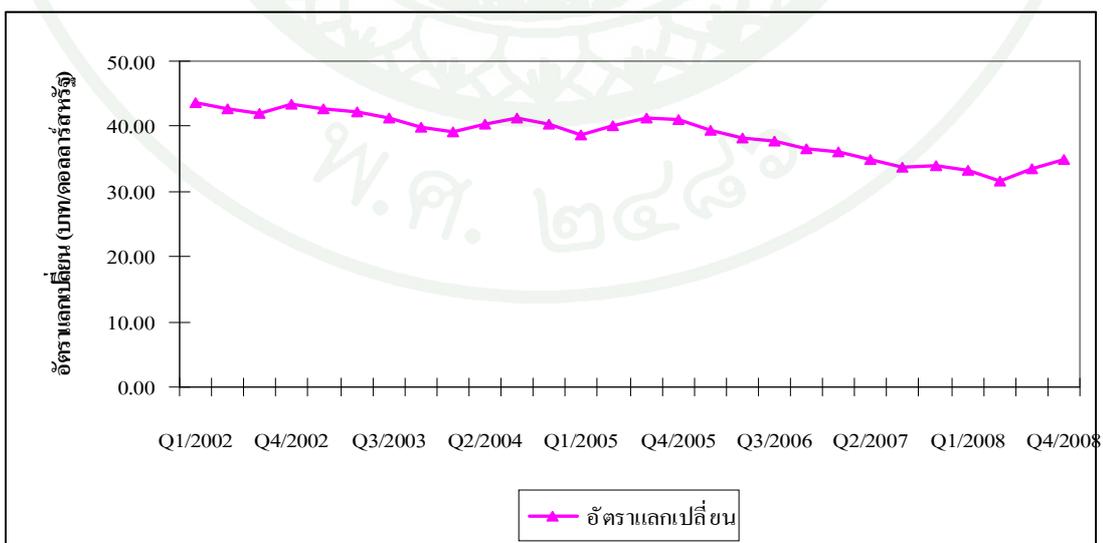
ช่วงวิกฤตการณ์ทางการเงินของประเทศไทย ในปี พ.ศ. 2540 นั้น เสถียรภาพภายนอกประเทศได้เกิดการเปลี่ยนแปลงและส่งผลกระทบต่อเสถียรภาพภายในประเทศอย่างมาก คือ เกิดการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งได้ส่งผลกระทบต่อภาคเศรษฐกิจของประเทศ ทางด้านการส่งออกและนำเข้าสินค้า ทั้งทางด้านของระดับราคา ปริมาณการส่งออก ในที่นี้อาจจะรวมถึงราคาของสินค้าในประเทศคู่ค้า โดยก่อนเกิดวิกฤตการณ์ทางการเงิน พ.ศ. 2540 ประเทศไทยใช้อัตราแลกเปลี่ยนแบบตระกร้า (Basket currency exchange rate) ซึ่งกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนไว้คงที่ประมาณ 25 บาท/ดอลลาร์สหรัฐอเมริกา โดยอิงอยู่กับสกุลเงินของประเทศคู่ค้าที่สำคัญหลายสกุล เช่น ดอลลาร์สหรัฐอเมริกา มาร์คเยอรมนี เยนญี่ปุ่น ปอนด์สเตอร์ลิง ริงกิตมาเลเซีย และดอลลาร์สิงคโปร์ เป็นต้น

ในวันที่ 2 กรกฎาคม 2540 ธนาคารแห่งประเทศไทยได้มีการเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนจากระบบตรึงเงิน เป็นระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวภายใต้การจัดการ (Managed floating exchanging rate system) ซึ่งส่งผลให้ค่าเงินบาทมีการอ่อนค่าลงอย่างมากในระยะแรกและมีค่าเฉลี่ยสูงสุดในเดือนมกราคม พ.ศ. 2541 เท่ากับ 53.40 บาท/ดอลลาร์สหรัฐ หลังจากนั้นอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนอยู่ในช่วงระหว่าง 34 – 45 บาท/ดอลลาร์สหรัฐ จากภาพที่ 3.4 แสดงทิศทางของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2545 อัตราแลกเปลี่ยนเคลื่อนไหวอยู่ระหว่าง 42.07 – 43.74 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ โดยมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 43.01 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐซึ่งแข็งค่าขึ้นประมาณร้อยละ 3.4 โดยค่าเงินบาทปรับแข็งค่าขึ้นตามปัจจัยภายนอกคือเงินเยนญี่ปุ่นเทียบกับดอลลาร์สหรัฐ เนื่องการฟื้นตัวทางเศรษฐกิจของสหรัฐยังไม่ชัดเจนและมีปัญหาเรื่องการงบประมาณบัญชี และปัจจัยภายในที่สนับสนุนให้ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นได้แก่ทิศทางเศรษฐกิจที่ดีขึ้นของไทย ทั้งตัวเลขการขยายตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมที่สูงและอุปสงค์ในประเทศที่ฟื้นตัวชัดเจน (ศูนย์วิจัยกสิกรไทย) และในปี 2546 เศรษฐกิจไทยมีการขยายตัวสูงถึงร้อยละ 6.7 จึงทำให้ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นต่อเนื่อง โดยเฉลี่ยทั้งปีอยู่ที่ 41.53 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ เป็นผลมาจากการอ่อนค่าเงินของดอลลาร์สหรัฐ เนื่องจากความกังวลเกี่ยวกับปัญหาการขาดดุลบัญชีเดินสะพัดและการขาดดุลการค้าของสหรัฐอเมริกา นอกจากนี้ยังพบว่าการแข็งค่าขึ้นอย่างรวดเร็วของค่าเงินบาทมีผลมาจากการเก็งกำไรของนักลงทุนในตลาดเงินอีกด้วย (นายปรีชา นวปราการ)

ในปี 2547 ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นจากปีก่อนหน้าในช่วงไตรมาสแรก อยู่ประมาณ 39.20 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ โดยมีปัจจัยสนับสนุนคือ การแข็งค่าขึ้นของเงินเยนต่อดอลลาร์สหรัฐจากการฟื้นตัวทางเศรษฐกิจของญี่ปุ่น และ แนวโน้มการปรับตัวเพิ่มขึ้นของตลาดหลักทรัพย์ไทย แต่ในไตรมาสที่ 2 ไตรมาส 3 และ ไตรมาส 4 ค่าเงินได้อ่อนค่าลงเมื่อเทียบกับไตรมาสแรก มาอยู่ที่ 40.30 41.28 และ 40.29 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ซึ่งการอ่อนค่าเงินบาทเนื่องมาจากการปรับตัวขึ้นของอัตราดอกเบี้ยของธนาคารกลางสหรัฐอเมริกา, ข่าวการแพร่ระบาดของไข้หวัดนก, สถานการณ์ความไม่สงบทางภาคใต้ที่รุนแรงขึ้น และการที่ราคาน้ำมันในตลาดโลกปรับตัวสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง ซึ่งได้กดดันค่าเงินเยนและค่าเงินอื่นๆ ในภูมิภาคให้อ่อนค่าลง (ศูนย์วิจัยกสิกรไทย) และในปี 2548 ค่าเงินบาทเคลื่อนไหวผันผวนและอ่อนค่าลงมาแตะที่ระดับ 41.36 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ โดยการอ่อนค่าได้รับอิทธิพลมาจากข้อมูลเศรษฐกิจไทยที่ไม่สดใส ฐานะดุลบัญชีเดินสะพัดที่ขาดดุลมากขึ้น และปัญหาของน้ำมันแพงตลอดจนสถานการณ์ความไม่สงบในภาคใต้ที่ยังคงยืดเยื้อ แต่เมื่อเข้าปี 2549 ค่าเงินบาทของไทยกลับแข็งค่าขึ้น โดยมีค่าอยู่ที่ประมาณ 38.00 – 39.00 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ซึ่งมีผลมาจาก ในปี 2549 ประเทศไทยมีปริมาณการส่งออกเกินกว่าเป้าหมายที่ตั้งไว้ ความ

ไม่สมดุลของระบบการเงินโลก ส่งผลต่อสถานะเงินดอลลาร์ท่วมโลก โดยอุปทานเงินดอลลาร์สหรัฐฯที่ผ่านมา 3-4 ปี มีการเพิ่มเฉลี่ยร้อยละ 18 ต่อปี ก่อให้เกิดการไหลของเงินเข้ามาถึงกำไรจากกองทุนต่างประเทศที่เข้ามาลงทุนในตราสารเงินกู้และตลาดหุ้นเอเชีย ก่อให้เกิดการเก็งกำไรของนักลงทุนต่างชาติ ในตลาดตราสารหนี้และพันธบัตรรัฐบาล โดยอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรระยะยาวของไทยสูงกว่าประเทศต่างๆในภูมิภาค และการเข้ามาลงทุนของนักลงทุนต่างชาติ (ศูนย์วิเคราะห์เศรษฐกิจมหภาค ธนาคารกรุงเทพ จำกัด (มหาชน))

ในปี 2550 ค่าเงินบาทมีการปรับตัวแข็งค่าขึ้นอย่างต่อเนื่องโดยค่าเงินเคลื่อนไหวอยู่ที่ประมาณ 34.45 – 35.50 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯซึ่งค่าเงินที่ปรับตัวแข็งค่าขึ้นเนื่องมาจาก แนวโน้มดุลบัญชีเดินสะพัดที่คาดว่าจะเกินดุลเพิ่มมากขึ้นเนื่องจากการส่งออกที่ยังคงมีการขยายตัวอยู่ในเกณฑ์สูง ขณะที่การนำเข้าขยายตัวในอัตราที่ชะลอลงตามการชะลอตัวของภาวะเศรษฐกิจ ทำให้ดุลบัญชีเดินสะพัดมีแนวโน้มเกินดุลเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง และการเกินดุลบัญชีทุน ซึ่งเป็นผลมาจากการไหลของเงินทุนต่างประเทศ อีกทั้งแนวโน้มส่วนต่างของดอกเบี้ยระหว่างไทยและอัตราดอกเบี้ย Fed funds rate ของธนาคารกลางสหรัฐฯเริ่มแคบลง โดยทางภาครัฐปรับอัตราดอกเบี้ยลงหลังจากที่เศรษฐกิจของสหรัฐอเมริกาชะลอตัว ก่อให้เกิดการเคลื่อนย้ายเงินทุนออกจากสหรัฐอเมริกา ส่งผลให้ไตรมาสที่ 1, 2 ของปี 2551 ค่าเงินบาทมีการแข็งค่าขึ้นอยู่ที่ประมาณ 31.00 – 33.00 บาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ แต่ในช่วงท้ายปี 2551 ค่าเงินบาทมีทิศทางเข้าสู่แนวโน้มที่อ่อนค่าลงโดยมีผลมาจากปัญหาเงินเฟ้อ และพุ่งขึ้นของราคาน้ำมัน และความอ่อนแอของดุลการค้า (ศูนย์วิจัยกสิกรไทย)



ภาพที่ 3.7 แสดงอัตราแลกเปลี่ยนตั้งแต่ ปี 2545 - 2551

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (2552)

บทที่ 4

ผลการศึกษา

บทนี้จะเสนอผลการศึกษาที่โดยแบ่งเป็นสามส่วน คือ ส่วนแรกเป็นการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ส่วนที่สองเป็นการสอบความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนด้วยวิธี GARCH model และส่วนที่สามเป็นการทดสอบปัจจัยที่มีผลกระทบต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 โดยแสดงผลการศึกษาของทั้งสามส่วนเป็นรายประเทศ ซึ่งได้แก่ ประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ส่องกง

4.1 ผลการศึกษาทดสอบ ความนิ่ง (Stationary) ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

ในการทดสอบ Stationary นั้นมีหลายวิธี แต่วิธีการที่เป็นที่ยอมรับและใช้กันอย่างแพร่หลายรวมทั้งเหมาะกับข้อมูลจำนวนไม่มาก นั่นคือ การทดสอบ Unit root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ซึ่งได้ผลการศึกษาดังนี้

ตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ภูมิประเทศสหรัฐอเมริกา

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
GDP	1	0.03	-3.60	Non-stationary
$P_{FOB_{it} A}$	1	-2.30	-3.60	Non-stationary
$P_{FOB_{it} B}$	1	-2.30	-3.60	Non-stationary
QA	1	-3.92	-3.60	Stationary
QB	1	-5.77	-3.60	Stationary
$Rate$	1	-2.87	-3.60	Non-stationary
h	1	-2.38	-3.60	Non-stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.1 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ตัวแปร ภูมิศึกษาประเทศสหรัฐอเมริกา พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่า สัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ตัวแปร GDP , $P_{FOB_{it} A}$, $P_{FOB_{it} B}$, $Rate_{it}$ และ h_{it} ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมา ข้างต้นมีลักษณะ Non-stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) ดังนั้นจึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูป ผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) และทดสอบ Unit root อีกครั้ง ยกเว้นข้อมูลของ $Q_{it} A$ และ Quantity grade B ไม่ต้องทำการทดสอบที่ระดับผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) เนื่องจากว่าค่าที่ได้ของทั้งสองสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรทั้งสองมีลักษณะเป็น Stationary ที่ ระดับของข้อมูล (At level)

ตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่างครั้งที่ 1
(At first difference) กรณีประเทศสหรัฐอเมริกา

ตัวแปร	Optimal lag	ADF- statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
<i>GDP</i>	1	-0.94	-3.60	Non-stationary
$P_{FOB_{it} A}$	1	-4.21	-3.60	Stationary
$P_{FOB_{it} B}$	1	-5.70	3.60	Stationary
<i>QA</i>	-	-	-	-
<i>QB</i>	-	-	-	-
<i>Rate</i>	1	-4.80	3.60	Stationary
<i>h</i>	1	-3.91	-3.60	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.2 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของข้อมูลที่อยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) ของตัวแปร กรณีศึกษาประเทศสหรัฐอเมริกา พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ตัวแปร $P_{FOB_{it} A}$, $P_{FOB_{it} B}$, $Rate_{it}$ และ h_{it} สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมาข้างต้นมีลักษณะ Stationary เมื่อข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 ยกเว้นข้อมูลของ *GDP* ที่ต้องทำการทดสอบที่ระดับผลต่างครั้งที่ 1 (At second difference) เนื่องจากว่าค่าที่ได้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปร *GDP* มีลักษณะเป็น Non-stationary ที่ระดับของข้อมูล (At first difference)

ตารางที่ 4.3 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่างครั้งที่ 2
(At second difference) กรณีประเทศสหรัฐอเมริกา

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
GDP	1	-3.70	-3.61	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.3 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของข้อมูลที่อยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 2 (At second difference) ของตัวแปร กรณีศึกษาประเทศสหรัฐอเมริกา พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ตัวแปร GDP สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมาข้างต้นมีลักษณะ Stationary เมื่อข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 2

ตารางที่ 4.4 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล
(At level) กรณีประเทศจีน

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
<i>GDP</i>	1	2.30	-3.60	Non-stationary
$P_{FOB_{it}} A$	1	-2.30	-3.60	Non-stationary
$P_{FOB_{it}} B$	1	-2.30	-3.60	Non-stationary
Q_A	1	-3.05	-3.60	Non-stationary
Q_B	1	-6.21	-3.60	Stationary
$Rate$	1	-2.50	-3.60	Non-stationary
h	1	-2.88	-3.60	Non-stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.4 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ตัวแปรกรณีศึกษาประเทศจีน พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ตัวแปร GDP , $P_{FOB_{it}} A$, $P_{FOB_{it}} B$, Q_A , $Rate_{it}$ และ h_{it} ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมาข้างต้นมีลักษณะ Non-stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) ดังนั้นจึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) และทดสอบ Unit root อีกครั้ง ยกเว้นข้อมูลของ Q_B ไม่ต้องทำการทดสอบที่ระดับผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) เนื่องจากว่าค่าที่ได้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรมีลักษณะเป็น Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตารางที่ 4.5 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่างครั้งที่ 1
(At first difference) กรณีประเทศไทย

