

บทที่ 6 ผลการศึกษา

ในการศึกษารั้ครั้งนี้ได้แบ่งการศึกษาออกเป็น 2 วัตถุประสงค์ คือ การศึกษาพฤติกรรมการส่งผ่านราคาข้าวขาว 5% ในตลาดระดับต่างๆในประเทศไทย เพื่อทราบถึงประสิทธิภาพราคาของตลาดว่ามีความสามารถในการถ่ายทอดข้อมูลข่าวสารให้แก่ผู้มีส่วนร่วมในตลาดได้ดีเพียงไร รวมถึงศึกษาถึงทิศทางการกำหนดหรือส่งผ่านราคาด้วย เพื่อนำไปสู่การวิเคราะห์ในวัตถุประสงค์ที่สองคือ การประมาณการความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้าวตลาดส่งมอบทันทีในประเทศไทยกับราคาตลาดล่วงหน้าในต่างประเทศว่ามีความสัมพันธ์กันหรือไม่ ถ้าหากว่ามีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกันหรือตลาดมีประสิทธิภาพ แสดงถึงว่าหากมีปัจจัยใดที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงในตลาดล่วงหน้าจะส่งผลทำให้ราคาในตลาดส่งมอบทันทีเปลี่ยนแปลงเช่นกัน ดังนั้นจึงทำให้การเปลี่ยนแปลงของราคาทั้งสองตลาดมีทิศทางเคลื่อนไหวไปทางเดียวกัน ซึ่งจะส่งผลต่อไปยังตลาดล่วงหน้าและตลาดส่วนอื่นๆของประเทศไทยด้วย หากตลาดระดับต่างๆมีการส่งผ่านราคาซึ่งกันและกัน

สำหรับผลการศึกษาจะแบ่งออกเป็น 2 ส่วนใหญ่คือ

- 1) พฤติกรรมการส่งผ่านราคา
- 2) ประสิทธิภาพตลาด

6.1 พฤติกรรมราคาข้าวในประเทศไทย

การศึกษาพฤติกรรมการส่งผ่านราคาข้าวขาว 5 % ของประเทศไทย เพื่อหาความสัมพันธ์ราคาข้าว 5 % พิจารณาจากความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว (long run price relationship) โดยใช้ Vector Autoregressive Model (VAR) และความสัมพันธ์ของราคาในระยะสั้น (short-run price relationship) โดยใช้รูปแบบสมการการปรับตัวในระยะสั้นด้วย Vector Error Correction Model (VEC) ตามวิธีการของ Johansen and Juselius ซึ่งโปรแกรมสำเร็จรูปที่ใช้ในการศึกษารั้ครั้งนี้ คือ EVIEW 4.1

6.1.1 ที่มา ลักษณะทั่วไป ของข้อมูลและตัวแปร

ตัวแปรราคาประกอบไปด้วยราคาข้าวที่สำคัญ 3 ตลาดคือ ราคาที่เกษตรกรได้รับจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ราคาขายส่ง ณ ตลาดกรุงเทพฯ จากกรมการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์ และราคาส่งออก F.O.B จากสมาคมผู้ส่งออกข้าวออกต่างประเทศ ตัวแปรราคาในตลาดล่วงหน้าจะใช้ราคาสินค้าข้าว ณ ตลาดล่วงหน้าChicago Broad of Trade

การศึกษาลักษณะทั่วไปของตัวแปรในระยะเวลา 6 ปี ตั้งแต่ มกราคม 2541 – ธันวาคม 2546 โดยใช้ราคาเฉลี่ยรายสัปดาห์พบว่าราคาเฉลี่ยของข้าวในตลาดแต่ละระดับเป็นดังนี้ ราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับ มีค่าเฉลี่ย 522.89 บาท/ตัน ราคาขายส่งข้าวขาว 5% ที่ตลาดกรุงเทพฯ มีค่าเฉลี่ย 815.63 บาท/ตัน และ ราคาข้าวขาว 5% ส่งออก F.O.B มีค่าเฉลี่ย 908.17 บาท/ตัน

ความเบี่ยงเบนมาตรฐานของราคาข้าวขาว 5 % ของราคาที่ได้รับ ราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ และ ราคาส่งออก F.O.B มีค่า 70.20, 158.87 และ 181.07 ตามลำดับ

ราคาเฉลี่ยข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับเปรียบเทียบกับราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ พบว่าราคามีส่วนต่างประมาณ 292.73 บาท/ตัน และส่วนต่างของราคาเมื่อเทียบกับราคาส่งออก F.O.B คือ 385.28 บาท/ตัน ส่วนราคาเปรียบเทียบของราคาส่งออกที่ตลาดกรุงเทพฯ และราคาส่งออก F.O.B มีส่วนต่างประมาณ 92.55 บาท/ตัน (ตารางที่ 6.1)

ตาราง 6.1 ค่าสถิติของราคาข้าวขาว 5 % ในตลาดระดับต่างๆในประเทศไทย

หน่วย : บาท / ตัน

ระดับตลาด / ค่าสถิติ	ราคาที่ได้รับ	ราคาขายส่งที่ตลาด กรุงเทพฯ	ราคาส่งออก F.O.B
Mean	322.89	815.63	908.17
Median	502.50	771.00	840.31
Maximum	741.60	1532.00	1507.67
Minimum	434.40	661.00	741.69
Std. Dev.	70.20	158.87	181.06

หมายเหตุ: จำนวนหน่วยสังเกต = 277 หน่วย

6.1.2 ผลการตรวจสอบความนิ่งของตัวแปรโดยการ ทดสอบ Unit root

มีตัวแปรที่จะทำการทดสอบซึ่งทำการแปลงตัวแปรให้อยู่ในรูป natural logarithm ดังนี้

LNFAARM = ราคาข้าวขาว 5 % ที่เกษตรกรได้รับ เฉลี่ยรายสัปดาห์ ในช่วงปี พ.ศ. 2541-2546 หน่วย บาท/ตัน

LNWHOLE = ราคาข้าวขาว 5 % ขายส่ง ณ ตลาดกรุงเทพฯ เฉลี่ยรายสัปดาห์ ในช่วงปี พ.ศ. 2541-2546 หน่วย บาท/ตัน

LNFOB = ราคาส่งออกข้าวขาว 5 % เฉลี่ยรายสัปดาห์ ในช่วงปี พ.ศ. 2541-2546 หน่วย บาท/ตัน

ตัวแปรอนุกรมเวลาใดๆ จะมีลักษณะหนึ่งต้องมีค่า Mean, Variance และ Covariance คงที่ไม่เปลี่ยนแปลงตามระยะเวลา ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้จะทำการทดสอบ unit root ด้วยวิธี Dickey – Fuller และ Augmented Dickey – Fuller และมีแบบจำลองที่ใช้ในการทดสอบคือ รูปแบบสมการที่มี random with drift และมี linear time trend โดยตัวแปรทุกตัวจะแสดงลักษณะหนึ่งเมื่อมี integrated order เท่ากับ 1 หรือ $I(1)$ ซึ่งสามารถสรุปผลการทดสอบดังนี้