ตัวแปร	Optimal lag	ADF- statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
<i>GDP</i>	1	-0.48	-3.60	Non-stationary
$P_{FOB_{it}} A$	1	-4.21	-3.60	Stationary
$P_{FOB_{it}} B$	1	-5.70	-3.60	Stationary
Q_A	1	-5.00	-3.60	Stationary
Q_B	-	-	-	-
<i>Rate</i>	1	-4.90	-3.60	Stationary
<i>h</i>	1	-4.08	-3.60	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.5 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของข้อมูลที่อยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) ของตัวแปร กรณีศึกษาประเทศไทย พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ตัวแปร $P_{FOB_{it}} A$, $P_{FOB_{it}} B$, $Q_{it} A$, $Q_{it} B$, $Rate_{it}$ และ h_{it} สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมาข้างต้นมีลักษณะ Stationary เมื่อข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 ยกเว้นข้อมูลของ GDP ที่ต้องทำการทดสอบที่ระดับผลต่างครั้งที่ 2 (At second difference) เนื่องจากค่าที่ได้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปร GDP มีลักษณะเป็น Non-stationary ที่ระดับของข้อมูล (At first difference)

ตารางที่ 4.6 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่างครั้งที่ 2 (At second difference) กรณีประเทศจีน

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	10% Test critical value	ผลการทดสอบ
GDP	1	-3.50	-3.24	stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.6 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของข้อมูลที่อยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 2 (At second difference) ของตัวแปร กรณีศึกษาประเทศจีน พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 90 จึงทำให้ตัวแปร GDP สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมาข้างต้นมีลักษณะ Stationary เมื่อข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 2

ตารางที่ 4.7 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) กรณีประเทศฮ่องกง

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
<i>GDP</i>	0	-10.94	-3.59	Stationary
$P_{FOBIT} A$	1	-2.29	-3.59	Non-stationary
$P_{FOBIT} B$	1	-2.29	-3.59	Non-stationary
Q_A	1	-1.15	-3.59	Non-stationary
Q_B	1	-4.40	-3.59	Stationary
$Rate$	1	-2.87	-3.59	Non-stationary
h	1	-2.09	-3.60	Non-stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.7 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ตัวแปรกรณีศึกษาประเทศจีน พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ตัวแปร $P_{FOBIT} A$, $P_{FOBIT} B$, Q_{iA} , $Rate_{it}$ และ h_{it} ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมาข้างต้นมีลักษณะ Non-stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) ดังนั้นจึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) และทดสอบ Unit root อีกครั้ง ยกเว้นข้อมูลของ GDP และ Q_{iB} ไม่ต้องทำการทดสอบที่ระดับผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) เนื่องจากว่าค่าที่ได้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรมีลักษณะเป็น Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตารางที่ 4.8 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร ด้วยวิธี Unit root ที่ค่าระดับผลต่างครั้งที่ 1
(At first difference) กรณีประเทศฮ่องกง

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
GDP	-	-	-	-
$P_{FOBIT} A$	1	-4.21	-3.60	Stationary
$P_{FOBIT} B$	1	-5.70	-3.60	Stationary
QA	1	-6.49	-3.60	Stationary
QB	-	-	-	-
$Rate$	1	-4.59	-3.60	Stationary
h	1	-3.81	-3.61	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.8 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของข้อมูลที่อยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1 (At first difference) ของตัวแปร กรณีศึกษาประเทศฮ่องกง พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้ตัวแปร $P_{FOBIT} A$, $P_{FOBIT} B$, $Q_{it} A$, $Rate_{it}$ และ h_{it} สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่าตัวแปรที่กล่าวมาข้างต้นมีลักษณะ stationary เมื่อข้อมูลอยู่ในรูปผลต่างครั้งที่ 1

4.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration test)

จากข้อมูลตัวแปรของทั้งสามประเทศที่นำมาทดสอบความนิ่ง (Stationary) พบว่าข้อมูลที่น่ามาวิเคราะห์ในระดับข้อมูล (At level) มีลักษณะเป็น Non stationary แต่ถ้าตัวแปรที่น่ามาพิจารณานั้นมีคุณสมบัติเป็น Cointegration กล่าวคือ ข้อมูลที่อนุกรมเวลาตั้งแต่ 2 ชุด อาจมีความสัมพันธ์ในเชิงเคลื่อนไหวไปพร้อม ๆ กัน ในสภาพที่แน่นอน ซึ่งความสัมพันธ์นี้จะเกิดขึ้นได้

แม้ว่าข้อมูลจะเป็น Non stationary ผลการวิเคราะห์สมการถดถอยที่ได้จะไม่มีปัญหา Spurious regression (อัครพงศ์ ทองอิน, 2550) โดยจะได้สมการถดถอยทั้งสามประเทศดังนี้

1. สมการความสัมพันธ์ของปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา จีน และ ฮองกง

$$\ln Q_{it} = c + \eta_1 \ln P_{FOB_{it}} + \eta_2 \ln GDP_{it} + \eta_3 \ln RATE_{it} + \eta_4 \ln h_t + \eta_5 Dummy + v_t$$

2. สมการความสัมพันธ์ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา จีน และ ฮองกง

$$\ln P_{it} = c + \theta_1 \ln Q_{it} + \theta_2 \ln RATE_{it} + \theta_3 \ln h_t + \gamma_t$$

ในงานวิจัยครั้งนี้จะทำการทดสอบ Cointegration ด้วยวิธีการ Engle and Granger โดยเลือกรูปแบบสมการแบบเส้นตรง ใช้วิธีประมาณค่าแบบ OLS ของตัวแปรที่เกี่ยวข้องในสมการ และหลังจากประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการด้วย OLS แล้วต่อไปต้องทำการประมาณค่า Residual เพื่อนำมาทดสอบ Unit root ว่า Stationary ที่ Level หรือไม่ โดยไม่ต้องใส่ค่าคงที่ และ Time trend หากพบว่า Residual มีลักษณะ Stationary ก็แสดงว่าสมการดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ซึ่งจะได้ผลการศึกษาดังนี้

ตารางที่ 4.9 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-3.99	-2.66	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.9 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ P_{FOBi} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1)

ตารางที่ 4.10 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-6.57	-2.66	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.10 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ P_{FOBi} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2)

ตารางที่ 4.11 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-3.51	-2.69	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.11 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ P_{FOBIT} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1)

ตารางที่ 4.12 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100 % ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา ด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-4.26	-2.67	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.12 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ P_{FOBit} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2)

ตารางที่ 4.13 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีนด้วยวิธี Unitroot ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-5.66	-3.11	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.13 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ P_{FOBit} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1)

ตารางที่ 4.14 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีนด้วยวิธี Unitroot ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-7.50	-2.66	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.14 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ P_{FOBit} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2)

ตารางที่ 4.15 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีนด้วยวิธี Unitroot ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	10% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-1.72	-1.61	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.15 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 90 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ P_{FOBit} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1)

ตารางที่ 4.16 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น2 ที่ส่งออกไปยังประเทศจีน ด้วยวิธี Unitroot ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	10% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-3.09	-2.67	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.16 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 90 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ P_{FOBit} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2)

ตารางที่ 4.17 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกงด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	5% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-5.81	-2.67	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.17 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ P_{FOBi} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1)

ตารางที่ 4.18 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกงด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-5.22	-2.67	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.18 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ P_{FOBi} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น2)

ตารางที่ 4.19 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น1 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกงด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-4.11	-2.67	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.19 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ P_{FOBi} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ100%ชั้น1)

ตารางที่ 4.20 ผลการทดสอบ Stationary ของ Residual ของสมการราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศฮ่องกงด้วยวิธี Unit root ที่ระดับของข้อมูล (At level)

ตัวแปร	Optimal lag	ADF-statistics	1% Test critical value	ผลการทดสอบ
Residual	1	-4.17	-2.67	Stationary

หมายเหตุ: 1. สมมติฐานหลัก (Null hypothesis) คือข้อมูลมีลักษณะ Non stationary

2. ADF-statistics คือ ค่าทางสถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน

3. ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics มากกว่า ค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value

จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.20 แสดงผลการทดสอบ Unit root ที่ค่าระดับข้อมูล (At level) ของค่า Residual พบว่า ค่าสัมบูรณ์ของ ADF-statistics ของตัวแปรมีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของ Test critical value ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 99 จึงทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ แสดงว่า Residual มีลักษณะ Stationary ที่ระดับของข้อมูล (At level) หรือ Q_{it} (ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2) GDP_{it} (ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) $RATE_{it}$ (อัตราแลกเปลี่ยน) และ h_t (ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะกับ P_{FOBIT} (ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2)

จากตารางที่ 4.1 ถึง ตารางที่ 4.20 เป็นการทดสอบความนิ่งของค่า Residual ว่า Stationary หรือไม่นั้นจากการทดสอบพบว่าค่า Residual ของทุกสมการมีความนิ่งที่ระดับของข้อมูล แสดงว่าสมการตัวต้นมีความสัมพันธ์กับตัวแปรตาม ซึ่งสามารถทำให้ใช้สมการนี้ในการทดสอบได้

4.3 การทดสอบความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้วิธี GARCH (p, q)

ในขั้นแรกนั้นต้องนำตัวแปรของอัตราแลกเปลี่ยนของทุกประเทศมาหาค่าความแปรปรวนก่อน โดยการประมาณการสมการของอัตราแลกเปลี่ยนเทียบกับ ค่าคงที่ และ ค่าของอัตราแลกเปลี่ยนย้อนหลัง ไปหนึ่งช่วงเวลา ด้วยวิธี GARCH ซึ่งทำให้ได้ผลดังต่อไปนี้

การประมาณค่าของอัตราแลกเปลี่ยนของ ประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮองกง ด้วยวิธี GARCH (p, q)

จากการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนด้วยวิธีการประยุกต์สมการ GARCH (q, p) นั้นเริ่มจากการสร้างสมการ GARCH (p, q) ของอัตราแลกเปลี่ยนทั้งสามประเทศ พบว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนของทั้งสามประเทศ พบ อัตราแลกเปลี่ยน ณ ช่วงเวลานี้ของทุกประเทศมีความสัมพันธ์กับอัตราแลกเปลี่ยน ณ ช่วงเวลาที่แล้ว ด้วยระดับนัยสำคัญ 0.05 และ ในส่วนของ Variance equation พบว่า ค่าความแปรปรวนมีความสัมพันธ์กับค่าคลาดเคลื่อนยกกำลังสอง เมื่อช่วงเวลาที่แล้วที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ซึ่งเป็นการยืนยันถึงการมีอยู่ของ ARCH (1) ในขณะที่ความแปรปรวนของช่วงเวลาปัจจุบันมีความสัมพันธ์กับค่าความแปรปรวนของช่วงเวลาที่แล้ว ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ซึ่งในส่วนนี้เป็นการยืนยันถึงการมีอยู่ของเทอมของ GARCH โดยแสดงในตารางที่ 4.21

ตารางที่ 4.21 แสดงการทดสอบความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้แบบจำลองของ GARCH (p, q)

ตัวแปรภายนอก	ค่าสัมประสิทธิ์	สหรัฐอเมริกา	จีน	ฮ่องกง
อัตรา	α_0	0.156	0.006	0.004*
แลกเปลี่ยน	β_1	-0.309***	-0.251***	-0.283**
	β_2	1.172***	0.893***	1.052***

หมายเหตุ: * หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.10

** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.05

*** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.01

ที่มา: จากการคำนวณ

ในการเขียน (1, 1) ตามท้ายแบบจำลอง GARCH นั้นหมายถึง การมีพจน์ ARCH หนึ่งพจน์ และมีพจน์ของ GARCH อีกหนึ่งพจน์ จากผลในตารางที่ 4.21 ถือได้ว่าเป็น GARCH (1, 1) ซึ่งเป็นการบ่งบอกว่า ค่าความแปรปรวนของส่วนที่เหลือ ขึ้นอยู่กับ ค่าของตัวแปรปรวนของตัวเองในช่วงเวลาที่ผ่านมาและค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง หลังจากที่เรารู้ค่าความแปรปรวนของอัตราแลกเปลี่ยนด้วยวิธี GARCH แล้วนั้น ในขั้นตอนต่อไป ในงานวิจัยชิ้นนี้ต้องนำค่าความ

แปรปรวนที่ได้จากการประมาณการของสมการนี้ไปใช้ในการทดสอบปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 ไป ซึ่งค่าที่นำไปทดสอบสามารถหาได้จากการใส่คำสั่งในโปรแกรม Eviews ให้ทำการ Make GARCH variance series ซึ่งค่าที่ได้จะเป็นค่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่สามารถนำไปใช้ทดสอบในสมการกำลังสองน้อยที่สุด(OLS) เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ของปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังประเทศผู้นำเข้าในลำดับต่อไป

4.4 ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮองกง

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮองกง

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ตามแบบจำลองที่ 25 โดยกำหนดให้ปริมาณการขึ้นอยู่กับ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ราคาส่งออก อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ตามตารางที่ 4.22 สรุปผลได้ดังนี้

ตารางที่ 4.22 แสดงปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ไปยังประเทศอเมริกา จีน และ ฮองกง

ตัวแปรภายนอก	ปัจจัย	สหรัฐอเมริกา (Coefficient)	จีน (Coefficient)	ฮ่องกง (Coefficient)
ปริมาณการ	C	-54.30	169.27	13.70
ส่งออกข้าวหอม	GDP	3.43(-1)	0.57(-3)	1.49(-1)
มะลิ 100%ชั้น 1	Price FOB	-2.20**(-1)	-13.25*(-4)	-1.53*(-1)
	Rate	11.88**	-45.30(-3)	-0.89(-1)
	h	0.51	3.95(-1)	-0.10(-2)
	dummy	2.30***	5.40**	-0.66

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ระยะเวลาซ้อนหลัง หรือ Time lag

* หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.10

** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.05

*** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.01

ที่มา: จากการคำนวณ

1) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 จากไทยไปสหรัฐอเมริกาพบว่า ปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในช่วงเวลาก่อนหน้า และอัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาปัจจุบัน โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -2.20 และ 11.88 ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลง และเมื่อค่าเงินบาทเทียบแข็งค่าขึ้นเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐ ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลง ซึ่งเมื่อเปรียบเทียบขนาดของผลกระทบปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 โดยพิจารณาจากค่าความยืดหยุ่น พบว่าอัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มากที่สุด เนื่องจากมีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด แสดงให้เห็นว่าปัจจัยอัตราแลกเปลี่ยนมีผลกระทบต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มากกว่าปัจจัยราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่า ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับความเชื่อมั่น ร้อยละ 95 โดยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 3.43 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติอาจเนื่องมาจากข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน การที่รายได้เพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลให้มีการบริโภคเพิ่มมากขึ้น และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ 0.51 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนหนึ่งเนื่องมาจากผู้ส่งออกจะมีการป้องกันความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่ส่งผลกระทบต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

2) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 จากไทยไปจีน พบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1 โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -13.25 ในช่วงสี่ไตรมาสก่อนหน้า ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ ถ้าราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลง

อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณา ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 5.40 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติอาจเนื่องมาจากข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน การที่รายได้เพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลให้มีการบริโภคเพิ่มมากขึ้น อัตรา

แลกเปลี่ยนมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -45.30 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ 0.57 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนหนึ่งเนื่องมาจากผู้ส่งออก จะมีการป้องกันความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ไม่ส่งผลกระทบต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

3) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 จากไทยไปฮ่องกง ปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในช่วงไตรมาสก่อนหน้า โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -1.53 ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน พบว่าเมื่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 สูงขึ้น ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลง

อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณาปัจจัยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1.49 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติอาจเนื่องมาจากข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน การที่รายได้เพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลให้มีการบริโภคเพิ่มมากขึ้น อัตราแลกเปลี่ยนมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.89 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ -0.10 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนหนึ่งเนื่องมาจากผู้ส่งออก จะมีการป้องกันความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ไม่ส่งผลกระทบต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

4) เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง พบว่าปัจจัยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในทุกตลาด เนื่องจาก ข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน รายได้ที่เพิ่มขึ้นไม่ส่งผลให้มีปริมาณการส่งออกที่เพิ่มขึ้น

ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในทุกตลาด โดยเฉพาะอย่างยิ่งในตลาดจีนที่มีความยืดหยุ่นของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ต่อปริมาณการส่งออกมากที่สุด เมื่อเทียบกับตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดฮ่องกง ซึ่งส่วนหนึ่งเนื่องมาจากตลาดข้าวในสหรัฐอเมริกาและฮ่องกง เป็นตลาดข้าวคุณภาพและนิยมบริโภคข้าวหอมมะลิทำให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่

เพิ่มขึ้นส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลงไม่มาก ในขณะที่ตลาดจีนเป็นตลาดที่มีทางเลือกการบริโภคข้าวมากกว่าทำให้มีการตอบสนองต่อราคาข้าวสูงกว่า

อัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปสหรัฐอเมริกา แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังจีนและฮ่องกง นอกจากนี้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่มีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในทุกตลาด ซึ่งอาจเนื่องมาจากทุกตลาดมีการปกป้องความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ตามแบบจำลองที่ 30 โดยกำหนดให้ราคาขึ้นอยู่กับ ปริมาณการส่งออก อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ตามตารางที่ 4.23 สรุปผลได้ดังนี้

ตารางที่ 4.23 แสดงปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ไปยังประเทศอเมริกา จีน และฮ่องกง

ตัวแปร ภายนอก	ปัจจัย	สหรัฐอเมริกา (Coefficient)	จีน (Coefficient)	ฮ่องกง (Coefficient)
ราคาส่งออก	C	12.98***	17.39	10.49***
ข้าวหอมมะลิ	Quantity	-0.10**(-2)	-0.07**(-7)	-0.17**(-2)
100%ชั้น 1	Rate	-1.60(-5)	-5.63**(-2)	-2.02***(-3)
	H	-0.11*(-6)	0.41*(-1)	-0.12**(-3)

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ระยะเวลาข้อนหลัง หรือ Time lag

* หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.10

** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.05

*** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.01

ที่มา: จากการคำนวณ โดยใช้โปรแกรม Eviews

1) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 จากไทยไปสหรัฐอเมริกา พบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในช่วงเวลาสองไตรมาสก่อนหน้า อัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาห้าไตรมาสก่อนหน้า และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาหกไตรมาสก่อนหน้า โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -0.10 -1.60 และ -0.11 ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ เมื่อมีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลงไป ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่สูงขึ้น และ เมื่อค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่สูงขึ้น เมื่อค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้ามีความผันผวนสูงขึ้น ส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลงเนื่องจากผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า เมื่อเปรียบเทียบขนาดปัจจัยพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยที่ผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มากที่สุด เนื่องจากมีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด แสดงให้เห็นว่าปัจจัยอัตราแลกเปลี่ยนมีผลมากกว่าราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

2) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 จากไทยไปจีนพบว่า ปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในช่วงเวลาเจ็ดไตรมาสก่อนหน้า อัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสองไตรมาสก่อนหน้า และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาไตรมาสก่อนหน้า มีนัยสำคัญทางสถิติที่มีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -0.07 -5.63 และ 0.41 ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ เมื่อมีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลงไป ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่สูงขึ้น และ เมื่อค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่สูงขึ้น ส่วนปัจจัยความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนส่วนผลกระทบในทางบวกต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 เนื่องจากผู้นำเข้ามีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้ส่งออก ซึ่งเมื่อเปรียบเทียบขนาดปัจจัยพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยที่ผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มากที่สุด เนื่องจากมีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด แสดงให้เห็นว่าปัจจัยอัตราแลกเปลี่ยนมีผลมากกว่าปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

3) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 จากไทยไปฮ่องกง พบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในช่วงเวลาสองไตรมาสก่อนหน้า อัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสามไตรมาสก่อนหน้า และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสามไตรมาสก่อนหน้า มีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -0.17 -2.02 และ -0.12

ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ เมื่อมีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลง ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่สูงขึ้น และ เมื่อค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่สูงขึ้น และเมื่อค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้ามีความผันผวนสูงขึ้น ส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลง เนื่องจากผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า เมื่อเปรียบเทียบขนาดปัจจัยพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยที่ผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มากที่สุด เนื่องจากมีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด แสดงให้เห็นว่าปัจจัยอัตราแลกเปลี่ยนมีผลมากกว่าราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

4) เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และฮ่องกง พบว่า ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มีนัยสำคัญในทุกตลาด โดยเฉพาะอย่างยิ่งในตลาดฮ่องกงมีความยืดหยุ่นต่อราคาส่งออกมากที่สุด เมื่อเทียบกับตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดจีน

อัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปจีนและฮ่องกง แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังสหรัฐอเมริกา

ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบต่อราคาส่งออกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดฮ่องกง ในขณะที่ส่งผลกระทบต่อราคาส่งออกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดจีน เนื่องจากตลาดสหรัฐอเมริกาและฮ่องกงผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า ในขณะที่ในตลาดจีนผู้นำเข้ามีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้ส่งออก ซึ่งสอดคล้องกับตลาดสหรัฐอเมริกา และฮ่องกงเป็นตลาดที่นิยมการบริโภคข้าวหอมมะลิมากกว่าตลาดจีน ผู้นำเข้าข้าวในตลาดสหรัฐอเมริกาและฮ่องกงจึงมีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนน้อยกว่าผู้ส่งออก ในขณะที่ตลาดจีนนิยมการบริโภคข้าวหลายประเภทนอกเหนือจากข้าวหอมมะลิ ผู้นำเข้าข้าวในจีนจึงมีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสูงกว่าผู้ส่งออก

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยัง
ประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮังการี

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ตามแบบจำลอง
ที่ 25 โดยกำหนดให้ปริมาณการขึ้นอยู่กับการผลิตทั้งหมดรวมภายในประเทศ ราคาส่งออก อัตรา
แลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ตามตารางที่ 4.24 สรุปผลได้ดังนี้

ตารางที่ 4.24 แสดงปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ไปยังประเทศ
อเมริกา จีน และฮังการี

ตัวแปร ภายนอก	ปัจจัย	สหรัฐอเมริกา (Coefficient)	จีน (Coefficient)	ฮังการี (Coefficient)
ปริมาณการ ส่งออกข้าว หอมมะลิ 100%ชั้น 2	C	-36.80	4.06	0.94
	GDP	4.23**(-1)	1.61(-4)	2.10**(-1)
	Price FOB	-0.21(-1)	-2.43*(-3)	-0.01(-1)
	Rate	-2.54	2.05(-1)	-0.82(-1)
	h	0.15	-0.31	-0.02(-2)
	dummy	-	-	-2.02

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ระยะเวลาข้อนหลัง หรือ Time lag

* หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.10

** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.05

*** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.01

ที่มา: จากการคำนวณ

1) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 จากไทยไป
สหรัฐอเมริกาพบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ผลผลิตทั้งหมดรวมภายในประเทศ ในช่วงเวลา
ก่อนหน้า โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ 4.23 ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน ถ้าผลผลิตทั้งหมดรวม
ภายในประเทศ เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 เพิ่มขึ้น และค่าความ
ยืดหยุ่นมีมากกว่า 1 แสดงว่า ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 เป็นสินค้าฟุ่มเฟือย

อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณาราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับความเชื่อมั่น ร้อยละ 95 โดยราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.21 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติอาจเนื่องมาจากในตลาดสหรัฐอเมริกาเป็นตลาดข้าวคุณภาพ เมื่อราคาเพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลให้มีปริมาณการนำเข้าข้าวลดลง อัตราแลกเปลี่ยนมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 2.54 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ -0.15 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนหนึ่งเนื่องมาจากผู้ส่งออกจะมีการป้องกันความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่ส่งผลกระทบต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

2) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 จากไทยไปจีน พบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 2 โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -2.43 ในช่วงสี่ไตรมาสก่อนหน้า ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ ถ้าราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ลดลง

อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณา ผลผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 โดยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 1.61 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติอาจเนื่องมาจากข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน การที่รายได้เพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลให้มีการบริโภคเพิ่มมากขึ้น อัตราแลกเปลี่ยนมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 2.05 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ -0.23 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนหนึ่งเนื่องมาจากผู้ส่งออกจะมีการป้องกันความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่ส่งผลกระทบต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

3) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 จากไทยไปฮ่องกง พบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ในช่วงเวลาก่อนหน้า โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ 2.09 ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน ถ้าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 เพิ่มขึ้น และค่าความยืดหยุ่นมีค่ามากกว่า 1 แสดงว่า ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 เป็นสินค้าฟุ่มเฟือย

อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณาราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน พบว่า ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับความเชื่อมั่น ร้อยละ 95 โดยราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.01 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติอาจเนื่องมาจากในตลาดฮ่องกงเป็นตลาดข้าวคุณภาพ เมื่อราคาเพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลให้มีปริมาณการนำเข้าข้าวลดลง อัตราแลกเปลี่ยน มีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.82 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีค่าสัมประสิทธิ์ เท่ากับ 0.02 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนหนึ่งเนื่องมาจากผู้ส่งออกจะมีการป้องกันความเสี่ยงจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่ส่งผลกระทบต่อปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

4) เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง พบว่าปัจจัยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ มีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดสหรัฐอเมริกาและตลาดฮ่องกง และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในตลาดตลาดจีน เนื่องจาก ข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน รายได้ที่เพิ่มขึ้นไม่ส่งผลให้มีปริมาณการส่งออกที่เพิ่มขึ้น

ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในตลาดจีน เนื่องจากตลาดจีนเป็นตลาดที่มีทางเลือกการบริโภคข้าวมากกว่าทำให้มีการตอบสนองต่อราคาข้าวสูงกว่า แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดฮ่องกง ซึ่งส่วนหนึ่งเนื่องมาจากตลาดข้าวในสหรัฐอเมริกาและฮ่องกง เป็นตลาดข้าวคุณภาพและนิยมบริโภคข้าวหอมมะลิทำให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่เพิ่มขึ้นส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ลดลงไม่มาก

อัตราแลกเปลี่ยนไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปทุกตลาด นอกจากนี้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่มีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในทุกตลาด ซึ่งอาจเนื่องมาจากทุกตลาดมีการปกป้องความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศ
สหรัฐอเมริกา จีน และ ฮังการ

ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ตามแบบจำลองที่ 30 โดยกำหนดให้ราคาขึ้นอยู่กับ ปริมาณการส่งออก อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ตามตารางที่ 4.25 สรุปผลได้ดังนี้

ตารางที่ 4.25 แสดงปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ไปยังประเทศอเมริกา
จีน และฮังการ

ตัวแปร ภายนอก	ปัจจัย	สหรัฐอเมริกา (Coefficient)	จีน (Coefficient)	ฮังการ (Coefficient)
ราคาส่งออก	C	21.81	10.26***	13.94***
ข้าวหอมมะลิ	Q	-0.25*(-4)	-0.15***	-0.12*
100%ชั้น 2	Rate	-3.49***(-3)	-2.51**(-1)	-3.67***
	h	-0.12*(-4)	-0.34**(-2)	-0.17**(-3)

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ระยะเวลาข้อนหลัง หรือ Time lag

* หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.10

** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.05

*** หมายถึง ระดับนัยสำคัญ 0.01

ที่มา: จากการคำนวณ โดยใช้โปรแกรม Eviews

1) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 จากไทยไปสหรัฐอเมริกาพบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในช่วงเวลาสี่ไตรมาสก่อนหน้า อัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสามไตรมาสก่อนหน้า และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสี่ไตรมาสก่อนหน้า โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -0.25 -3.49 และ -0.12 ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ เมื่อมีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ลดลงไป ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่สูงขึ้น และ เมื่อค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่สูงขึ้น เมื่อค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้ามีความผันผวนสูงขึ้น ส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100%

ชั้น 2 ลดลงเนื่องจากผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า เมื่อเปรียบเทียบขนาดปัจจัยพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยที่ผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มากที่สุด เนื่องจากมีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด แสดงให้เห็นว่าปัจจัยอัตราแลกเปลี่ยนมีผลมากกว่าราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

2) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 จากไทยไปจีนพบว่า ปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือ ปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในช่วงเวลาแปดไตรมาสก่อนหน้า อัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสามไตรมาสก่อนหน้า และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสามไตรมาสก่อนหน้า มีนัยสำคัญทางสถิติที่มีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -0.07 -4.38 และ -0.35 ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ เมื่อมีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ลดลง ไป ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่สูงขึ้น และ เมื่อค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่สูงขึ้น ส่วนปัจจัยความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนส่วนผลกระทบในทางบวกต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 เนื่องจากผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า ซึ่งเมื่อเปรียบเทียบขนาดปัจจัยพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยที่ผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มากที่สุด เนื่องจากมีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด แสดงให้เห็นว่าปัจจัยอัตราแลกเปลี่ยนมีผลมากกว่าปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

3) ผลการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 จากไทยไปฮ่องกงพบว่าปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในช่วงเวลาแปดไตรมาสก่อนหน้า อัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสามไตรมาสก่อนหน้า และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ในช่วงเวลาสามไตรมาสก่อนหน้า มีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ -0.12 -3.73 และ -0.15 ตามลำดับ ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐาน กล่าวคือ เมื่อมีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ลดลง ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่สูงขึ้น และ เมื่อค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้า ส่งผลให้ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่สูงขึ้น และเมื่อค่าเงินบาทเทียบกับค่าเงินของประเทศคู่ค้ามีความผันผวนสูงขึ้น ส่งผลให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ลดลง เนื่องจากผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า เมื่อเปรียบเทียบขนาดปัจจัยพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเป็นปัจจัยที่ผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มากที่สุด เนื่องจากมีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด แสดงให้เห็นว่าปัจจัยอัตราแลกเปลี่ยนมีผลมากกว่าราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 และ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

4) เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และฮ่องกง พบว่า ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มีนัยสำคัญในทุกตลาด โดยเฉพาะอย่างยิ่งในตลาดสหรัฐอเมริกามีความยืดหยุ่นต่อราคาส่งออกมากที่สุด เมื่อเทียบกับตลาดฮ่องกง และตลาดจีน

อัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปจีนและฮ่องกง แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังสหรัฐอเมริกา

ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติในทุกตลาด แสดงว่าในทุกตลาดผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า

บทที่ 5

สรุปผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ

สรุปผลการศึกษา

ข้าวเป็นพืชเศรษฐกิจที่สำคัญของประเทศไทยและเป็นสินค้าส่งออกที่สร้างรายได้ให้กับประเทศ และไทยยังเป็นประเทศที่ส่งออกข้าวเป็นอันดับหนึ่งของโลก โดยมีปริมาณการส่งออกปีละ 7.5 – 9.00 ล้านตัน ซึ่งไทยมีส่วนแบ่งการตลาดประมาณร้อยละ 27 – 30 ของปริมาณการค้าข้าวของโลก คู่แข่งที่สำคัญของไทย คือ เวียดนาม คิดเป็นร้อยละ 14 สหรัฐอเมริกา คิดเป็นร้อยละ 11 และ จีน คิดเป็นร้อยละ 4 ตามลำดับ