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Dickey – Fuller at level ปรากฏว่า ค่า t-ratio ที่ได้จากการคำนวณมีค่าน้อยกว่า 1% Mackinnon แต่เมื่อทำการทดสอบ at first differences มีค่า สูงกว่า 1% Mackinnon รวมทั้งเมื่อเปรียบเทียบกับค่าสถิติ T จากตารางมาตรฐานที่ระดับนัยสำคัญ 5 % และ 1% ซึ่งมีค่าเท่ากับ -2.89, -3.15 (Enders, 1995) ซึ่งผลที่ได้สอดคล้องกับเมื่อทดสอบด้วย ADF ทำให้สรุปได้ว่า ตัวแปรต่างๆ มีลักษณะ $I(1)$ ซึ่งปฏิเสธสมมติฐานของ unit root และสอดคล้องกับเงื่อนไขในการทดสอบลักษณะ cointegration ของ Engle – Granger ที่ตัวแปรต่างๆ จะต้องเป็น $I(d)$ ที่ order เดียวกันในการทดสอบคุณสมบัติ cointegration (ตาราง 6.2)

ตาราง 6.2 Unit root ของตัวแปรราคาข้าวในตลาดระดับต่างๆ

ตัวแปร	Dickey - Fuller		Augmented Dickey - Fuller	
	t - ratio		t - ratio	
	At level	At 1 st differences	At level	At 1 st differences
LNFAARM	-2.035	-16.389***	-2.999	-10.680***
LNWHOLE	-2.499	-15.498***	-2.389	-10.599***
LNFOB	-2.138	-8.836***	-2.922	10.279***

หมายเหตุ*** ปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 1% (1 % Mackinnon Critical values มีค่าเท่ากับ -3.992)

6.1.3 ผลการศึกษาพฤติกรรมการณ์ส่งผ่านราคาข้าวในประเทศไทย

การศึกษาพฤติกรรมการณ์ส่งผ่านราคาข้าวในประเทศไทย นี้เป็นการทดสอบคุณภาพระยะยาว และการปรับตัวระยะสั้น โดยมีขั้นตอนดังนี้

6.1.3.1 การทดสอบตัวล่ำที่เหมาะสมในสมการ VAR

ในการวิเคราะห์พฤติกรรมการณ์ราคาข้าวขาว 5 % โดยใช้วิธี Vector Autoregressive Model (VAR) ในการวิเคราะห์ซึ่งจะต้องกำหนดตัวล่ำ (lag order) ในสมการให้เหมาะสมซึ่งการกำหนดตัวล่ำของสมการ VAR จะใช้ 3 หลักเกณฑ์

1. Akaike information Criteria (AIC)
2. Schwartz information Criteria (SC)
3. Likelihood ratio test (LR)

รูปแบบสมการ VAR สามารถแสดงได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} \text{LnFARM} \\ \text{LnWHOLE} \\ \text{LnFOB} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}L & a_{12}L & a_{13}L \\ a_{21}L & a_{22}L & a_{23}L \\ a_{31}L & a_{32}L & a_{33}L \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{LnFARM}_{t-1} \\ \text{LnWHOLE}_{t-1} \\ \text{LnF.O.B}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} \quad (6.1)$$

การทดสอบหาตัวล่ำที่เหมาะสมโดยใช้ Likelihood ratio test พบว่าค่าตัวล่ำที่มีความเหมาะสมในสมการ VAR มีค่าตัวล่ำเท่ากับ 7 และการทดสอบโดยพิจารณาค่า AIC และ SC พบว่าให้ผลการทดสอบที่เหมือนกันโดยการทดสอบ AIC , SC จะให้ค่า lags ที่เหมาะสมที่สุดเท่ากับ 2 มีค่าเท่ากับ -14.28 และ -14.00

การทดสอบครั้งนี้จะยึดผลการทดสอบ AIC และ SC ที่ให้ผลการทดสอบตรงกันเป็นหลัก ในการตัดสินใจเพื่อเลือกตัวล่ำที่เหมาะสมนั้นคือ มีค่า Lags เท่ากับ 2 ในสมการ VAR (ตาราง 6.3)

All rights reserved

ตาราง 6.3 ผลการทดสอบสมการ VAR ในระดับ lag order ต่างๆ สำหรับข้าวขาว 5 %

VAR (lag order)	log likelihood	LR	AIC	SC
VAR (2)	1984.00	1995.74	-14.28*	-14.00*
VAR (3)	1982.37	16.21	-14.25	-13.86
VAR (4)	1977.32	13.78	-14.20	-13.68
VAR (5)	1977.74	9.24	-14.19	-13.55
VAR (6)	1981.32	16.41	-14.20	-13.44
VAR (7)	1983.99	28.31	-14.20	-13.33

* indicated lag order selected by the criterion

LR : Sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

AIC : Akaike information criterion

SC : Schwartz criterion

6.1.3.2 ผลการประมาณสมการราคาข้าวในระดับตลาดต่างๆบนพื้นฐานของ Vector Autoregressive Model (VAR)

(1) ผลการประมาณสมการราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรขายได้ แสดงให้เห็นว่า ราคาที่เกษตรกรได้รับมีความสัมพันธ์ ในทิศทางเดียวกับราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับ และราคาข้าวขาว 5 % ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงก่อนหน้า 1 ระยะ โดยข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูล รายสัปดาห์ โดยขนาดของความสัมพันธ์มีค่าเท่ากับ 0.9603 และ 0.1484 ตามลำดับที่ระดับนัยสำคัญ 5%สามารถอธิบายพฤติกรรมราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับ หมายความว่า ถ้าราคาที่ได้รับเกษตรกรได้รับช่วงเวลาก่อนหน้า 1 สัปดาห์เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 จะทำให้ราคาเกษตรกรได้รับในสัปดาห์นี้เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.9603 ในทิศทางเดียวกัน โดยให้ราคาอื่นๆคงที่และเปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.1484 ถ้าราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 สัปดาห์เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 ในทิศทางเดียวกัน

ราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 ระยะ ขนาดของความสัมพันธ์มีค่าเท่ากับ -0.1267 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % หมายความว่า ถ้าราคาข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 สัปดาห์ เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 โดยให้ราคาอื่นๆ คงที่ ราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกร ได้รับในสัปดาห์นี้จะเปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.1267ในทิศทางตรงข้าม (ตาราง 6.4)

ตาราง 6.4 ค่าสัมประสิทธิ์และค่าสถิติบนพื้นฐานสมการ VAR ที่มี lags เท่ากับ 2 ของ ราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับ

Variable	coefficient	t - statistic	
LNFAARM (-1)	0.9603	15.142***	
LNFAARM (-2)	-0.0483	-0.8038	
LNFOB (-1)	-0.0062	-0.0775	
LNFOB (-2)	0.0348	0.4710	
LNWHOLE (-1)	0.1484	-2.7241***	
LNWHOLE (-2)	-0.1267	-2.2350**	
C	0.2089	2.8886***	
R-Square	0.9658	Log likelihood	650.3720
Adj.R – Square	0.9650	Akaike AIC	-4.6791
Sum sq residues	0.1421	Schwarz SC	-4.5870
SE equation	0.0230	Mean dependent	6.2493
F-Statistic	1260.9320	S.D. dependent	0.1231

หมายเหตุ : *** Significant 1% level ** Significant 5% level * Significant 10% level

LNFAARM (-1) คือ ราคาที่เกษตรกรขายได้ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 1 สัปดาห์

LNFAARM (-2) คือ ราคาที่เกษตรกรขายได้ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 2 สัปดาห์

LNFOB (-1) คือ ราคาส่งออกF.O.Bในช่วงเวลาย้อนหลังไป 1 สัปดาห์

LNFOB (-2) คือ ราคาส่งออกF.O.B ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 2 สัปดาห์

LNWHOLE (-1) คือราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯในช่วงเวลาย้อนหลังไป 1 สัปดาห์

LNWHOLE (-2) คือราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯในช่วงเวลาย้อนหลังไป 2 สัปดาห์

(2) ผลการประมาณสมการราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ พบว่า ราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับ ราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 ระยะ และราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 ระยะ ขนาดของความสัมพันธ์มีค่าเท่ากับ 0.9082 และ 0.1177 ตามลำดับ ที่ระดับนัยสำคัญ 5 % สามารถนำมาอธิบายพฤติกรรมราคาของราคาข้าวขาว 5 % ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ หมายความว่า ถ้าราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 สัปดาห์เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 ในทิศทางเดียวกันโดยให้ราคาอื่นๆ คงที่ จะทำให้ราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯในสัปดาห์นี้เปลี่ยนไปร้อยละ 0.9082 และจะเปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.1177 ถ้า

ราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 สัปดาห์เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 ในทิศทางเดียวกัน

ราคาข้าวขาว 5 % ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับราคาที่ได้รับในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 ระยะ ขนาดของความสัมพันธ์มีค่าเท่ากับ 0.1326 ที่ระดับนัยสำคัญ 5 % อธิบายพฤติกรรมราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ได้ว่า ถ้าราคาข้าวเปลือก 5 % ที่เกษตรกรได้รับในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 สัปดาห์เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 โดยให้ราคาอื่นๆ คงที่ราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ จะเปลี่ยนไป ร้อยละ 0.1326 ในทิศทางตรงข้าม (ตาราง 6.5)

ตาราง 6.5 ค่าสัมประสิทธิ์และค่าสถิติบนพื้นฐานสมการ VAR ที่มี lags เท่ากับ 2 ของราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ

Variable	Coefficient	t-ratio	
LN FARM (-1)**	-0.1326	-1.8576*	
LAFARM(-2)**	0.1177	1.6736*	
LNFOB(-1)	0.0493	0.5269	
LNFOB(-2)	-0.0433	-0.5002	
LNWHOLE(-1)**	0.9082	14.2389***	
LNWHOLE(-2)	0.0555	0.8361*	
C	0.2929	3.4598***	
R-Square	0.9726	Log likelihood	607.0531
Adj.R – Square	0.9720	Akaike AIC	-4.3640
Sum sq residues	0.1948	Schwarz SC	-4.2719
SE equation	0.0269	Mean dependent	6.6844
F-Statistic	1588.8690	S.D. dependent	0.1612

หมายเหตุ : เหมือนตาราง 6.4

(3) ผลการประมาณสมการราคาส่งออก F.O.B ณ ตลาดกรุงเทพฯ ปรากฏว่าราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก F.O.B ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับราคาส่งออก F.O.B. และราคาส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงระยะเวลาที่ผ่านมา 1 ระยะ ขนาดของความสัมพันธ์มีค่าเท่ากับ 0.8443 และ 0.2208 ตามลำดับที่ระดับนัยสำคัญ 5 % สามารถนำมาอธิบายพฤติกรรมราคาของราคาส่งออกข้าวขาว 5 % F.O.B หมายความว่า ถ้าราคาส่งออก F.O.B และราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาด

กรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้าเปลี่ยนไปร้อยละ 1 ในทิศทางเดียวกัน โดยให้ราคาอื่นๆคงที่ จะทำให้ราคาขายส่งข้าวขาว 5% F.O.B ในสัปดาห์นี้เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.8443 และ 0.2208 ในทิศทางเดียวกัน

ราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก FOB มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 ระยะ โดยข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลรายสัปดาห์ ขนาดของความสัมพันธ์เท่ากับ -0.0843 ที่ระดับนัยสำคัญ 5 % อธิบายอัตราขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 สัปดาห์เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 โดยให้ราคาอื่นๆคงที่ ราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก FOB จะเปลี่ยนไปร้อยละ 0.0843 ในทิศทางตรงกันข้าม(ตาราง 6.6)

ตาราง 6.6 ค่าสัมประสิทธิ์และค่าสถิติบนพื้นฐานสมการ VAR ที่มี lags เท่ากับ 2 ของราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก FOB ณ ตลาดกรุงเทพฯ

Variable	Coefficient	t-ratio	
LN FARM (-1)	-0.0280	-0.5557	
LAFARM(-2)	0.0112	0.2248	
LN FOB(-1)**	0.8443	12.7710***	
LN FOB(-2)	0.0167	0.2733	
LN WHOLE(-1)**	0.2208	4.9036***	
LN WHOLE(-2)**	-0.0843	-1.8001*	
C	0.1350	2.2589**	
R-Square	0.9875	Log likelihood	702.8487
Adj.R – Square	0.9871	Akaike AIC	-5.0607
Sum sq resids	0.0970	Schwarz SC	-4.9687
SE equation	0.0190	Mean dependent	6.7915
F-Statistic	3515.0660	S.D. dependent	0.1679

หมายเหตุ : เหมือนตาราง 6.4

จากการศึกษาพฤติกรรมการส่งผ่านราคาข้าวเปลือกและข้าวขาว 5% ณ ตลาดระดับต่างๆ โดยการกำหนดตัวแบบสมการซึ่งตั้งอยู่บนพื้นฐานของ Vector Autoregressive Model (VAR) ซึ่งเป็นแบบจำลองซึ่งไม่แบ่งแยกว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรตามและตัวแปรเป็นตัวแปรอิสระ หากแต่พิจารณาให้ตัวแปรทุกตัวเป็นตัวแปรตามซึ่งถูกกำหนดขึ้นหรือถูกอธิบายโดยตัวแปรล่าของตัวแปร

นั้น (lagged) และตัวแปรล่าของตัวแปรอื่นที่มีอยู่ในแบบจำลอง จากการศึกษาที่ผ่านมาสามารถสรุปความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้าวขาว 5 % ในแต่ละระดับดังนี้ คือ ถ้าราคาส่งออกเพิ่มขึ้น ระดับราคาในประเทศทั้งสองระดับ จะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามไปด้วย แสดงว่าราคาส่งออกมีอิทธิพลต่อระดับราคาในประเทศแต่จากการศึกษาพบว่าตัวแปรราคาที่เกี่ยวข้องได้รับและราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯที่น่าจะมีผลต่อราคาที่ถูกกำหนดให้เป็นตัวแปรตามกลับไม่มีผลต่อราคานั่นอาจเนื่องมาจาก ในปัจจุบันมีความก้าวหน้าและความรวดเร็วในการติดต่อสื่อสาร มีการสื่อสารที่ทันสมัยทำให้ข่าวสารด้านราคามีการส่งต่อให้ทราบได้โดยทั่วไปอย่างรวดเร็วผ่านในวันที่มีการเปลี่ยนแปลงราคานั้นๆ

ดังนั้นจึงมีการศึกษาเพิ่มเติมในด้านความสัมพันธ์ของราคาโดยไม่มีตัวแปรล่าเข้ามาเกี่ยวข้อง โดยกำหนดแบบจำลองที่อยู่บนพื้นฐานของสมการถดถอยโดยสลับเปลี่ยนตัวแปรราคาทั้ง 3 ระดับเป็นตัวแปรตาม โดยตัวแปรแต่ละตัวได้ทำการทดสอบคุณสมบัติ unit root (ตาราง 6.2) และแก้ปัญหา autocorrelation แล้ว ซึ่งผลการศึกษาแสดง ได้ดังนี้