จากการที่ปริมาณการส่งออกของข้าวไทยมีปริมาณผันผวนสืบเนื่องมาจากที่ราคาข้าวส่งออกในตลาดข้าวโลกมีความผันผวน ซึ่งมีการกำหนดราคาซื้อขายในสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนจึงมีผลต่อราคาข้าวส่งออกอย่างหลีกเลี่ยงไม่ได้ เมื่อพิจารณาถึงแนวโน้มการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ หลังวิกฤตเศรษฐกิจในวันที่ 2 กรกฎาคม พ.ศ. 2540 นั้น ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนเปลี่ยนแปลงจากนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนแบบคงที่เป็นแบบลอยตัว คือ มีความผันผวนมากขึ้น จึงส่งผลกระทบต่อทำให้ระดับราคาข้าวส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงมาก ดังนั้นจึงมีความสำคัญต่อการศึกษาถึงผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวไทยไปยังประเทศคู่ค้า และเพื่อทราบว่ายังมีปัจจัยใดบ้างที่กระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณและราคาส่งออกข้าวไทย

ในการศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์หลักคือ เพื่อศึกษาผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวของไทย โดยในการศึกษาครั้งที่เลือกศึกษาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 และ ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา, จีน และฮ่องกง ซึ่งเป็นประเทศที่มีปริมาณการนำเข้าข้าวหอมมะลิจากไทยเป็นในปริมาณมากที่สุดจากประเทศผู้นำเข้าทั้งหมด โดยอาศัยทฤษฎีของ GARCH (p, q) เป็นเครื่องมือที่ใช้ในการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน หลังจากได้ค่าของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนแล้วนั้นให้นำค่าที่ได้มาทำการ

ทดสอบร่วมกับปัจจัยอื่นๆที่คาดว่าจะมีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ โดยอาศัยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) โดยข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2545 – 2551

ในการกำหนดปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออก งานศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาสถานการณ์ทั่วไปของการส่งออกข้าวหอมมะลิไปยังประเทศคู่ค้าที่สำคัญของไทย และเพื่อศึกษาผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกของข้าวหอมมะลิ ดังนั้นงานศึกษานี้กำหนดให้ปัจจัยที่ทำให้อุปสงค์ของผู้นำเข้าและอุปทานของผู้ส่งออกเปลี่ยนแปลงไป ได้แก่ ปริมาณการส่งออก ราคาส่งออก ผลผลิตทั้งหมดรวมภายในประเทศ อัตราแลกเปลี่ยน และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการทดสอบแบบจำลองที่ใช้อธิบายความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนของทั้งสามประเทศด้วยวิธี GARCH model พบว่าแบบจำลอง GARCH (1, 1) เป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมในการอธิบายความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนทั้งสามประเทศ กล่าวคือความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ค่าความแปรปรวนมีความสัมพันธ์กับค่าคลาดเคลื่อนยกกำลังสอง เมื่อช่วงเวลาที่แล้วที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ซึ่งเป็นการยืนยันถึงการมีอยู่ของ ARCH (1) ในขณะที่ความแปรปรวนของช่วงเวลาปัจจุบันมีความสัมพันธ์กับค่าความแปรปรวนของช่วงเวลาที่แล้ว ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

ผลการประมาณการปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ชั้น 2 ใน สามประเทศ ด้วยวิธี OLS พบว่า

1. ปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และฮ่องกง พบว่า

เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง พบว่าปัจจัยผลผลิตทั้งหมดรวมภายในประเทศไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในทุกตลาด เนื่องจาก ข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน รายได้ที่เพิ่มขึ้นไม่ส่งผลให้มีปริมาณการส่งออกที่เพิ่มขึ้น

ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในทุกตลาด โดยเฉพาะอย่างยิ่งในตลาดจีนที่มีความยืดหยุ่นของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ต่อปริมาณการส่งออกมากที่สุด เมื่อเทียบกับตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดฮ่องกง ซึ่งส่วนหนึ่งเนื่องมาจากตลาดข้าวในสหรัฐอเมริกาและฮ่องกง เป็นตลาดข้าวคุณภาพและนิยมบริโภคข้าวหอมมะลิทำให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่เพิ่มขึ้นส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ลดลงไม่มาก ในขณะที่ตลาดจีนเป็นตลาดที่มีทางเลือกการบริโภคข้าวมากกว่าทำให้มีการตอบสนองต่อราคาข้าวสูงกว่า

อัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปสหรัฐอเมริกา แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังจีนและฮ่องกง นอกจากนี้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่มีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ในทุกตลาด ซึ่งอาจเนื่องมาจากทุกตลาดมีการปกป้องความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยน

2. ปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และฮ่องกง พบว่า

เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง พบว่า ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 มีนัยสำคัญในทุกตลาด โดยเฉพาะอย่างยิ่งในตลาดฮ่องกงมีความยืดหยุ่นต่อราคาส่งออกมากที่สุด เมื่อเทียบกับตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดจีน

อัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปจีนและฮ่องกง แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ส่งออกไปยังสหรัฐอเมริกา

ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบต่อราคาส่งออกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดฮ่องกง ในขณะที่ส่งผลกระทบต่อราคาส่งออกอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดจีน เนื่องจากตลาดสหรัฐอเมริกาและฮ่องกงผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า ในขณะที่ในตลาดจีนผู้นำเข้ามีการ

ตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้ส่งออก ซึ่งสอดคล้องกับตลาดสหรัฐอเมริกา และฮ่องกงเป็นตลาดที่นิยมการบริโภคข้าวหอมมะลิมากกว่าตลาดจีน ผู้นำเข้าข้าวในตลาดสหรัฐอเมริกาและฮ่องกงจึงมีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนน้อยกว่าผู้ส่งออก ในขณะที่ตลาดจีนนิยมการบริโภคข้าวหลายประเภทนอกเหนือจากข้าวหอมมะลิ ผู้นำเข้าข้าวในจีนจึงมีการตอบสนองต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสูงกว่าผู้ส่งออก

3. ปัจจัยที่มีผลต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง พบว่า

เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง พบว่าปัจจัยผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ มีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดสหรัฐอเมริกาและตลาดฮ่องกง และไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในตลาดตลาดจีน เนื่องจาก ข้าวเป็นสินค้าพื้นฐาน รายได้ที่เพิ่มขึ้นไม่ส่งผลให้มีปริมาณการส่งออกที่เพิ่มขึ้น

ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในตลาดจีน เนื่องจากตลาดจีนเป็นตลาดที่มีทางเลือกการบริโภคข้าวมากกว่าทำให้มีการตอบสนองต่อราคาข้าวสูงกว่า แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในตลาดสหรัฐอเมริกา และตลาดฮ่องกง ซึ่งส่วนหนึ่งเนื่องมาจากตลาดข้าวในสหรัฐอเมริกาและฮ่องกง เป็นตลาดข้าวคุณภาพและนิยมบริโภคข้าวหอมมะลิทำให้ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่เพิ่มขึ้นส่งผลให้ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ลดลงไม่มาก

อัตราแลกเปลี่ยนไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปทุกตลาด นอกจากนี้ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไม่มีผลกระทบต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ในทุกตลาด ซึ่งอาจเนื่องมาจากทุกตลาดมีการปกป้องความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยน

4. ปัจจัยที่มีผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา จีน และฮ่องกง พบว่า

เมื่อพิจารณาปัจจัยที่ส่งผลต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 โดยเปรียบเทียบประเทศคู่ค้าสำคัญในสหรัฐอเมริกา จีน และฮ่องกง พบว่า ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 มีนัยสำคัญในทุกตลาด โดยเฉพาะอย่างยิ่งในตลาดสหรัฐอเมริกามีความยืดหยุ่นต่อราคาส่งออกมากที่สุด เมื่อเทียบกับตลาดฮ่องกง และตลาดจีน

อัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติต่อราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปจีนและฮ่องกง แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ส่งออกไปยังสหรัฐอเมริกา

ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีนัยสำคัญทางสถิติในทุกตลาด แสดงว่าในทุกตลาดผู้ส่งออกมีการตอบสนองต่อความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่าผู้นำเข้า

ข้อเสนอแนะ

จากการทำการศึกษาปัจจัยต่างที่ผลกระทบต่อปริมาณและราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1, 2 ของไทย ไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา จีน และ ฮ่องกง พบว่า

1. ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อราคาส่งออกข้าวแต่ไม่มีนัยสำคัญต่อปริมาณการส่งออกข้าว ดังนั้นผู้ส่งออกควรมีการปกป้องความเสี่ยงของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อราคาส่งออกโดยอาจจะทำการซื้อขายล่วงหน้า เพื่อป้องกันไม่ให้ราคาข้าวผันผวน
2. ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิมีเป็นปัจจัยที่ควรเน้นไปที่ตลาดสหรัฐอเมริกา และในตลาดฮ่องกง เนื่องจากทั้งสองตลาดนั้นมีค่าความยืดหยุ่นของราคาส่งออกต่อปริมาณการส่งออกที่ต่ำ แสดงว่าในตลาดสหรัฐอเมริกาและฮ่องกงเป็นตลาดข้าวคุณภาพ เป็นตลาดที่ให้ความสำคัญกับคุณภาพของข้าวมากกว่าราคา จึงมีการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาข้าวน้อย

เอกสารและสิ่งอ้างอิง

- กรรินทร์ ถาวร. 2546. **องค์ประกอบปัจจัยที่มีผลต่อการขยายตัวของการส่งออกข้าวของประเทศไทย**. วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์เกษตร, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- กรมการค้าต่างประเทศ. 2550. **ปริมาณและมูลค่าของประเทศผู้นำเข้าข้าวหอมมะลิ**. (Online). <http://www.dft.moc.go.th/> 7 มิถุนายน 2552.
- กรมส่งเสริมการส่งออก. 2549. **ข้าวและผลิตภัณฑ์ข้าว**. กระทรวงพาณิชย์.
- กรมเศรษฐกิจการพาณิชย์. 2550. **วิธีการส่งออกข้าว ปี 2544 และแนวโน้มปี 2545**.
- จักรี สุกุลบงกุช. 2544. **ผลกระทบอัตราแลกเปลี่ยนต่อราคาส่งออกสินค้าอุตสาหกรรม**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- จิตติมา เกรียงมหสัคคี. 2547. **ความสัมพันธ์ของปัจจัยทางเศรษฐกิจต่ออัตราแลกเปลี่ยนภายหลังวิกฤตการณ์ค่าเงินปี 2540**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- ชนัฐฐา อยู่เสนาสน์. 2539. **การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อราคาส่งออกข้าวไทย**. วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์เกษตร, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ชุตยรัตน์ เต็ดขาด. 2546. **การวิเคราะห์ผลกระทบของการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อระดับราคาและผลผลิตของประเทศไทย**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ชูเกียรติ ชัยบุญศรี. 2542. วิเคราะห์ว่าความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินตราต่างประเทศมีผลต่อการส่งออกสินค้าเกษตรที่สำคัญของประเทศไทย. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัย สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ณพล หงสกุลวสุ. 2550. ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและการเคลื่อนย้ายทุนของประเทศไทยในเอเชีย. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตร์มหาวิทยาลัย สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์. 2547. การประยุกต์เศรษฐมิติสำหรับเศรษฐศาสตร์เกษตร.

ไพฑูรย์ รอดวินิจ. 2541. การตลาดสินค้าเกษตร. กรุงเทพฯ: โรงพิมพ์ไทยวัฒนาพานิช จำกัด.

ผาณิต ชัยรุ่งโรจน์ปัญญา. 2545. การวิเคราะห์อุปสงค์ของการส่งออกข้าวหอมและข้าวขาว 100% ของประเทศไทยไปยังประเทศผู้นำเข้าที่สำคัญ. วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์เกษตร, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ณงคราญ สหัสกุล. 2547. การวิเคราะห์ผลกระทบจากความผันผวนของค่าเงินบาทที่มีต่อการส่งออกกุ้งแช่แข็งของประเทศไทย: 2540 – 2546. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัย สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

วันรักษ์ มิ่งมณีนาคน. 2539. หลักเศรษฐศาสตร์จุลภาค. กรุงเทพฯ: โรงพิมพ์ไทยวัฒนาพานิช จำกัด.

_____. 2552. อัตราแลกเปลี่ยน. ธนาคารแห่งประเทศไทย

สุกฤต คำภา. 2550. การวิเคราะห์การส่งผ่านราคาและความแปรปรวนของสับปะรด. วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาธุรกิจการเกษตร, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

สมาคมผู้ส่งออกข้าวไทย. 2552. ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิและข้าวขาว 5%

(Online). <http://www.thairiceexporters.or.th> 7 มิถุนายน 2552.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2552. ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ

(Online). <http://www.oae.go.th/monthprice.htm> 7 มิถุนายน 2552.

ศักดิ์สินธุ์ ชาญสุนทร. 2545. ผลกระทบจากอัตราแลกเปลี่ยนของไทยและประเทศคู่แข่งต่อมูลค่าส่งออกสินค้าไทยสู่ประเทศสหรัฐอเมริกา. วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

อทิพันธ์ ศักดิ์ศรี. 2550. การวิเคราะห์ผลกระทบจากการแทรกแซงค่าเงินโดยธนาคารแห่งประเทศไทยที่ระดับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

อัครพงศ์ ทองอิน. 2546. คู่มือการใช้โปรแกรม Eviews เพื่อการวิเคราะห์ Unit root, Cointegration correction model. สถาบันวิจัยสังคม มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

Kiheung K. and W.R. Lee.1996. "The Impact of Korea's Exchange Rate Volatility on Korean Trade" *Asian Economic Journal*. 10 (11)



ภาคผนวก



ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

- Quantity = ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1, 2 ของไทย ที่ส่งออกไปประเทศสหรัฐอเมริกา
- Price FOB = ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1, 2 ของไทย ที่ส่งออกไปประเทศสหรัฐอเมริกา
- Rate = อัตราแลกเปลี่ยน
- GDP = รายได้ประชาชาติของประเทศสหรัฐอเมริกา
- Price = ราคาข้าวที่จำหน่ายในประเทศสหรัฐอเมริกา
- GARCH = ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

	grade A		grade B		Rate	GDP	
	Quantity (tons)	Price FOB (US\$/tons)	Quantity (tons)	Price FOB (US\$/tons)		(billion of US\$)	GARCH
Q1/2002	3,882.30	295.00	11,040.38	270.00	43.74	10,333.30	NA
Q2/2002	2,933.80	297.00	19,851.69	286.67	42.79	10,426.60	0.832427133
Q3/2002	7,524.84	365.33	53,938.24	355.33	42.07	10,527.40	1.122320364
Q4/2002	6,687.28	355.00	67,924.79	345.00	43.42	10,591.10	1.463465564
Q1/2003	6,440.53	411.67	60,554.77	401.67	42.80	10,705.60	0.556609962
Q2/2003	4,841.81	493.33	55,832.43	483.33	42.23	10,831.80	0.791458537
Q3/2003	5,221.43	526.27	37,580.90	516.27	41.31	11,086.10	1.064973799
Q4/2003	5,503.13	532.50	59,969.57	250.33	39.78	11,219.50	1.387274603
Q1/2004	6,272.56	566.80	60,778.27	553.77	39.21	11,405.50	1.55092519
Q2/2004	5,207.98	545.50	53,276.10	523.13	40.27	11,610.30	1.965058759
Q3/2004	6,097.10	422.30	49,204.05	457.93	41.30	11,779.40	1.686970598
Q4/2004	7,629.39	448.03	75,381.74	408.03	40.29	11,948.50	1.318941737
Q1/2005	6,194.79	445.90	60,516.99	432.83	38.61	12,155.40	1.659393936
Q2/2005	5,909.53	428.77	60,717.10	416.13	40.10	12,297.50	1.738708083
Q3/2005	4,933.10	415.37	62,939.18	403.13	41.34	12,538.20	1.004067882
Q4/2005	4,344.56	405.53	79,474.77	393.37	41.04	12,696.40	0.313643072

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

	grade A		grade B		Rate	GDP (billion of US\$)	of GARCH
	Quantity (tons)	price FOB (US\$/tons)	Quantity (tons)	price FOB (US\$/tons)			
Q1/2006	2,791.37	439.32	74,064.15	428.95	39.33	12,959.60	0.477300207
Q2/2006	2,713.73	482.33	70,548.37	471.97	38.12	13,134.10	0.372557433
Q3/2006	2,503.81	526.27	69,028.11	515.35	37.69	13,249.60	0.449918043
Q4/2006	2,576.90	530.60	86,091.49	518.03	36.57	13,370.10	0.678898539
Q1/2007	9,739.29	552.72	83,867.81	538.63	35.97	13,510.90	0.797307582
Q2/2007	8,379.60	567.50	48,388.84	552.88	34.84	13,737.50	1.0642954
Q3/2007	220.99	576.42	72,222.23	651.65	33.71	13,950.60	1.186761393
Q4/2007	1,591.18	616.78	93,847.60	601.92	33.92	14,031.20	1.287933576
Q1/2008	562.35	758.50	101,151.35	744.08	33.18	14,150.80	1.620833196
Q2/2008	154.56	1,146.67	108,966.22	1,129.08	31.59	14,294.50	1.942696001
Q3/2008	34.76	949.02	40,497.79	932.82	33.50	14,412.80	1.751700801
Q4/2008	223.01	825.80	83,010.81	810.48	34.85	14,200.30	1.104073508

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

- Quantity = ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1, 2 ของไทย ที่ส่งออกไปประเทศจีน
 Price FOB = ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1, 2 ของไทย ที่ส่งออกไปประเทศจีน
 Rate = อัตราแลกเปลี่ยน
 GDP = รายได้ประชาชาติของประเทศจีน
 Price = ราคาข้าวที่จำหน่ายในประเทศจีน
 GARCH = ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

	grade A		grade B		Rate	GDP	
	Quantity	price FOB	Quantity	price FOB		(100million	
	(tons)	(US\$/tons)	(tons)	(US\$/tons)		of Yuan)	GARCH
Q1/2002	0.00	295.00	159.41	270.00	5.28	29,099.40	NA
Q2/2002	7,132.88	297.00	68,171.25	286.67	5.16	29,666.03	0.011462617
Q3/2002	9,393.00	365.33	31,911.87	355.33	5.08	30,366.49	0.015034845
Q4/2002	26,143.95	355.00	126,589.14	345.00	5.24	31,200.79	0.018343126
Q1/2003	3,626.08	411.67	60,189.51	401.67	5.16	32,168.92	0.014448233
Q2/2003	0.00	493.33	15,849.80	483.33	5.10	33,270.88	0.018365825
Q3/2003	502.00	526.27	7,003.79	516.27	4.98	34,506.68	0.021695948
Q4/2003	5,891.00	532.50	103,699.14	250.33	4.80	35,876.32	0.022795011
Q1/2004	0.00	566.80	59,888.81	553.77	4.73	37,742.36	0.016446272
Q2/2004	0.00	545.50	26,750.14	523.13	4.86	39,234.63	0.016806541
Q3/2004	43.00	422.30	26,321.03	457.93	4.98	40,715.71	0.019642368
Q4/2004	860.00	448.03	100,460.49	408.03	4.86	42,185.60	0.021263641
Q1/2005	129.00	445.90	40,570.55	432.83	4.66	43,406.66	0.020489604
Q3/2005	205.00	415.37	35,511.18	403.13	5.06	46,575.63	0.011746421
Q4/2005	440.05	405.53	113,296.05	393.37	5.05	48,285.90	0.008063863
Q1/2006	43.00	439.32	58,656.37	428.95	4.87	49,942.01	0.012806694
Q2/2006	87.20	482.33	25,790.83	471.97	4.73	51,875.21	0.00979645
Q3/2006	7.80	526.27	30,565.92	515.35	4.65	53,947.47	0.00806227
Q4/2006	0.00	530.60	155,111.64	518.03	4.58	56,158.81	0.01108584
Q1/2007	6,751.10	552.72	63,029.64	538.63	4.51	58,328.21	0.010053582
Q2/2007	7,491.54	567.50	16,152.69	552.88	4.51	60,890.08	0.008928808
Q3/2007	1,505.00	576.42	11,242.18	651.65	4.50	63,663.41	0.006724605
Q4/2007	11,394.80	616.78	94,891.98	601.92	4.56	66,648.20	0.007582347
Q1/2008	12,815.55	758.50	62,473.05	744.08	4.52	69,844.46	0.011510811
Q2/2008	129.00	1,146.67	14,301.52	1,129.08	4.69	73,252.18	0.010750516
Q3/2008	50.15	949.02	3,439.37	932.82	4.95	76,871.36	0.015204049
Q4/2008	2,145.13	825.80	66,995.49	810.48	5.91	80,702.01	0.006755394

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

Quantity = ปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1, 2 ของไทย ที่ส่งออกไปยังฮ่องกง

Price FOB = ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิชั้น 1, 2 ของไทย ที่ส่งออกไปยังฮ่องกง

Rate = อัตราแลกเปลี่ยน

GDP = รายได้ประชาชาติของฮ่องกง

Price = ราคาข้าวที่จำหน่ายในฮ่องกง

GARCH = ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

	grade A		grade B		Rate	GDP	Price	
	Quantity	price FOB	Quantity	price FOB		(พันล้านดอลลาร์สหรัฐ)	HK\$/Kg	GARCH
	(tons)	(US\$/tons)	(tons)	(US\$/tons)				
Q1/2002	2,181.69	295.00	3,258.90	270.00	5.60	42.12	7.37	NA
Q2/2002	5,398.00	297.00	2,828.00	286.67	5.48	41.21	7.39	0.013311738
Q3/2002	5,964.41	365.33	11,412.45	355.33	5.39	40.49	7.25	0.017951671

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

	grade A		grade B		Rate	GDP (พินล้านดอลลาร์สหรัฐ)	GARCH
	Quantity	price FOB	Quantity	price FOB			
	(tons)	(US\$/tons)	(tons)	(US\$/tons)			
Q1/2003	5,796.00	411.67	19,687.49	401.67	5.48	39.65	0.00831202
Q3/2003	4,830.91	526.27	17,889.52	516.27	5.29	39.59	0.016111462
Q4/2003	3,968.00	532.50	21,349.35	250.33	5.12	39.85	0.021211864
Q1/2004	6,702.46	566.80	2,484.27	553.77	5.03	40.61	0.025133486
Q2/2004	6,481.85	545.50	2,550.27	523.13	5.13	41.14	0.032014041
Q3/2004	5,131.81	422.30	19,392.02	457.93	5.29	41.74	0.029063349
Q4/2004	6,090.07	448.03	23,717.35	408.03	5.17	42.41	0.023507179
Q1/2005	9,763.40	445.90	22,060.33	432.83	4.94	43.32	0.029835938
Q2/2005	7,724.22	428.77	24,782.15	416.13	5.14	44.07	0.03074466
Q3/2005	10,293.71	415.37	22,968.01	403.13	5.31	44.82	0.018316955
Q4/2005	11,387.47	405.53	25,398.52	393.37	5.28	45.58	0.004972116
Q1/2006	8,673.01	439.32	26,375.33	428.95	5.62	46.16	0.007039201
Q2/2006	11,040.39	482.33	27,409.52	471.97	4.91	47.00	0.004856675
Q3/2006	9,459.37	526.27	21,099.87	515.35	4.84	47.92	0.005623235
Q4/2006	6,744.13	530.60	30,287.54	518.03	4.69	48.92	0.008859926
Q1/2007	9,351.82	552.72	29,517.88	538.63	4.55	50.21	0.010123663
Q2/2007	10,092.50	567.50	20,669.69	552.88	4.43	51.28	0.011253158
Q3/2007	1,244.68	576.42	29,256.19	651.65	4.36	52.33	0.013348606
Q4/2007	5,257.74	616.78	31,090.96	601.92	4.35	53.38	0.017280326
Q1/2008	2,119.70	758.50	35,545.64	744.08	4.15	54.42	0.022610868
Q2/2008	3,528.96	1,146.67	34,524.64	1,129.08	4.13	55.45	0.018838758
Q3/2008	1,229.59	949.02	22,900.61	932.82	4.34	56.46	0.024538656
Q4/2008	1,968.87	825.80	33,227.41	810.48	4.49	57.47	0.017936572



ภาคผนวก ข
ผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม Eviews

กรณีประเทศสหรัฐอเมริกา

ตารางผนวกที่ 1 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: PRICE_A has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.291266	0.4237
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_A)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:36

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRICE_A(-1)	-0.383739	0.167479	-2.291266	0.0319
D(PRICE_A(-1))	0.251249	0.226400	1.109757	0.2791
C	126.8010	63.88495	1.984833	0.0598
@TREND(2002:1)	6.274108	3.643292	1.722099	0.0991
R-squared	0.193462	Mean dependent var		20.33846
Adjusted R-squared	0.083479	S.D. dependent var		101.0813
S.E. of regression	96.77029	Akaike info criterion		12.12320
Sum squared resid	206018.8	Schwarz criterion		12.31675
Log likelihood	-153.6015	F-statistic		1.759021
Durbin-Watson stat	1.977749	Prob(F-statistic)		0.184390

ตารางผนวกที่ 2 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: PRICE_B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.292683	0.4230
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_B)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:38

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRICE_B(-1)	-0.505459	0.220466	-2.292683	0.0318
D(PRICE_B(-1))	0.009730	0.226788	0.042902	0.9662
C	139.5695	75.06028	1.859432	0.0764
@TREND(2002:1)	9.595137	4.900342	1.958054	0.0630
R-squared	0.249308	Mean dependent var		20.14654
Adjusted R-squared	0.146941	S.D. dependent var		129.0972
S.E. of regression	119.2357	Akaike info criterion		12.54072
Sum squared resid	312777.2	Schwarz criterion		12.73427
Log likelihood	-159.0294	F-statistic		2.435435
Durbin-Watson stat	1.981453	Prob(F-statistic)		0.091815

ตารางผนวกที่ 3 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: QUANTITY_A has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.916434	0.0259
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QUANTITY_A)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:39

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QUANTITY_A(-1)	-0.832630	0.212599	-3.916434	0.0007
D(QUANTITY_A(-1))	0.265514	0.192181	1.381583	0.1810
C	6547.180	1721.758	3.802613	0.0010
@TREND(2002:1)	-197.5851	64.00329	-3.087109	0.0054
R-squared	0.436954	Mean dependent var		-104.2612
Adjusted R-squared	0.360175	S.D. dependent var		2513.732
S.E. of regression	2010.711	Akaike info criterion		18.19100
Sum squared resid	88945085	Schwarz criterion		18.38456
Log likelihood	-232.4830	F-statistic		5.691053
Durbin-Watson stat	1.851124	Prob(F-statistic)		0.004847

ตารางผนวกที่ 4 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: QUANTITY_B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.769202	0.0004
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QUANTITY_B)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:40

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QUANTITY_B(-1)	-1.508571	0.261487	-5.769202	0.0000
D(QUANTITY_B(-1))	0.478461	0.204492	2.339755	0.0288
C	66490.66	11481.17	5.791277	0.0000
@TREND(2002:1)	2373.628	633.1779	3.748753	0.0011
R-squared	0.654430	Mean dependent var		2429.197
Adjusted R-squared	0.607307	S.D. dependent var		22465.46
S.E. of regression	14078.03	Akaike info criterion		22.08326
Sum squared resid	4.36E+09	Schwarz criterion		22.27681
Log likelihood	-283.0823	F-statistic		13.88766
Durbin-Watson stat	2.475253	Prob(F-statistic)		0.000027

ตารางผนวกที่ 5 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: RATE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.872311	0.1868
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RATE)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:40

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RATE(-1)	-0.470349	0.163753	-2.872311	0.0088
D(RATE(-1))	0.427361	0.203162	2.103548	0.0471
C	20.77851	7.359095	2.823515	0.0099
@TREND(2002:1)	-0.188631	0.072784	-2.591654	0.0167
R-squared	0.299030	Mean dependent var		-0.305385
Adjusted R-squared	0.203443	S.D. dependent var		1.119715
S.E. of regression	0.999346	Akaike info criterion		2.977207
Sum squared resid	21.97124	Schwarz criterion		3.170761
Log likelihood	-34.70369	F-statistic		3.128357
Durbin-Watson stat	1.776007	Prob(F-statistic)		0.046313

ตารางผนวกที่ 6 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล
(At level)

Null Hypothesis: GARCH01 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.379037	0.3804
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GARCH01)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:32

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GARCH01(-1)	-0.377642	0.158737	-2.379037	0.0269
D(GARCH01(-1))	0.320599	0.220634	1.453080	0.1610
C	0.440735	0.245499	1.795265	0.0870
@TREND(2002:1)	-0.000757	0.010144	-0.074610	0.9412

R-squared	0.222350	Mean dependent var	-0.000730
Adjusted R-squared	0.111257	S.D. dependent var	0.387259
S.E. of regression	0.365081	Akaike info criterion	0.968253
Sum squared resid	2.798972	Schwarz criterion	1.163274
Log likelihood	-8.103168	F-statistic	2.001480
Durbin-Watson stat	1.916064	Prob(F-statistic)	0.144636

ตารางผนวกที่ 7 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่ระดับ
ข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: GDP_USA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.034357	0.9945
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP_USA)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:34

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP_USA(-1)	0.008220	0.239239	0.034357	0.9729
D(GDP_USA(-1))	0.440985	0.338048	1.304504	0.2055
C	42.41142	2366.705	0.017920	0.9859
@TREND(2002:1)	-4.720935	40.87550	-0.115495	0.9091

R-squared	0.134871	Mean dependent var	145.1423
Adjusted R-squared	0.016899	S.D. dependent var	89.99069
S.E. of regression	89.22708	Akaike info criterion	11.96088
Sum squared resid	175152.4	Schwarz criterion	12.15444
Log likelihood	-151.4915	F-statistic	1.143245
Durbin-Watson stat	1.615749	Prob(F-statistic)	0.353600

ตารางผนวกที่ 8 แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 ที่ระดับ
ผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(PRICE_A) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.208995	0.0143
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_A,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:37

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRICE_A(-1))	-1.555714	0.369616	-4.208995	0.0004
D(PRICE_A(-1),2)	0.489908	0.259458	1.888197	0.0729
C	-9.867495	47.42343	-0.208072	0.8372
@TREND(2002:1)	3.112811	3.077688	1.011412	0.3233
R-squared	0.546624	Mean dependent var		-7.662000
Adjusted R-squared	0.481856	S.D. dependent var		140.6946
S.E. of regression	101.2751	Akaike info criterion		12.21920
Sum squared resid	215389.4	Schwarz criterion		12.41422
Log likelihood	-148.7401	F-statistic		8.439725
Durbin-Watson stat	1.978584	Prob(F-statistic)		0.000716

ตารางผนวกที่ 9 แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2 ที่ระดับ
ผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(PRICE_B) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.699428	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_B,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:39

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRICE_B(-1))	-2.094070	0.367417	-5.699428	0.0000
D(PRICE_B(-1),2)	0.594109	0.228642	2.598426	0.0168
C	-16.30736	54.72734	-0.297975	0.7687
@TREND(2002:1)	4.523389	3.474973	1.301705	0.2071