- 1) ระดับราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับ มีความสัมพันธ์กับราคาข้าวขาว 5% ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ และราคาข้าวขาว 5% ส่งออก F.O.B ที่ระดับนัยสำคัญ 1% กล่าวคือ ถ้าราคาข้าวขาว 5% ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ และราคาส่งออก F.O.B เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับเปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.2447 และ 0.2497 ตามลำดับ (ตาราง 6.7)
- 2) ราคาข้าวขาว 5% ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ มีความสัมพันธ์กับราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับและราคาข้าวขาว 5% ส่งออก F.O.B ที่ระดับนัยสำคัญ 1% กล่าวคือ ถ้าราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับและราคาส่งออก F.O.B เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ราคาข้าวขาว 5% ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.5637 และ 0.3104 ตามลำดับ (ตาราง 6.7)
- 3) ราคาข้าวขาว 5% ส่งออก F.O.B มีความสัมพันธ์กับราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับและราคาข้าวขาว 5% ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ ที่ระดับนัยสำคัญ 1% กล่าวคือ ถ้าราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับและราคาข้าวขาว 5% ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 จะส่งผลทำให้ราคาข้าวขาว 5% ส่งออก F.O.B เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.2233 และ 0.1355 ตามลำดับ (ตาราง 6.7)

ซึ่งในการศึกษานี้เพื่อให้แน่ใจว่าสมการที่อยู่บนพื้นฐานของ VAR และสมการถดถอยทั้ง 2 รูปแบบนั้นสามารถที่จะทำนายพฤติกรรมราคาส่งผ่านราคาได้ดีหรือไม่ จึงนำสมการทั้ง 2 รูปแบบของตลาดทั้ง 3 ระดับมาแสดงในรูปกราฟเพื่อเปรียบเทียบกับกราฟการเปลี่ยนแปลงของราคา

ที่แท้จริง พบว่า เส้นกราฟทั้ง 3 เส้นของราคาในระดับต่างๆ มีความแตกต่างกันเพียงเล็กน้อย แสดงให้เห็นว่ามีค่าที่ใกล้เคียงกับราคา that แท้จริงมาก ดังนั้นเราจึงสามารถที่จะนำสมการทั้ง 2 รูปแบบไปทำนายหรือพยากรณ์ราคาข้าวในตลาดระดับต่างๆ ได้อย่างใกล้เคียงที่สุด (ภาพ 6.1 – 6.3)

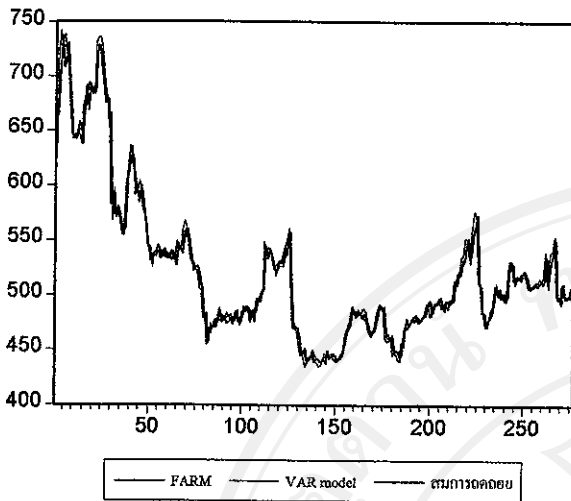
ตาราง 6.7 ผลการประมาณค่าสมการถดถอยความสัมพันธ์ของราคาข้าวขาว 5% ในตลาด
ระดับต่างๆ

LN FARM = C(1) + C(2)LN WHOLE + C(3)LN FOB + AR(1)						
C(1)	C(2)	C(3)	AR(1)	R2	Adj R2	D.W
2.9195***	0.2447***	0.2497***	0.9363***	0.9653	0.9650	1.7993
LN WHOLE = C(1) + C(2)LN FARM + C(3)LN FOB + AR(1)						
0.9129*	0.3104***	0.5637***	0.8756***	0.9760	0.9757	2.1950
LN FOB = C(1) + C(2)LN FARM + C(3)LN WHOLE + AR(1)						
4.3950***	0.2233***	0.1355***	0.9746***	0.9879	0.9877	2.0415

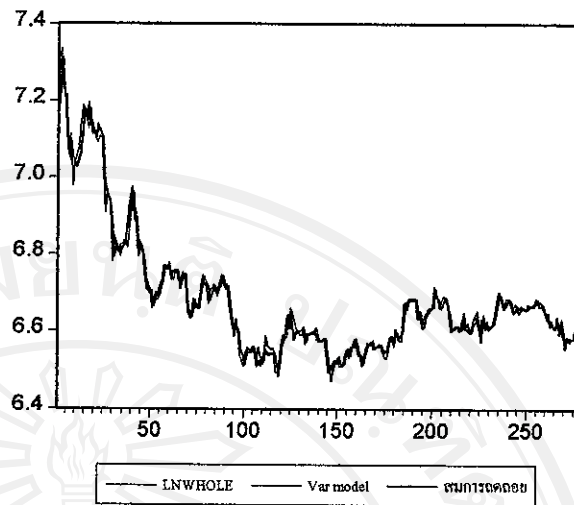
หมายเหตุ : *** Significant 1% level ** Significant 5% level * Significant 10% level

C(1) , C(2) , C(3) คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรราคาในตลาดระดับต่างๆของแต่ละสมการ

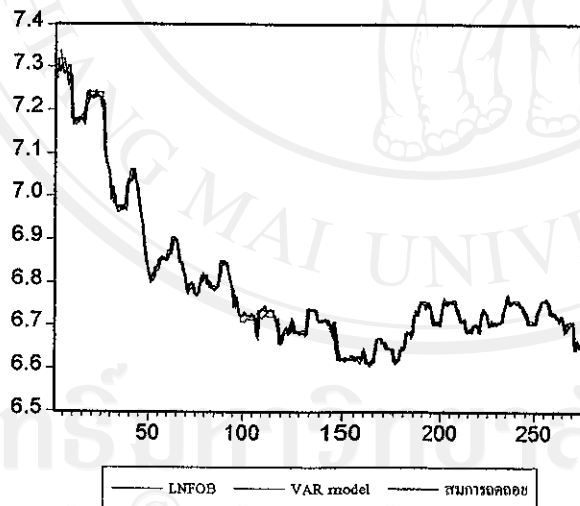
A R (1) คือ first order autoregressive



ภาพ 6.1 แสดงการเปรียบเทียบราคาแท้จริงของราคาข้าวขาว 5% ที่เกษตรกรได้รับกับราคาที่ได้จากการประมาณบนพื้นฐานของ VAR model และสมการถดถอย



ภาพ 6.2 แสดงการเปรียบเทียบราคาแท้จริงของราคาขายส่งข้าวขาว 5% ที่ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาที่ได้จากการประมาณบนพื้นฐานของ VAR model และสมการถดถอย



ภาพ 6.3 แสดงการเปรียบเทียบราคาแท้จริงของราคาข้าวขาว 5% ส่งออก F.O.B กับราคาที่ได้จากการประมาณบนพื้นฐานของ VAR model และสมการถดถอย

6.1.3.3 การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวราคาข้าวขาว 5 % โดยวิธีของ Johansen and Juselius

ในการทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (long run equilibrium relationship) หรือไม่นั้นจะนำการทดสอบ cointegration โดยวิธีของ Johansen and Juselius มาใช้ในการทดสอบความสัมพันธ์นั้น ซึ่งเป็นการคำนวณในรูปแบบของ Multivariate cointegration คือ ตรวจสอบทุกสมการ โดยการสลับตัวแปรแต่ละตัวเป็นตัวแปรตาม โดยดำเนินการภายใต้ตัวแบบ VAR (ถวิล, 2544)