R-squared	0.715067	Mean dependent var	-7.640000
Adjusted R-squared	0.674362	S.D. dependent var	206.0138
S.E. of regression	117.5611	Akaike info criterion	12.51744
Sum squared resid	290232.8	Schwarz criterion	12.71246
Log likelihood	-152.4680	F-statistic	17.56717
Durbin-Watson stat	2.102395	Prob(F-statistic)	0.000006

ตารางผนวกที่ 10 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1
(First difference level)

Null Hypothesis: D(RATE) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.812570	0.0038
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RATE,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:40

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RATE(-1))	-1.374871	0.285683	-4.812570	0.0001
D(RATE(-1),2)	0.588929	0.219116	2.687753	0.0138
C	-0.317639	0.479178	-0.662882	0.5146
@TREND(2002:1)	-0.011856	0.029345	-0.404012	0.6903
R-squared	0.542391	Mean dependent var		0.082800
Adjusted R-squared	0.477018	S.D. dependent var		1.429197
S.E. of regression	1.033559	Akaike info criterion		3.049541
Sum squared resid	22.43314	Schwarz criterion		3.244561
Log likelihood	-34.11926	F-statistic		8.296902
Durbin-Watson stat	1.789971	Prob(F-statistic)		0.000786

ตารางผนวกที่ 11 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน
ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(GARCH01) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.907951	0.0277
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GARCH01,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:33

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GARCH01(-1))	-1.204387	0.308189	-3.907951	0.0009
D(GARCH01(-1),2)	0.308164	0.224325	1.373739	0.1847
C	-0.059029	0.199344	-0.296116	0.7702
@TREND(2002:1)	0.003586	0.011833	0.303085	0.7650

R-squared	0.481232	Mean dependent var	-0.041199
Adjusted R-squared	0.403417	S.D. dependent var	0.513833
S.E. of regression	0.396879	Akaike info criterion	1.140639
Sum squared resid	3.150252	Schwarz criterion	1.336981
Log likelihood	-9.687667	F-statistic	6.184290
Durbin-Watson stat	1.466476	Prob(F-statistic)	0.003794

ตารางผนวกที่ 12 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ
ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(GDP_USA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.937476	0.9352
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP_USA,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:34

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP_USA(-1))	-0.407808	0.435006	-0.937476	0.3592
D(GDP_USA(-1),2)	-0.253247	0.343883	-0.736433	0.4696
C	115.5555	76.51639	1.510206	0.1459
@TREND(2002:1)	-4.187335	2.507021	-1.670243	0.1097

R-squared	0.234372	Mean dependent var	-12.53200
Adjusted R-squared	0.124997	S.D. dependent var	95.26966
S.E. of regression	89.11677	Akaike info criterion	11.96342
Sum squared resid	166777.8	Schwarz criterion	12.15844
Log likelihood	-145.5427	F-statistic	2.142823
Durbin-Watson stat	1.554101	Prob(F-statistic)	0.125173

ตารางผนวกที่ 13 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ
ที่ระดับผลต่าง 2 (Secoend difference level)

Null Hypothesis: D(GDP_USA,2) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.704456	0.0417
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP_USA,3)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:36

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP_USA(-1),2)	-1.968325	0.531340	-3.704456	0.0014
D(GDP_USA(-1),3)	0.339355	0.307216	1.104614	0.2824
C	79.37994	45.27811	1.753164	0.0949
@TREND(2002:1)	-5.788194	2.667571	-2.169837	0.0422

R-squared	0.624859	Mean dependent var	-12.23750
Adjusted R-squared	0.568588	S.D. dependent var	135.0855
S.E. of regression	88.72679	Akaike info criterion	11.96001
Sum squared resid	157448.9	Schwarz criterion	12.15635
Log likelihood	-139.5202	F-statistic	11.10445
Durbin-Watson stat	1.803752	Prob(F-statistic)	0.000166

ตารางผนวกที่ 14 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Null Hypothesis: ERROR has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.798368	0.0071
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERROR)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:59

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERROR(-1)	-0.613239	0.219142	-2.798368	0.0102
D(ERROR(-1))	0.182701	0.208027	0.878255	0.3889
R-squared	0.265494	Mean dependent var		4.228080
Adjusted R-squared	0.233559	S.D. dependent var		93.69594
S.E. of regression	82.02762	Akaike info criterion		11.72861
Sum squared resid	154756.2	Schwarz criterion		11.82612
Log likelihood	-144.6076	Durbin-Watson stat		2.037640

ตารางผนวกที่ 15 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Null Hypothesis: ERRORPB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.882916	0.0058
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORPB)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 22:02

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORPB(-1)	-0.725872	0.251784	-2.882916	0.0084
D(ERRORPB(-1))	0.139028	0.219120	0.634481	0.5320
R-squared	0.308894	Mean dependent var		5.716995
Adjusted R-squared	0.278846	S.D. dependent var		120.3975
S.E. of regression	102.2425	Akaike info criterion		12.16919
Sum squared resid	240431.3	Schwarz criterion		12.26670
Log likelihood	-150.1149	Durbin-Watson stat		2.005883

ตารางผนวกที่ 16 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก
ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Null Hypothesis: ERRORQA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.295911	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORQA)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 22:03

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORQA(-1)	-1.058344	0.246361	-4.295911	0.0003
D(ERRORQA(-1))	0.301729	0.180644	1.670301	0.1084
R-squared	0.465438	Mean dependent var		-69.34610
Adjusted R-squared	0.442196	S.D. dependent var		2499.459
S.E. of regression	1866.752	Akaike info criterion		17.97841
Sum squared resid	80149577	Schwarz criterion		18.07592
Log likelihood	-222.7301	Durbin-Watson stat		1.992524

ตารางผนวกที่ 17 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก
ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Null Hypothesis: ERRORQB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.732992	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORQB)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 22:05

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORQB(-1)	-1.622805	0.283064	-5.732992	0.0000
D(ERRORQB(-1))	0.519549	0.201039	2.584324	0.0166
R-squared	0.637992	Mean dependent var		-94.52869
Adjusted R-squared	0.622253	S.D. dependent var		21939.65
S.E. of regression	13484.36	Akaike info criterion		21.93307
Sum squared resid	4.18E+09	Schwarz criterion		22.03058
Log likelihood	-272.1633	Durbin-Watson stat		2.372866

ตารางผนวกที่ 18 แสดงผลการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนโดยวิธี GARCH

Dependent Variable: RATE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 01/21/10 Time: 13:52

Sample (adjusted): 2002:2 2008:4

Included observations: 27 after adjustments

Convergence achieved after 25 iterations

Variance backcast: ON

GED parameter fixed at 1.5

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.891297	3.289359	0.574974	0.5653
RATE(-1)	0.937824	0.083244	11.26593	0.0000
Variance Equation				
C	0.156467	0.176462	0.886690	0.3752
RESID(-1)^2	-0.308906	0.022882	-13.50022	0.0000
GARCH(-1)	1.171799	0.159514	7.346049	0.0000
R-squared	0.899610	Mean dependent var		38.51222
Adjusted R-squared	0.881357	S.D. dependent var		3.466119
S.E. of regression	1.193889	Akaike info criterion		3.180349
Sum squared resid	31.35814	Schwarz criterion		3.420318
Log likelihood	-37.93471	F-statistic		49.28638
Durbin-Watson stat	1.478691	Prob(F-statistic)		0.000000

ตารางผนวกที่ 19 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Dependent Variable: LOG(QUANTITY_A)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 18:50

Sample (adjusted): 2002:2 2008:4

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-54.29504	49.26343	-1.102137	0.2829
LOG(PRICE_A(-1))	-2.199379	0.869726	-2.528818	0.0195
DUSA_A	2.297911	0.556083	4.132320	0.0005
LOG(GARCH01)	0.501631	0.379015	1.323513	0.1999
LOG(RATE)	11.87769	4.401112	2.698794	0.0134
LOG(GDP_USA(-1))	3.432187	3.869600	0.886962	0.3851
R-squared	0.799449	Mean dependent var		7.860626
Adjusted R-squared	0.751699	S.D. dependent var		1.440364
S.E. of regression	0.717731	Akaike info criterion		2.367685
Sum squared resid	10.81788	Schwarz criterion		2.655649
Log likelihood	-25.96375	F-statistic		16.74234
Durbin-Watson stat	1.134537	Prob(F-statistic)		0.000001

ตารางผนวกที่ 20 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Dependent Variable: LOG(QUANTITY_B)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 17:11

Sample (adjusted): 2002:2 2008:4

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-36.79676	26.05385	-1.412335	0.1718
LOG(GDP_USA(-1))	4.232340	1.876481	2.255466	0.0344
LOG(PRICE_B(-1))	-0.207557	0.312187	-0.664848	0.5131
LOG(RATE(-1))	2.538334	2.437939	1.041180	0.3091
LOG(GARCH01)	0.150414	0.178195	0.844094	0.4077
R-squared	0.385477	Mean dependent var		11.05138
Adjusted R-squared	0.273746	S.D. dependent var		0.345194
S.E. of regression	0.294176	Akaike info criterion		0.556300
Sum squared resid	1.903872	Schwarz criterion		0.796270
Log likelihood	-2.510051	F-statistic		3.450032
Durbin-Watson stat	1.736924	Prob(F-statistic)		0.024733

ตารางผนวกที่ 21 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Dependent Variable: LOG(PRICE_A)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 16:41

Sample (adjusted): 2003:4 2008:4

Included observations: 21 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.98050	3.602125	3.603569	0.0022
LOG(QUANTITY_A(-2))	-0.099933	0.040887	-2.444153	0.0257
LOG(RATE(-5))	-1.595409	1.037568	-1.537643	0.1425
LOG(GARCH01(-6))	-0.108193	0.056885	-1.901977	0.0743
R-squared	0.653464	Mean dependent var		6.321624
Adjusted R-squared	0.592310	S.D. dependent var		0.281235
S.E. of regression	0.179570	Akaike info criterion		-0.426860
Sum squared resid	0.548171	Schwarz criterion		-0.227904
Log likelihood	8.482033	F-statistic		10.68564
Durbin-Watson stat	1.556074	Prob(F-statistic)		0.000349

ตารางผนวกที่ 22 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Dependent Variable: LOG(PRICE_B)

Method: Least Squares

Date: 05/23/10 Time: 15:31

Sample (adjusted): 2003:2 2008:4

Included observations: 23 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	21.80661	3.760264	5.799223	0.0000
LOG(QUANTITY_B(-4))	-0.251130	0.131224	-1.913748	0.0708
LOG(RATE(-3))	-3.491074	0.710474	-4.913728	0.0001
LOG(GARCH01(-4))	-0.119832	0.060121	-1.993193	0.0608
R-squared	0.706231	Mean dependent var		6.265834
Adjusted R-squared	0.659846	S.D. dependent var		0.318615
S.E. of regression	0.185825	Akaike info criterion		-0.371253
Sum squared resid	0.656087	Schwarz criterion		-0.173776
Log likelihood	8.269413	F-statistic		15.22554
Durbin-Watson stat	2.206534	Prob(F-statistic)		0.000027

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล

กรณีประเทศไทย

ตารางผนวกที่ 23 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: PRICE_A has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.291266	0.4237
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PRICE_A)
Method: Least Squares
Date: 05/08/10 Time: 21:27
Sample (adjusted): 2002:3 2008:4
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRICE_A(-1)	-0.383739	0.167479	-2.291266	0.0319
D(PRICE_A(-1))	0.251249	0.226400	1.109757	0.2791
C	126.8010	63.88495	1.984833	0.0598
@TREND(2002:1)	6.274108	3.643292	1.722099	0.0991
R-squared	0.193462	Mean dependent var		20.33846
Adjusted R-squared	0.083479	S.D. dependent var		101.0813
S.E. of regression	96.77029	Akaike info criterion		12.12320
Sum squared resid	206018.8	Schwarz criterion		12.31675
Log likelihood	-153.6015	F-statistic		1.759021
Durbin-Watson stat	1.977749	Prob(F-statistic)		0.184390

ตารางผนวกที่ 24 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: PRICE_B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.292683	0.4230
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_B)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:28

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRICE_B(-1)	-0.505459	0.220466	-2.292683	0.0318
D(PRICE_B(-1))	0.009730	0.226788	0.042902	0.9662
C	139.5695	75.06028	1.859432	0.0764
@TREND(2002:1)	9.595137	4.900342	1.958054	0.0630

R-squared	0.249308	Mean dependent var	20.14654
Adjusted R-squared	0.146941	S.D. dependent var	129.0972
S.E. of regression	119.2357	Akaike info criterion	12.54072
Sum squared resid	312777.2	Schwarz criterion	12.73427
Log likelihood	-159.0294	F-statistic	2.435435
Durbin-Watson stat	1.981453	Prob(F-statistic)	0.091815

ตารางผนวกที่ 25 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: QUANTITY_A has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.051525	0.1383
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QUANTITY_A)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:29

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QUANTITY_A(-1)	-0.752876	0.246721	-3.051525	0.0059
D(QUANTITY_A(-1))	0.105044	0.208521	0.503758	0.6194
C	3599.110	2860.749	1.258101	0.2215
@TREND(2002:1)	-72.35736	159.4480	-0.453799	0.6544

R-squared	0.349094	Mean dependent var	-189.3208
Adjusted R-squared	0.260334	S.D. dependent var	6988.389
S.E. of regression	6010.284	Akaike info criterion	20.38097
Sum squared resid	7.95E+08	Schwarz criterion	20.57452
Log likelihood	-260.9526	F-statistic	3.933006
Durbin-Watson stat	2.022222	Prob(F-statistic)	0.021792

ตารางผนวกที่ 26 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: QUANTITY_B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.205583	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QUANTITY_B)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:30

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QUANTITY_B(-1)	-1.659556	0.267430	-6.205583	0.0000
D(QUANTITY_B(-1))	0.515517	0.180447	2.856884	0.0092
C	95131.77	21891.13	4.345677	0.0003
@TREND(2002:1)	-462.0908	964.6235	-0.479037	0.6366

R-squared	0.670297	Mean dependent var	-45.22154
Adjusted R-squared	0.625338	S.D. dependent var	59695.22
S.E. of regression	36539.23	Akaike info criterion	23.99080
Sum squared resid	2.94E+10	Schwarz criterion	24.18435
Log likelihood	-307.8804	F-statistic	14.90894
Durbin-Watson stat	2.487138	Prob(F-statistic)	0.000016

ตารางผนวกที่ 27 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: RATE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.499737	0.3254
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RATE)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:31

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RATE(-1)	-0.498139	0.199276	-2.499737	0.0204
D(RATE(-1))	0.641525	0.227872	2.815293	0.0101
C	2.544198	1.040383	2.445444	0.0229
@TREND(2002:1)	-0.008845	0.005951	-1.486371	0.1514
R-squared	0.348345	Mean dependent var		-0.002773
Adjusted R-squared	0.259484	S.D. dependent var		0.135678
S.E. of regression	0.116755	Akaike info criterion		-1.316831
Sum squared resid	0.299901	Schwarz criterion		-1.123278
Log likelihood	21.11881	F-statistic		3.920074
Durbin-Watson stat	1.596389	Prob(F-statistic)		0.022050

ตารางผนวกที่ 28 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยน
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: GARCH03 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.880525	0.1849
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GARCH03)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:23

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GARCH03(-1)	-0.648130	0.225004	-2.880525	0.0090
D(GARCH03(-1))	0.014938	0.219116	0.068173	0.9463
C	0.013888	0.004903	2.832317	0.0100
@TREND(2002:1)	-0.000348	0.000141	-2.472389	0.0221
R-squared	0.343871	Mean dependent var		-0.000331
Adjusted R-squared	0.250138	S.D. dependent var		0.004082
S.E. of regression	0.003535	Akaike info criterion		-8.306828
Sum squared resid	0.000262	Schwarz criterion		-8.111808
Log likelihood	107.8354	F-statistic		3.668634
Durbin-Watson stat	1.963036	Prob(F-statistic)		0.028652