การทดสอบ cointegration ของตัวแปร LNFARM , LNWHOLE และ LNFOB ซึ่งเป็นตัวแปรราคาของตลาดในแต่ละระดับ โดยมีตัวล่า (lag orders) เท่ากับ 2 โดยใช้ตัวทดสอบทางสถิติ 2 ชนิด เพื่อทดสอบหาจำนวน cointegration vector (r) ในตัวแบบได้แก่ trace test และ maximum eigenvalue test

การทดสอบ trace test มีสมมติฐานหลัก (null hypothesis) ที่ต้องการทดสอบคือ จำนวน cointegrating vectors จะน้อยกว่าหรือเท่ากับ r ซึ่งหมายความว่าตัวแปรที่ทำการทดสอบไม่มีคุณสมบัติ cointegrating และมีสมมติฐานรอง (alternative hypothesis) คือจำนวน cointegrating vectors มีค่าน้อยกว่า r หมายความว่าตัวแปรที่ทำการทดสอบมีความสัมพันธ์ลักษณะ cointegration 1 ชุดหรือมากกว่า 1 ชุด จากการทดสอบพบว่า มีค่า cointegrating vector เท่ากับ 2 โดยค่า trace ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ 11.957 ซึ่งค่าที่ได้มีน้อยกว่าค่าที่ได้จากตารางมาตรฐานที่มีระดับความเชื่อมั่น 95 % และ 99 % ซึ่งจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก $r = 0$ และ $r \leq 1$ และยอมรับสมมติฐานหลัก $r \leq 2$

การทดสอบ maximal eigenvalue มีสมมติฐานหลักที่ต้องการทดสอบคือ จำนวน cointegrating vector มีค่าเท่ากับ r และสมมติฐานรองว่าจำนวน cointegrating vector มีค่าเท่ากับ $r+1$ จากการทดสอบพบว่า ตัวแปรที่พิจารณา มีความสัมพันธ์เชิง cointegration และมีจำนวน cointegrating vector เท่ากับ 2 ทั้งนี้เพราะค่าสถิติที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ 11.957 ซึ่งค่าดังกล่าว น้อยกว่าค่าที่ได้จากตารางมาตรฐาน ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 % , 99 % ซึ่งมีค่า 12.25 และ 16.62 ตามลำดับ ดังนั้นจึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก $r = 0$, $r = 1$ และยอมรับสมมติฐานหลัก $r = 2$ (ตาราง 6.8)

ดังนั้นการทดสอบสมมติฐานด้วย trace test และ maximum eigenvalue test ซึ่งมักจะทำควบคู่กันไปทั้งนี้เพื่อตรวจสอบความถูกต้องซึ่งกันและกันสรุปว่าผลการทดสอบทั้งสองยืนยันจำนวน cointegrating vector (r) ว่ามีจำนวน $r = 2$ เหมือนกัน จึงสรุปได้ว่าตัวแปรราคาทั้ง 3 ระดับได้แก่ LNFARM , LNWHOLE และ LNFOB มีคุณสมบัติเป็น cointegration คือมี

ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว โดยมี cointegrating equation 2 สมการ ซึ่งเป็นสมการที่ทำการ normalize แล้ว (ตาราง 6.9)

ตาราง 6.8 Johansen and Juselius Cointegrating test โดยมี lag order = 2

Cointegrating LR test Based on Trace of stochastic matrix					
Null hypothesis	Alternative hypothesis	Eigenvalue	Trace statistic	95 % critical value	99 % critical value
$r = 0$	$r > 0$	0.153654	77.00970	42.44	48.45
$r \leq 1$	$r > 1$	0.068159	31.29925	25.32	30.45
$r \leq 2$	$r > 2$	0.042700	11.95686	12.25	16.26
Cointegrating LR test Based on Maximum Eigenvalue of stochastic matrix					
Null hypothesis	Alternative hypothesis	Eigenvalue	Trace statistic	95 % critical value	99 % critical value
$r = 0$	$r = 1$	0.153654	45.71046	25.54	30.34
$r = 1$	$r = 2$	0.068159	19.34239	18.96	23.65
$r = 2$	$r = 3$	0.042700	11.95686	12.25	16.26

ตาราง 6.9 ค่าสัมประสิทธิ์ของสมการ cointegration equation ของราคาส่งออกข้าวขาว 5 % FOB.

Variable	Coefficient	t-ratio
Cointegrating Eq.1		
LNFOB (-1)	1.0000	-
LNWHOLE (-1)	0.0000	-
LNFARM (-1)	-1.4319	-7.817**
TREND	0.0005	2.015***
CONSTANT	2.0783	-

ตาราง 6.9 (ต่อ)

Variable	Coefficient	t-ratio
Cointegrating Eq.2		
LNFOB (-1)	0.0000	-
LNWHOLE (-1)	1.0000	-
LNFARM (-1)	-1.6032	-7.1998**
TREND	0.0002	0.0003***
CONSTANT	3.3008	-

6.1.3.4 รูปแบบของการปรับตัวระยะสั้น

เมื่อพบว่าตัวแปรอนุกรมเวลาที่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegration relationship) แล้วการวิเคราะห์ขั้นต่อมา คือ การวิเคราะห์แบบจำลองการปรับตัวเพื่ออธิบาย ขบวนการปรับตัวระยะสั้นของ ตัวแปร/เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้แบบจำลองนี้คือ Vector Error Correction (VEC) ซึ่งการกำหนดรูปแบบการปรับตัวระยะสั้น VEC จะแสดงสมการการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปรราคาข้าว 5 % ส่งออก FOB (LNFOB) เนื่องจาก เมื่อพิจารณาระดับราคาทั้ง 3 ระดับพบว่ามีความสัมพันธ์กัน และมีแนวโน้มในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือเมื่อระดับราคา ส่งออกเพิ่มขึ้นระดับราคาในประเทศทั้ง 2 ระดับจะเพิ่มขึ้นตาม แสดงให้เห็นว่า ราคาส่งออกมีอิทธิพลในการกำหนดราคาภายในประเทศ

ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้จะทำการกำหนดรูปแบบสมการดังนี้

$$\Delta FARM_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p [\alpha_1 \Delta FARM_{t-i} + \alpha_2 \Delta WHOLE_{t-i} + \alpha_3 \Delta FOB_{t-i}] + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

$$\Delta WHOLE_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p [\alpha_1 \Delta FARM_{t-i} + \alpha_2 \Delta WHOLE_{t-i} + \alpha_3 \Delta FOB_{t-i}] + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.3)$$

$$\Delta FOB_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p [\alpha_1 \Delta FARM_{t-i} + \alpha_2 \Delta WHOLE_{t-i} + \alpha_3 \Delta FOB_{t-i}] + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.4)$$

โดยที่ EC แสดงค่าที่เบี่ยงเบนจากดุลยภาพในระยะยาว (residual terms ที่ได้จากการ VAR) ซึ่งเครื่องหมายสัมประสิทธิ์เป็นลบ $\lambda < 0$ เพื่อที่จะแสดงถึงการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพ

การประมาณสมการ LNFOB ในระยะสั้น ปรากฏว่า พฤติกรรมการเปลี่ยนแปลงราคาข้าว 5 % ส่งออก FOB มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับการเปลี่ยนแปลงราคาข้าวเปลือกที่เกษตรกรขายได้ในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 ระยะ และการเปลี่ยนแปลงราคาขายส่งข้าว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 ระยะขนาดของความสัมพันธ์เท่ากับ 0.072 และ 0.084

ตามลำดับที่ระดับนัยสำคัญ 10% แสดงว่าตัวแปรการเปลี่ยนแปลงราคาเกษตรกรขายได้ในช่วงเวลาก่อนหน้า 2 ระยะ และ การเปลี่ยนแปลงราคาขายส่งข้าวขาว 5 % ที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาก่อนหน้า 1 ระยะมีส่วนในการอธิบายพฤติกรรมการปรับตัวระยะสั้นของราคาส่งออก F.O.B. หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก F.O.B. จะเปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 0.072 ถ้าการเปลี่ยนแปลงของราคาที่เกษตรกรขายได้ในช่วงเวลาก่อนหน้าสองสัปดาห์เปลี่ยนแปลงไปร้อยละ 1 และ การเปลี่ยนแปลงราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก F.O.B. จะเปลี่ยนแปลงร้อยละ 0.084 ถ้าการเปลี่ยนแปลงราคาขายส่งข้าวขาวที่ตลาดกรุงเทพฯ เปลี่ยนไปร้อยละ 1 ในทิศทางเดียวกันโดยกำหนดให้ราคาอื่นๆ คงที่

สำหรับค่า error correction term ในสมการ cointegration equation ทั้ง 2 สมการมีค่าเท่ากับ -0.2035 และ 0.188 ที่ระดับนัยสำคัญ 5 % แสดงให้เห็นว่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรมีค่าแตกต่างจากศูนย์ แสดงให้เห็นว่ามีส่วนของดุลยภาพระยะยาวในการปรับตัวระยะสั้นของตัวแปร LNFOB ราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก FOB หมายความว่า เมื่อมี shock ที่ทำให้ราคาแกว่งออกนอกดุลยภาพระยะยาว ราคาข้าวขาว 5% ส่งออก F.O.B จะมีความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพ (speed of adjustment) มีค่าเป็นลบเท่ากับ 0.2035 โดยค่าความคลาดเคลื่อนนั้นจะถูกหักล้างในสัปดาห์ต่อไป (ตาราง 6.10)

ตาราง 6.10 สัมประสิทธิ์และค่าสถิติจากสมการ VEC ที่มี lags เท่ากับ 2 ของสมการการปรับตัว
ระยะสั้นราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก F.O.B.

Variable	Coefficient	t-ratio	
Cointegrating Eq.2	-0.2035	-5.1063**	
Cointegrating Eq.2	0.1876	5.6921**	
D (LN (FOB(-1)))	0.0010	0.0156	
D(LN(FOB(-2)))	0.0636	1.0394	
D (LN(WHOLE(-1)))	0.0835	1.5787	
D(LN(WHOLE(-2)))	-0.0228	-0.4725	
D(LN(FARM(-1)))	-0.0030	0.0591	
D(LN(FARM(-2)))	0.0717	1.4608	
CONSTANT	-0.0019	-1.6712	
R-Squared	0.2039	Log likelihood	705.8078
Adj R-Squared	0.1799	Akaike AIC	-5.0862
SUM sq. resid	0.0928	Schwarz SC	-4.9675
SE equation	0.0187	Mean dependent	-0.0023
F-statistic	8.4887	S.D. dependent	0.0206

หมายเหตุ: *** Significant 1% level ** Significant 5% level * Significant 10% level

D(LNFARM (-1)) คือ การเปลี่ยนแปลงราคาที่เกษตรกรขายได้ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 1 สัปดาห์

D(LNFARM (-2)) คือ การเปลี่ยนแปลงราคาที่เกษตรกรขายได้ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 2 สัปดาห์

D(LNFOB (-1)) คือ การเปลี่ยนแปลงราคาส่งออก F.O.B ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 1 สัปดาห์

D(LNFOB (-2)) คือ การเปลี่ยนแปลงราคาส่งออก F.O.B ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 2 สัปดาห์

D(LNWHOLE (-1)) คือ การเปลี่ยนแปลงราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 1 สัปดาห์

D(LNWHOLE (-2)) คือ การเปลี่ยนแปลงราคาขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาย้อนหลังไป 2 สัปดาห์

All rights reserved

6.2 ประสิทธิภาพตลาดล่วงหน้า

การวิเคราะห์ประสิทธิภาพตลาดล่วงหน้าในต่างประเทศเพื่อให้ทราบว่า ราคาตลาดล่วงหน้าในอนาคต (futures price) จะเป็นตัวชี้วัดราคาในประเทศไทยได้หรือไม่โดยพิจารณาจากความสัมพันธ์ระหว่างราคาตลาดล่วงหน้าในประเทศสหรัฐอเมริกา คือ Chicago Board of Trade ซึ่งเป็นตลาดล่วงหน้าเพียงแห่งเดียวที่มีการซื้อขายข้าวเปลือกล่วงหน้า กับ ราคาข้าวขาว 5 % ส่งออก F.O.B. ในกรณีที่ตลาดล่วงหน้ามีประสิทธิภาพในการให้ข้อมูลต่อตลาดส่งมอบทันทีโดยไม่มี risk premium และมี risk premium

การศึกษาประสิทธิภาพตลาดล่วงหน้าสินค้าเกษตรจะทำการทดสอบหาความสัมพันธ์ของตัวแปรราคาในตลาดส่งมอบทันทีและราคาในตลาดล่วงหน้าโดยวิธี cointegration การที่ตลาดมีประสิทธิภาพนั้นแสดงว่าปัจจัยใดที่ส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาในตลาดล่วงหน้าจะส่งผลให้ราคาในตลาดส่งมอบทันทีมีการเปลี่ยนแปลงเช่นกัน ดังนั้นจึงทำให้การเปลี่ยนแปลงของราคาทั้งสองตลาดมีทิศทางเคลื่อนไหวไปในทางเดียวกัน (co movement) (ผุ้ยรัตน์, 2544)

ในการทดสอบประสิทธิภาพตลาดจะทำการศึกษา โดยแบ่งการทดสอบออกเป็น 2 แนวทาง คือ ในกรณีที่ตลาดล่วงหน้ามีประสิทธิภาพในการให้ข้อมูลข่าวสารต่อตลาดส่งมอบทันทีโดยไม่มี risk premium เข้ามาเกี่ยวข้องในแบบจำลอง โดยใช้แนวคิด cointegration เพื่อหาความสัมพันธ์ระยะยาว และใช้ dynamic error correction model (ECM) สำหรับสมการการส่งผ่านราคาระยะสั้น และในกรณีที่มี risk premium เข้ามาเกี่ยวข้องในแบบจำลอง โดยทำการเพิ่มปัจจัยหนึ่งที่มีผลต่อราคาซึ่งเป็น dependent variable นอกเหนือจากราคาที่เป็นตัวแปรอธิบายคือความเสี่ยงหรือ risk premium ที่เป็น dependent variable เข้าไปด้วย GARCH-M model ควบคู่ไปกับ cointegration และ error correction model

โดยตัวแปรที่ทำการศึกษามีดังต่อไปนี้

LNST คือ ราคาส่งออกข้าวขาว 5% F.O.B ณ วันส่งมอบสินค้าของตลาด CBOT โดยแปลงเป็น natural logarithm แล้ว

LNFN คือ ราคาข้าวในตลาดล่วงหน้าย้อนหลังไป N สัปดาห์ โดยแปลงเป็น natural logarithm แล้ว ได้แก่ LNF2 , LNF3 , LNF4 , LNF5 , LNF6 , LNF7 , LNF8

6.2.1 การทดสอบประสิทธิภาพตลาดในกรณีที่เป็นแบบจำลองไม่มี risk premium

มีขั้นตอนการทดสอบ และผลการทดสอบประสิทธิภาพในกรณีไม่มี risk premium

1. ทำการทดสอบคุณสมบัติ Unit root ของตัวแปรตลาดล่วงหน้าและตลาดส่งมอบทันที ดังที่กล่าวมาแล้วข้างต้น (โดยวิธีที่ทำการทดสอบ unit root ของ Johansen และ Juselius) การยอมรับสมมติฐานแสดงว่า ตัวแปรที่ทำการศึกษา มีคุณสมบัติ Unit root หรือ non stationary การทดสอบนี้ทำให้ทราบถึง order I (d) ของตัวแปรแต่ละตัว