ตารางผนวกที่ 29 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: GDP_CHINA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.300779	1.0000
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP_CHINA)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:24

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP_CHINA(-1)	0.044709	0.019432	2.300779	0.0313
D(GDP_CHINA(-1))	0.592019	0.173562	3.410990	0.0025
C	-784.5343	388.9938	-2.016830	0.0561
@TREND(2002:1)	-33.96492	25.89298	-1.311742	0.2031

R-squared	0.969019	Mean dependent var	1962.922
Adjusted R-squared	0.964795	S.D. dependent var	876.3706
S.E. of regression	164.4338	Akaike info criterion	13.18353
Sum squared resid	594846.3	Schwarz criterion	13.37708
Log likelihood	-167.3859	F-statistic	229.3743
Durbin-Watson stat	2.152639	Prob(F-statistic)	0.000000

ตารางผนวกที่ 30 แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(PRICE_A) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.208995	0.0143
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_A,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:27

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRICE_A(-1))	-1.555714	0.369616	-4.208995	0.0004
D(PRICE_A(-1),2)	0.489908	0.259458	1.888197	0.0729
C	-9.867495	47.42343	-0.208072	0.8372
@TREND(2002:1)	3.112811	3.077688	1.011412	0.3233

R-squared	0.546624	Mean dependent var	-7.662000
Adjusted R-squared	0.481856	S.D. dependent var	140.6946
S.E. of regression	101.2751	Akaike info criterion	12.21920
Sum squared resid	215389.4	Schwarz criterion	12.41422
Log likelihood	-148.7401	F-statistic	8.439725
Durbin-Watson stat	1.978584	Prob(F-statistic)	0.000716

ตารางผนวกที่ 31 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1
(First difference level)

Null Hypothesis: RATE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.499737	0.3254
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RATE)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:31

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RATE(-1)	-0.498139	0.199276	-2.499737	0.0204
D(RATE(-1))	0.641525	0.227872	2.815293	0.0101
C	2.544198	1.040383	2.445444	0.0229
@TREND(2002:1)	-0.008845	0.005951	-1.486371	0.1514
R-squared	0.348345	Mean dependent var		-0.002773
Adjusted R-squared	0.259484	S.D. dependent var		0.135678
S.E. of regression	0.116755	Akaike info criterion		-1.316831
Sum squared resid	0.299901	Schwarz criterion		-1.123278
Log likelihood	21.11881	F-statistic		3.920074
Durbin-Watson stat	1.596389	Prob(F-statistic)		0.022050

ตารางผนวกที่ 32 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน
ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(GARCH03) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.075443	0.0196
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GARCH03,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:23

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GARCH03(-1))	-1.472922	0.361414	-4.075443	0.0006
D(GARCH03(-1),2)	0.109707	0.235810	0.465235	0.6468
C	-0.000198	0.002083	-0.094865	0.9254
@TREND(2002:1)	-1.84E-05	0.000123	-0.150075	0.8822
R-squared	0.636927	Mean dependent var		-0.000490
Adjusted R-squared	0.582466	S.D. dependent var		0.006409
S.E. of regression	0.004142	Akaike info criterion		-7.984477
Sum squared resid	0.000343	Schwarz criterion		-7.788135
Log likelihood	99.81373	F-statistic		11.69512
Durbin-Watson stat	1.895372	Prob(F-statistic)		0.000121

ตารางผนวกที่ 33 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ
ที่ระดับผลต่าง 1(First difference level)

Null Hypothesis: D(GDP_CHINA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.479812	0.9777
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP_CHINA,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:26

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP_CHINA(-1))	-0.071830	0.149704	-0.479812	0.6363
D(GDP_CHINA(-1),2)	-0.170486	0.234868	-0.725879	0.4759
C	67.22217	97.91613	0.686528	0.4999
@TREND(2002:1)	14.29544	15.72730	0.908957	0.3737

R-squared	0.114775	Mean dependent var	125.2076
Adjusted R-squared	-0.011686	S.D. dependent var	183.2378
S.E. of regression	184.3054	Akaike info criterion	13.41671
Sum squared resid	713338.1	Schwarz criterion	13.61173
Log likelihood	-163.7089	F-statistic	0.907592
Durbin-Watson stat	1.984680	Prob(F-statistic)	0.454110

ตารางผนวกที่ 34 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ
ที่ระดับผลต่าง 2 (Second difference level)

Null Hypothesis: D(GDP_CHINA,2) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.500439	0.0620
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP_CHINA,3)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:25

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP_CHINA(-1),2)	-1.212070	0.346262	-3.500439	0.0023
D(GDP_CHINA(-1),3)	-0.015651	0.221119	-0.070781	0.9443
C	23.50657	95.18250	0.246963	0.8075
@TREND(2002:1)	8.205325	5.858430	1.400601	0.1767

R-squared	0.618452	Mean dependent var	3.234583
Adjusted R-squared	0.561220	S.D. dependent var	284.3857
S.E. of regression	188.3785	Akaike info criterion	13.46580
Sum squared resid	709729.0	Schwarz criterion	13.66214
Log likelihood	-157.5895	F-statistic	10.80601
Durbin-Watson stat	2.021617	Prob(F-statistic)	0.000195

ตารางผนวกที่ 35 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Null Hypothesis: ERRORPA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.648012	0.0928
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORPA)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 22:06

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORPA(-1)	-0.228220	0.138482	-1.648012	0.1129
D(ERRORPA(-1))	0.375529	0.230805	1.627042	0.1174
R-squared	0.108558	Mean dependent var		16.06045
Adjusted R-squared	0.069800	S.D. dependent var		97.03078
S.E. of regression	93.58318	Akaike info criterion		11.99220
Sum squared resid	201429.7	Schwarz criterion		12.08971
Log likelihood	-147.9025	Durbin-Watson stat		2.101736

ตารางผนวกที่ 36 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Null Hypothesis: ERRORPB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.684058	0.0866
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORPB)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 22:08

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORPB(-1)	-0.319156	0.189516	-1.684058	0.1057
D(ERRORPB(-1))	0.103539	0.231700	0.446867	0.6592
R-squared	0.101128	Mean dependent var		17.38925
Adjusted R-squared	0.062046	S.D. dependent var		124.4906
S.E. of regression	120.5666	Akaike info criterion		12.49890
Sum squared resid	334335.3	Schwarz criterion		12.59641
Log likelihood	-154.2363	Durbin-Watson stat		1.883079

ตารางผนวกที่ 37 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ
100% ชั้น 1

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.987275	0.0044
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 22:09

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.694379	0.232446	-2.987275	0.0066
D(RESID01(-1))	0.074306	0.205751	0.361148	0.7213
R-squared	0.332734	Mean dependent var		-250.8570
Adjusted R-squared	0.303722	S.D. dependent var		6871.806
S.E. of regression	5734.060	Akaike info criterion		20.22285
Sum squared resid	7.56E+08	Schwarz criterion		20.32036
Log likelihood	-250.7857	Durbin-Watson stat		1.696695

ตารางผนวกที่ 38 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ
100% ชั้น 2

Null Hypothesis: ERRORQB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.079491	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORQB)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 22:13

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORQB(-1)	-1.639724	0.269714	-6.079491	0.0000
D(ERRORQB(-1))	0.496940	0.183892	2.702341	0.0127
R-squared	0.659274	Mean dependent var		1066.390
Adjusted R-squared	0.644459	S.D. dependent var		53054.47
S.E. of regression	31634.91	Akaike info criterion		23.63853
Sum squared resid	2.30E+10	Schwarz criterion		23.73604
Log likelihood	-293.4816	Durbin-Watson stat		2.159119

ตารางผนวกที่ 39 แสดงผลการการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนโดยวิธี GARCH

Dependent Variable: RATE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 05/08/10 Time: 19:57

Sample (adjusted): 2002:2 2008:4

Included observations: 27 after adjustments

Convergence achieved after 14 iterations

Variance backcast: ON

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.139076	0.393059	2.897976	0.0038
RATE(-1)	0.773047	0.081242	9.515384	0.0000
Variance Equation				
C	0.005600	0.004202	1.332666	0.1826
RESID(-1)^2	-0.251027	0.075179	-3.339067	0.0008
GARCH(-1)	0.893839	0.326784	2.735258	0.0062
GED PARAMETER	18.84019	72.65939	0.259295	0.7954
R-squared	0.646357	Mean dependent var		4.848426
Adjusted R-squared	0.562157	S.D. dependent var		0.224464
S.E. of regression	0.148527	Akaike info criterion		-1.212469
Sum squared resid	0.463267	Schwarz criterion		-0.924505
Log likelihood	22.36833	F-statistic		7.676399
Durbin-Watson stat	1.045355	Prob(F-statistic)		0.000307

ตารางผนวกที่ 40 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Dependent Variable: LOG(QUANTITY_A)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 17:17

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	169.2714	101.8465	1.662026	0.1204
LOG(GDP_CHINA(-3))	0.566885	5.271443	0.107539	0.9160
LOG(PRICE_A(-4))	-13.24632	7.055072	-1.877560	0.0831
LOG(RATE(-3))	-45.30294	31.14781	-1.454450	0.1695
LOG(GARCH03(-1))	3.949199	2.903971	1.359930	0.1970
DUSA_A	5.403102	2.406705	2.245020	0.0428
R-squared	0.411482	Mean dependent var		6.043806
Adjusted R-squared	0.185128	S.D. dependent var		2.888245
S.E. of regression	2.607226	Akaike info criterion		5.006540
Sum squared resid	88.36915	Schwarz criterion		5.304784
Log likelihood	-41.56213	F-statistic		1.817874
Durbin-Watson stat	1.855970	Prob(F-statistic)		0.178452

ตารางผนวกที่ 41 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Dependent Variable: LOG(QUANTITY_B)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 17:19

Sample (adjusted): 2002:2 2008:4

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.056082	16.47129	0.246252	0.8078
LOG(GDP_CHINA)	1.612685	1.252750	1.287316	0.2114
LOG(PRICE_B)	-2.432553	0.837791	-2.903531	0.0082
LOG(RATE(-1))	2.046198	5.202100	0.393341	0.6979
LOG(GARCH03)	-0.231378	0.579811	-0.399058	0.6937
R-squared	0.356774	Mean dependent var		10.56403
Adjusted R-squared	0.239824	S.D. dependent var		0.924877
S.E. of regression	0.806383	Akaike info criterion		2.573059
Sum squared resid	14.30556	Schwarz criterion		2.813029
Log likelihood	-29.73630	F-statistic		3.050653
Durbin-Watson stat	1.960308	Prob(F-statistic)		0.038403

ตารางผนวกที่ 42 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Dependent Variable: LOG(PRICE_A)

Method: Least Squares

Date: 05/29/10 Time: 14:14

Sample (adjusted): 2003:4 2008:4

Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.38979	3.778657	4.602108	0.0006
LOG(QUANTITY_A(-7))	-0.072617	0.025972	-2.796009	0.0162
LOG(RATE(-2))	-5.631417	1.931656	-2.915331	0.0130
LOG(GARCH03(-1))	0.414114	0.210272	1.969416	0.0724
R-squared	0.556430	Mean dependent var		6.337082
Adjusted R-squared	0.445538	S.D. dependent var		0.269315
S.E. of regression	0.200538	Akaike info criterion		-0.163312
Sum squared resid	0.482584	Schwarz criterion		0.029835
Log likelihood	5.306495	F-statistic		5.017746
Durbin-Watson stat	0.859022	Prob(F-statistic)		0.017569

ตารางผนวกที่ 43 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Dependent Variable: LOG(PRICE_B)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 17:14

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.25521	1.895896	5.409162	0.0000
LOG(QUANTITY_B)	-0.145866	0.046729	-3.121530	0.0052
LOG(RATE(-1))	-2.509551	1.069537	-2.346391	0.0288
LOG(GARCH03(-2))	-0.337645	0.127348	-2.651367	0.0149
R-squared	0.625159	Mean dependent var		6.238134
Adjusted R-squared	0.571610	S.D. dependent var		0.320514
S.E. of regression	0.209781	Akaike info criterion		-0.139859
Sum squared resid	0.924169	Schwarz criterion		0.055161
Log likelihood	5.748236	F-statistic		11.67459
Durbin-Watson stat	1.332362	Prob(F-statistic)		0.000103

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล

กรณีประเทศฮ่องกง

ตารางผนวกที่ 44 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: PRICE_A has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.291266	0.4237
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PRICE_A)
Method: Least Squares
Date: 05/08/10 Time: 21:44
Sample (adjusted): 2002:3 2008:4
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRICE_A(-1)	-0.383739	0.167479	-2.291266	0.0319
D(PRICE_A(-1))	0.251249	0.226400	1.109757	0.2791
C	126.8010	63.88495	1.984833	0.0598
@TREND(2002:1)	6.274108	3.643292	1.722099	0.0991
R-squared	0.193462	Mean dependent var		20.33846
Adjusted R-squared	0.083479	S.D. dependent var		101.0813
S.E. of regression	96.77029	Akaike info criterion		12.12320
Sum squared resid	206018.8	Schwarz criterion		12.31675
Log likelihood	-153.6015	F-statistic		1.759021
Durbin-Watson stat	1.977749	Prob(F-statistic)		0.184390

ตารางผนวกที่ 45 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: PRICE_B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.292683	0.4230
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_B)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:44

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRICE_B(-1)	-0.505459	0.220466	-2.292683	0.0318
D(PRICE_B(-1))	0.009730	0.226788	0.042902	0.9662
C	139.5695	75.06028	1.859432	0.0764
@TREND(2002:1)	9.595137	4.900342	1.958054	0.0630
R-squared	0.249308	Mean dependent var		20.14654
Adjusted R-squared	0.146941	S.D. dependent var		129.0972
S.E. of regression	119.2357	Akaike info criterion		12.54072
Sum squared resid	312777.2	Schwarz criterion		12.73427
Log likelihood	-159.0294	F-statistic		2.435435
Durbin-Watson stat	1.981453	Prob(F-statistic)		0.091815

ตารางผนวกที่ 46 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: QUANTITY_A has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.152072	0.8996
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QUANTITY_A)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:45

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QUANTITY_A(-1)	-0.222202	0.192872	-1.152072	0.2617
D(QUANTITY_A(-1))	-0.391570	0.204261	-1.917007	0.0683
C	2577.625	1588.476	1.622704	0.1189
@TREND(2002:1)	-88.09624	64.40612	-1.367824	0.1852
R-squared	0.320401	Mean dependent var		-131.8896
Adjusted R-squared	0.227729	S.D. dependent var		2718.787
S.E. of regression	2389.241	Akaike info criterion		18.53598
Sum squared resid	1.26E+08	Schwarz criterion		18.72953
Log likelihood	-236.9677	F-statistic		3.457350
Durbin-Watson stat	2.301386	Prob(F-statistic)		0.033848

ตารางผนวกที่ 47 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: QUANTITY_B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.399531	0.0091
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QUANTITY_B)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:46

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QUANTITY_B(-1)	-1.085276	0.246680	-4.399531	0.0002
D(QUANTITY_B(-1))	0.354642	0.206332	1.718795	0.0997
C	10126.16	2920.404	3.467383	0.0022
@TREND(2002:1)	960.2457	282.0514	3.404506	0.0025

R-squared	0.496008	Mean dependent var	1169.208
Adjusted R-squared	0.427282	S.D. dependent var	7302.427
S.E. of regression	5526.340	Akaike info criterion	20.21308
Sum squared resid	6.72E+08	Schwarz criterion	20.40663
Log likelihood	-258.7700	F-statistic	7.217169
Durbin-Watson stat	2.004022	Prob(F-statistic)	0.001511