ในการทดสอบ unit root ของตัวแปรตลาดล่วงหน้า 8 ตัวแปร คือ ราคาก่อนส่งมอบย้อนหลังก่อนส่งมอบ 2 – 8 สัปดาห์ และราคาตลาดปัจจุบัน 1 ตัวแปรซึ่งเป็นราคาส่งออกข้าวขาว 5 % F.O.B. โดยวิธี Dicky – Fuller และ Augmented Dicky – Fuller พบว่า ตัวแปรราคาตลาดล่วงหน้าและราคาตลาดส่งมอบทันทีมีลักษณะนิ่งเมื่อมี Integrated order เท่ากับ 1 ยกเว้น LNF8 มีลักษณะนิ่ง ที่ I(2) โดยพิจารณาเปรียบเทียบกับค่า Makinnon Critical Value (ตาราง 7.10)

การทดสอบความนิ่งของตัวแปรแต่ละตัวโดยการทดสอบคุณสมบัติ unit root ทำให้ทราบว่ารูปแบบสมการที่เหมาะสมในการทดสอบ คือ รูปแบบสมการที่ไม่มี trend และค่าคงที่ ในแบบจำลองที่ใช้ทดสอบ แสดงได้ดังนี้

$$\text{Dicky – Fuller} \quad \Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.5)$$

$$\text{Augmented Dicky – Fuller} \quad \Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{r=1}^p \Phi_r \Delta X_{t-r} + \varepsilon_t \quad (6.6)$$

โดยที่ X_t คือ ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

จากการทดสอบ unit root ของตัวแปรราคาตลาดส่งมอบทันทีและราคาตลาดล่วงหน้า สามารถสรุปได้ว่าพบลักษณะนิ่งของตัวแปรที่ระดับ I(1) ซึ่งสอดคล้องกับเงื่อนไขในการทดสอบ ลักษณะ cointegration ของ Engle-Granger ว่าตัวแปรต่างๆ ต้องมี I(d) ที่ order เดียวกัน ดังนั้นในการทดสอบขั้นต่อไปนั้นตัวแปรที่จะไม่นำมาร่วมในการพิจารณา คือ LNF8 เนื่องจากมี Integrated order เท่ากับ 2 ซึ่งมีลำดับ Integrated ไม่เท่ากับตัวแปรราคาตลาดส่งมอบทันทีจึงไม่มีโอกาสเป็น cointegration

ตาราง 6.11 ผลการทดสอบ unit root ของตัวแปรตลาดส่งมอบทันทีและตลาดล่วงหน้า

Variable	DF-test		ADF-test		status
	t-ratio	prob.	t-ratio	prob.	
LNST	-4.899	0.000	-3.223	0.003	I(1)
LNF2	-4.118	0.000	-2.427	0.018	I(1)
LNF3	-3.659	0.001	-2.045	0.042	I(1)
LNF4	-3.524	0.001	-1.968	0.049	I(1)
LNF5	-7.018	0.000	-5.082	0.000	I(1)
LNF6	-3.508	0.001	-2.161	0.033	I(1)
LNF7	-4.948	0.000	-3.802	0.041	I(1)
LNF8	-4.604	0.001	-3.977	0.001	I(2)

หมายเหตุ: Mackinnon Critical Value DF 1% = -2.692 ADF 1% = -2.670
 5% = -1.960 5% = -1.961
 10% = -1.607 10% = -1.607

2. สร้างแบบจำลองความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้าวตลาดส่งมอบทันที (LNST) กับราคาข้าวตลาดล่วงหน้า (LNFN) โดยวิธีคำนวณ ordinary least square กับสมการที่ต้องการตรวจสอบ คือ

$$(LNST)_{t+n} = \alpha_0 + \beta_0 (LNFN)_{t,n} + \mu_t \quad (6.7)$$

ซึ่งเราเรียกสมการ (6.7) ว่า cointegration regression และเรียกสัมประสิทธิ์ของตัวแปร LNFN ว่า cointegrating parameter

จากผลการศึกษาแบบจำลอง(6.7) พบว่าตัวแปรในทุกสมการมีความสัมพันธ์กันที่ระดับนัยสำคัญ 1% (ตาราง 6.12)

ตาราง 6.12 ค่าประมาณความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างราคาตลาดส่งมอบทันทีและราคาตลาดล่วงหน้าย้อนหลัง 2-7 สัปดาห์

ตัวแปร	แบบจำลอง					
	F2	F3	F4	F5	F6	F7
Constant	4.3217***	4.3718***	4.3960***	4.3600***	4.4431***	4.4465***
LNF	0.1994***	0.1889***	0.1841***	0.1905***	0.1729***	0.1718***
R ²	0.4570	0.4638	0.4400	0.4987	0.3712	0.3546
R ⁻²	0.4298	0.4370	0.4120	0.4723	0.3381	0.3206
AIC(K)	-2.1763	-2.1891	-2.145	-2.3882	-2.1618	-2.1357
F-statistic	16.8266***	17.2994***	15.7100***	18.8991***	11.2185***	10.4386***
Prob. (F-statistic)	0.0006	0.0005	0.0008	0.0003	0.0033	0.0044
DW	0.7070	0.6344	0.6344	0.7665	0.6862	0.7522

หมายเหตุ
 *** Significant 1 % level
 ** Significant 5 % level
 * Significant 10 % level

หลังจากประมาณสมการจากรายการ 6.12 แล้ว จากนั้นจะคำนวณค่าส่วนเหลือ (residual)

จากสมการ (6.7) คือ

$$\hat{\mu}_t = (LNST)_{t+n} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\beta}_0 (LNFN)_{t+n} \nu \quad (6.13)$$

จากนั้นจะเป็นการทดสอบความนิ่ง (stationary) ของค่าส่วนเหลือที่ได้เพื่อทดสอบความเป็น cointegration ของสมการ โดยใช้วิธีทดสอบของ Engle – Granger คือ Augmented Dickey – Fuller (ADF) โดยมีรูปแบบสมการที่ใช้ในการทดสอบ คือ

$$\Delta \hat{\mu}_t = \theta \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \hat{\mu}_{t-i} + \varepsilon \quad (6.14)$$

หลังจากประมาณสมการจากราย 7.11 แล้วในขั้นต่อไปจะเป็นการทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของค่าส่วนเหลือที่ได้เพื่อทดสอบความเป็น cointegration ของสมการโดยใช้วิธีทดสอบของ Engle – Granger มีรูปแบบสมการในการทดสอบ

ทั้งนี้สมมติฐานที่ต้องการทดสอบคือ $H_0 : \hat{\mu}_t \approx I(1)$ หรือ $I(n)$ สมมติฐานที่ต้องการทดสอบกำหนดว่า $(\hat{\mu}_t)$ มีลักษณะไม่นิ่ง (non stationary) คือมี unit root ซึ่งหมายความว่า LNST และ LNFN ไม่มีความสัมพันธ์เชิงคลยภาพระยะยาว สำหรับสมมติฐานรอง คือ $H_1 : \hat{\mu}_t \approx I(0)$ ซึ่งหมายความว่า $(\hat{\mu}_t)$ มีลักษณะนิ่ง หรือ LNST และ LNFN มีลักษณะความสัมพันธ์เป็น cointegration โดยค่าสถิติ