ตารางผนวกที่ 48 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยนที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: RATE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.873584	0.1864
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RATE)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:46

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RATE(-1)	-0.428394	0.149080	-2.873584	0.0088
D(RATE(-1))	0.488597	0.195698	2.496690	0.0205
C	2.425030	0.858525	2.824646	0.0099
@TREND(2002:1)	-0.021815	0.008500	-2.566554	0.0176
R-squared	0.325997	Mean dependent var		-0.038238
Adjusted R-squared	0.234088	S.D. dependent var		0.137542
S.E. of regression	0.120372	Akaike info criterion		-1.255820
Sum squared resid	0.318768	Schwarz criterion		-1.062267
Log likelihood	20.32566	F-statistic		3.546938
Durbin-Watson stat	1.734772	Prob(F-statistic)		0.031118

ตารางผนวกที่ 49 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยน
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: GARCH01 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.085834	0.5283
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GARCH01)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:43

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GARCH01(-1)	-0.338196	0.162139	-2.085834	0.0494
D(GARCH01(-1))	0.199133	0.219222	0.908364	0.3740
C	0.006951	0.004424	1.571120	0.1311
@TREND(2002:1)	-7.54E-05	0.000175	-0.430384	0.6713

R-squared	0.172015	Mean dependent var	-6.04E-07
Adjusted R-squared	0.053732	S.D. dependent var	0.006313
S.E. of regression	0.006141	Akaike info criterion	-7.202094
Sum squared resid	0.000792	Schwarz criterion	-7.007074
Log likelihood	94.02617	F-statistic	1.454260
Durbin-Watson stat	1.983650	Prob(F-statistic)	0.255582

ตารางผนวกที่ 50 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ
ที่ระดับข้อมูล (At level)

Null Hypothesis: GDP_HONGKONG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.515978	0.0585
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP_HONGKONG)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:43

Sample (adjusted): 2002:3 2008:4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP_HONGKONG(-1)	-0.110561	0.031445	-3.515978	0.0019
D(GDP_HONGKONG(-1))	0.291873	0.166858	1.749227	0.0942
C	3.828069	1.055796	3.625767	0.0015
@TREND(2002:1)	0.116276	0.032546	3.572680	0.0017
R-squared	0.954035	Mean dependent var		0.625385
Adjusted R-squared	0.947767	S.D. dependent var		0.532731
S.E. of regression	0.121753	Akaike info criterion		-1.233000
Sum squared resid	0.326125	Schwarz criterion		-1.039447
Log likelihood	20.02900	F-statistic		152.2075
Durbin-Watson stat	2.030645	Prob(F-statistic)		0.000000

ตารางผนวกที่ 51 แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1
ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(PRICE_A) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.208995	0.0143
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_A,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:44

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRICE_A(-1))	-1.555714	0.369616	-4.208995	0.0004
D(PRICE_A(-1),2)	0.489908	0.259458	1.888197	0.0729
C	-9.867495	47.42343	-0.208072	0.8372
@TREND(2002:1)	3.112811	3.077688	1.011412	0.3233
R-squared	0.546624	Mean dependent var		-7.662000
Adjusted R-squared	0.481856	S.D. dependent var		140.6946
S.E. of regression	101.2751	Akaike info criterion		12.21920
Sum squared resid	215389.4	Schwarz criterion		12.41422
Log likelihood	-148.7401	F-statistic		8.439725
Durbin-Watson stat	1.978584	Prob(F-statistic)		0.000716

ตารางผนวกที่ 52 แสดงผลการทดสอบ Unit root ราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2
ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(PRICE_B) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.699428	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRICE_B,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:45

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRICE_B(-1))	-2.094070	0.367417	-5.699428	0.0000
D(PRICE_B(-1),2)	0.594109	0.228642	2.598426	0.0168
C	-16.30736	54.72734	-0.297975	0.7687
@TREND(2002:1)	4.523389	3.474973	1.301705	0.2071
R-squared	0.715067	Mean dependent var		-7.640000
Adjusted R-squared	0.674362	S.D. dependent var		206.0138
S.E. of regression	117.5611	Akaike info criterion		12.51744
Sum squared resid	290232.8	Schwarz criterion		12.71246
Log likelihood	-152.4680	F-statistic		17.56717
Durbin-Watson stat	2.102395	Prob(F-statistic)		0.000006

ตารางผนวกที่ 53 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของปริมาณการส่งออก ที่ระดับผลต่าง 1
(First difference level)

Null Hypothesis: D(QUANTITY_A) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.485966	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(QUANTITY_A,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:45

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(QUANTITY_A(-1))	-2.187933	0.337333	-6.485966	0.0000
D(QUANTITY_A(-1),2)	0.435437	0.193077	2.255244	0.0349
C	1665.124	1087.667	1.530913	0.1407
@TREND(2002:1)	-128.4632	66.44994	-1.933233	0.0668
R-squared	0.807289	Mean dependent var		6.914800
Adjusted R-squared	0.779759	S.D. dependent var		4782.869
S.E. of regression	2244.595	Akaike info criterion		18.41608
Sum squared resid	1.06E+08	Schwarz criterion		18.61110
Log likelihood	-226.2011	F-statistic		29.32377
Durbin-Watson stat	1.996914	Prob(F-statistic)		0.000000

ตารางผนวกที่ 54 แสดงผลการทดสอบ Unit root ของอัตราแลกเปลี่ยน ที่ระดับผลต่าง 1
(First difference level)

Null Hypothesis: D(RATE) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.590581	0.0062
Test critical values:		
1% level	-4.374307	
5% level	-3.603202	
10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RATE,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:46

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RATE(-1))	-1.192737	0.259823	-4.590581	0.0002
D(RATE(-1),2)	0.550353	0.210402	2.615718	0.0161
C	-0.039787	0.058241	-0.683157	0.5020
@TREND(2002:1)	-0.000812	0.003525	-0.230306	0.8201
R-squared	0.508310	Mean dependent var		0.009768
Adjusted R-squared	0.438068	S.D. dependent var		0.167255
S.E. of regression	0.125378	Akaike info criterion		-1.169321
Sum squared resid	0.330112	Schwarz criterion		-0.974301
Log likelihood	18.61651	F-statistic		7.236609
Durbin-Watson stat	1.777823	Prob(F-statistic)		0.001626

ตารางผนวกที่ 55 แสดงผลการทดสอบ Unit root ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน
ที่ระดับผลต่าง 1 (First difference level)

Null Hypothesis: D(GARCH01) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.812738	0.0336
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GARCH01,2)

Method: Least Squares

Date: 05/08/10 Time: 21:43

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GARCH01(-1))	-1.165139	0.305591	-3.812738	0.0011
D(GARCH01(-1),2)	0.161297	0.223386	0.722056	0.4786
C	-0.001244	0.003358	-0.370414	0.7150
@TREND(2002:1)	6.77E-05	0.000198	0.341632	0.7362

R-squared	0.515515	Mean dependent var	-0.000507
Adjusted R-squared	0.442842	S.D. dependent var	0.008961
S.E. of regression	0.006689	Akaike info criterion	-7.025770
Sum squared resid	0.000895	Schwarz criterion	-6.829427
Log likelihood	88.30924	F-statistic	7.093647
Durbin-Watson stat	1.520441	Prob(F-statistic)	0.001971

ตารางผนวกที่ 56 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Null Hypothesis: ERRORPA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.905652	0.0055
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORPA)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 02:03

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORPA(-1)	-0.680505	0.234200	-2.905652	0.0080
D(ERRORPA(-1))	0.111108	0.211353	0.525699	0.6041
R-squared	0.308821	Mean dependent var		4.845430
Adjusted R-squared	0.278770	S.D. dependent var		111.0666
S.E. of regression	94.32365	Akaike info criterion		12.00796
Sum squared resid	204629.9	Schwarz criterion		12.10547
Log likelihood	-148.0995	Durbin-Watson stat		2.054919

ตารางผนวกที่ 57 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Null Hypothesis: ERRORPB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

		Nonnn	
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.821493	0.0067
Test critical values:	1% level	-2.660720	
	5% level	-1.955020	
	10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORPB)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 02:06

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORPB(-1)	-0.699984	0.248090	-2.821493	0.0097
D(ERRORPB(-1))	0.119998	0.218604	0.548927	0.5883
R-squared	0.303287	Mean dependent var		5.836832
Adjusted R-squared	0.272995	S.D. dependent var		128.5553
S.E. of regression	109.6122	Akaike info criterion		12.30839
Sum squared resid	276341.3	Schwarz criterion		12.40590
Log likelihood	-151.8549	Durbin-Watson stat		1.994635

ตารางผนวกที่ 58 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก
ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Null Hypothesis: ERRORQA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.567601	0.0125
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ERRORQA)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 02:08

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERRORQA(-1)	-0.641923	0.250009	-2.567601	0.0172
D(ERRORQA(-1))	-0.167822	0.200652	-0.836384	0.4115
R-squared	0.400057	Mean dependent var		-10.31954
Adjusted R-squared	0.373972	S.D. dependent var		2914.169
S.E. of regression	2305.747	Akaike info criterion		18.40082
Sum squared resid	1.22E+08	Schwarz criterion		18.49833
Log likelihood	-228.0102	Durbin-Watson stat		2.057781

ตารางผนวกที่ 59 แสดงผลการทดสอบค่า Residual ของสมการปริมาณการส่งออก
ข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.273922	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.660720	
5% level	-1.955020	
10% level	-1.609070	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 02:10

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.992242	0.232162	-4.273922	0.0003
D(RESID01(-1))	0.268013	0.180563	1.484323	0.1513
R-squared	0.457619	Mean dependent var		168.1325
Adjusted R-squared	0.434038	S.D. dependent var		6876.199
S.E. of regression	5172.996	Akaike info criterion		20.01691
Sum squared resid	6.15E+08	Schwarz criterion		20.11442
Log likelihood	-248.2114	Durbin-Watson stat		1.989725

ตารางผนวกที่ 60 แสดงผลการการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนโดยวิธี GARCH

Dependent Variable: RATE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 05/08/10 Time: 19:51

Sample (adjusted): 2002:2 2008:4

Included observations: 27 after adjustments

Convergence achieved after 30 iterations

Variance backcast: ON

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.306686	0.385744	0.795051	0.4266
RATE(-1)	0.933222	0.084475	11.04731	0.0000
Variance Equation				
C	0.003863	0.002073	1.863863	0.0623
RESID(-1)^2	-0.283290	0.127236	-2.226492	0.0260
GARCH(-1)	1.052268	0.180374	5.833813	0.0000
GED PARAMETER	29.92315	134.8912	0.221832	0.8244
R-squared	0.908669	Mean dependent var		4.938674
Adjusted R-squared	0.886924	S.D. dependent var		0.442545
S.E. of regression	0.148814	Akaike info criterion		-1.275081
Sum squared resid	0.465056	Schwarz criterion		-0.987118
Log likelihood	23.21360	F-statistic		41.78677
Durbin-Watson stat	1.359469	Prob(F-statistic)		0.000000

ตารางผนวกที่ 61 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Dependent Variable: LOG(QUANTITY_A)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 18:48

Sample (adjusted): 2002:4 2008:4

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.69062	17.85975	0.766563	0.4528
LOG(GDP_HONGKONG(-1))	1.492780	2.434505	0.613176	0.5470
LOG(PRICE_A(-1))	-1.529260	0.731308	-2.091131	0.0502
LOG(RATE(-1))	-0.892858	4.608555	-0.193739	0.8484
LOG(GARCH01(-2))	-0.096554	0.184944	-0.522075	0.6077
DA	-0.657418	0.501606	-1.310626	0.2056
R-squared	0.529544	Mean dependent var		8.604889
Adjusted R-squared	0.405740	S.D. dependent var		0.643036
S.E. of regression	0.495705	Akaike info criterion		1.639893
Sum squared resid	4.668751	Schwarz criterion		1.932423
Log likelihood	-14.49866	F-statistic		4.277278
Durbin-Watson stat	2.177289	Prob(F-statistic)		0.008947

ตารางผนวกที่ 62 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีปริมาณการส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Dependent Variable: LOG(QUANTITY_B)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 17:30

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.942926	5.141551	0.183393	0.8565
LOG(GDP_HONGKONG(-1))	2.092627	0.856765	2.442474	0.0251
LOG(PRICE_B(-2))	-0.007232	0.158759	-0.045556	0.9642
LOG(RATE(-1))	0.815344	1.126130	0.724023	0.4784
LOG(GARCH01(-3))	0.024209	0.057447	0.421410	0.6784
DU_B	-2.021963	0.139081	-14.53800	0.0000
R-squared	0.963114	Mean dependent var		9.923655
Adjusted R-squared	0.952868	S.D. dependent var		0.677315
S.E. of regression	0.147044	Akaike info criterion		-0.783857
Sum squared resid	0.389193	Schwarz criterion		-0.489343
Log likelihood	15.40628	F-statistic		93.99916
Durbin-Watson stat	2.272102	Prob(F-statistic)		0.000000

ตารางผนวกที่ 63 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1

Dependent Variable: LOG(PRICE_A)

Method: Least Squares

Date: 05/09/10 Time: 17:22

Sample (adjusted): 2003:1 2008:4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.49070	0.727330	14.42358	0.0000
LOG(QUANTITY_A(-2))	-0.167231	0.066953	-2.497727	0.0213
LOG(RATE(-3))	-2.016590	0.422900	-4.768478	0.0001
LOG(GARCH01(-3))	-0.121547	0.055180	-2.202743	0.0395
R-squared	0.723153	Mean dependent var		6.301722
Adjusted R-squared	0.681626	S.D. dependent var		0.270331
S.E. of regression	0.152534	Akaike info criterion		-0.771853
Sum squared resid	0.465329	Schwarz criterion		-0.575511
Log likelihood	13.26224	F-statistic		17.41401
Durbin-Watson stat	1.686651	Prob(F-statistic)		0.000008

ตารางผนวกที่ 64 แสดงผลการทดสอบปัจจัยที่มีราคาส่งออกข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 2

Dependent Variable: LOG(PRICE_B)

Method: Least Squares

Date: 05/29/10 Time: 14:13

Sample (adjusted): 2004:1 2008:4

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.74774	1.219833	10.45040	0.0000
LOG(QUANTITY_B(-8))	-0.117956	0.051905	-2.272515	0.0372
LOG(RATE(-3))	-3.727837	0.547309	-6.811213	0.0000
LOG(GARCH01(-3))	-0.146098	0.056491	-2.586228	0.0199
R-squared	0.789721	Mean dependent var		6.308204
Adjusted R-squared	0.750293	S.D. dependent var		0.293589
S.E. of regression	0.146708	Akaike info criterion		-0.823887
Sum squared resid	0.344372	Schwarz criterion		-0.624740
Log likelihood	12.23887	F-statistic		20.02977
Durbin-Watson stat	1.386317	Prob(F-statistic)		0.000012

ประวัติการศึกษาและการทำงาน

ชื่อ – นามสกุล	นางสาวจิตต์วัชรภร กวีรัตน์
วัน เดือน ปี ที่เกิด	วันที่ 12 เดือน มกราคม พ.ศ. 2522
สถานที่เกิด	จังหวัดกาฬสินธุ์
ประวัติการศึกษา	วิทยาศาสตรบัณฑิต(เศรษฐศาสตร์สิ่งแวดล้อม) มหาวิทยาลัยแม่โจ้
ตำแหน่งหน้าที่การงานปัจจุบัน	หัวหน้าธุรกิจ
สถานที่ทำงานปัจจุบัน	ธนาคารไทยพาณิชย์ จำกัด (มหาชน) สาขารามาริบัติ