ตาราง 6.13 unit root test สำหรับ residual ที่ได้จากสมการในตาราง 6.12 เพื่อทดสอบความเป็น cointegration ของสมการ

แบบจำลอง	ADF test
	No intercept
F2	-1.9456*
F3	-1.8912*
F4	-1.9294*
F5	-1.9636**
F6	-2.1620*
F7	-1.9584*

หมายเหตุ *** Significant 1 % level
 ** Significant 5 % level
 * Significant 10 % level

การยอมรับสมมติฐานว่าค่าส่วนเหลือ(residual)ที่ได้จากสมการตาราง 6.12 มีลักษณะนิ่งทำให้ทราบว่าตลาดมีความสัมพันธ์เชิงคลยภาพระยะยาวแสดงว่าตลาดมีประสิทธิภาพและตัวแปรในตลาดส่งมอบทันทีที่มีความสัมพันธ์คลยภาพระยะยาวกับตัวแปรในตลาดล่วงหน้า ซึ่งหมายความว่าสามารถใช้ข้อมูลจากตลาดล่วงหน้าในช่วงเวลาย้อนหลังไป 2 – 7 สัปดาห์มาประมาณราคาข้าวในตลาดส่งมอบทันทีได้อย่างมีนัยสำคัญ และเมื่อพิจารณาค่าสถิติแล้ว ราคาตลาดล่วงหน้าที่สามารถนำมาประมาณราคาข้าวตลาดส่งมอบทันทีได้ดีที่สุด คือ ราคาที่เวลาย้อนหลังไป

5 สัปดาห์ก่อนถึงวันส่งมอบ เนื่องจากยอมรับสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 5% โดยตัวแปรอื่นสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 10% เท่านั้น

6.2.1.1 การทดสอบสมมติฐานการประมาณที่ไม่เอนเอียงในสมการดุลยภาพระยะยาว

การทดสอบสมมติฐานการประมาณที่ไม่เอนเอียงเป็นการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สมการ (6.7) โดยมีสมมติฐานในการทดสอบคือ $\alpha = 0$ $\beta = 1$ โดยใช้ค่าสถิติ Wald test ในการทดสอบ ซึ่งการยอมรับสมมติฐาน แสดงว่าตลาดมีประสิทธิภาพและมีการประมาณที่ไม่เอนเอียง แต่การปฏิเสธสมมติฐานนี้ไม่สามารถสรุปได้ว่าตลาดไม่มีประสิทธิภาพ (Hakkio and Rush, 1989 และ Beck, 1994 อ้างโดย พัทธ์รัตน์, 2544)

ในการทดสอบสมมติฐานนี้จะทำการทดสอบ คือแยกทดสอบระหว่าง $\alpha = 0$ และ $\beta = 1$ รวมทั้งทดสอบ $\alpha = 0$ และ $\beta = 1$ พร้อมกัน ซึ่งผลการทดสอบพบว่าการปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 1% เหมือนกัน ซึ่งหมายถึง $\alpha \neq 0$ และ $\beta \neq 1$ (ตาราง 6.14) แสดงให้เห็นว่าผลที่เกิดขึ้นเป็นเพราะมีปัจจัยอื่นๆนอกเหนือจากราคาตลาดล่วงหน้าที่มีผลต่อราคาตลาดปัจจุบันเช่น risk premium ที่ไม่ได้นำมาพิจารณาอยู่ในสมการ

ตาราง 6.14 ผลการทดสอบสมมติฐานการประมาณที่ไม่เอนเอียงของราคาตลาดส่งมอบทันทีกับ
ราคาตลาดล่วงหน้า

ข้อจำกัด	แบบจำลอง ค่าสถิติ	F2	F3	F4	F5	F6	F7
Ho : $\alpha = 0$ H1 : $\alpha \neq 0$	F - statistic	3.426801	401.2635	388.9694	433.6646	324.1177	304.5751
	Prob.	(0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Chi - Square	3.426801	401.2635	388.9694	433.6646	324.1177	304.5751
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
H0 : $\beta = 1$ H1 : $\beta \neq 1$	F - statistic	270.1438	319.3019	308.4341	341.4847	256.6531	242.486
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Chi - Square	270.1438	319.3019	308.4341	341.4847	256.6531	242.486
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
H0 : $\alpha = 0$, $\beta = 1$ H1 : $\alpha \neq 0$, $\beta \neq 1$	F - statistic	566.5964	586.5648	579.2548	708.3262	552.6863	517.2271
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Chi - Square	1133.193	1173.13	1158.15	1416.652	1105.373	1034.454
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

6.2.1.2 ความสัมพันธ์ของราคาในระยะสั้น

การทดสอบการประมาณสมการการปรับตัวระยะสั้น โดย Error Correction Model (ECM) ซึ่งเสนอโดย Gujarati (1995) อ้างโดย ทรงศักดิ์ และอารี (2543) แสดงแบบจำลองดังนี้

$$\Delta LNST = a_1 + a_2 e_{t-1} + a_3 \Delta LNFN + \mu_t \quad (6.15)$$

จากการประมาณสมการความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้าวขาว 5 % F.O.B. (ราคาส่งมอบทันที) และราคาตลาดล่วงหน้าโดยวิธี ECM พบว่า สมการที่ดีที่สุดสามารถใช้อธิบายความสัมพันธ์ได้ คือ สมการความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้างตลาดส่งมอบทันที (LNST) และราคาตลาดล่วงหน้าย้อนหลังก่อนถึงวันส่งมอบ 5 สัปดาห์ (LNF5) โดยค่าสัมประสิทธิ์ EC-term มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ 0.05 แสดงให้เห็นว่าส่วนของคุณภาพระยะยาวส่งผลต่อการปรับตัวระยะสั้น โดยมี speed of adjustment หรือความเร็วในการปรับตัวมีค่าเป็นลบซึ่งสอดคล้องกับสิ่งที่

คาดหวังโดยมีสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวมีค่าเท่ากับ -0.3471 ส่วนตัวแปรอื่นๆ ในสมการไม่สามารถที่จะอธิบายการเปลี่ยนแปลงของราคาตลาดส่งมอบทันทีได้อย่างมีนัยสำคัญ (ตาราง 6.15)

ตาราง 6.15 ประมาณความสัมพันธ์ระยะสั้นระหว่างราคาข้าวตลาดส่งมอบทันทีและราคาตลาดล่วงหน้าจากแบบจำลอง ECM

ตัวแปร	F2	F3	F4	F5	F6	F7
Constant	0.0071	0.0055	0.0062	0.0034	0.0051	0.0070
D(LNF)	0.0626	0.0939	0.0990	-0.1519	0.0789	0.0160
Error(-1)	-0.2153	-0.2475	-0.220	-0.3471**	-0.2454	-0.1896
R ²	0.0570	0.0947	0.0650	0.1695	0.0663	0.0499
R ⁻²	-0.0478	-0.0058	-0.0389	0.0718	-0.0434	-0.0618
AIC(K)	-2.6321	-2.6730	-2.6407	-2.7055	-2.5884	-2.5710
F-statistic	0.5434	0.9420	0.6258	1.7351	0.6045	0.4469
Prob. (F-statistic)	0.5900	0.4083	0.5461	0.2062	0.5577	0.6470
DW	1.7326	1.7355	1.7267	1.7836	1.6229	1.5891

หมายเหตุ *** Significant 1 % level ** Significant 5 % level * Significant 10 % level

6.2.2 การทดสอบประสิทธิภาพตลาดในกรณีที่เพิ่ม Risk premium เข้าไปแบบจำลอง

จากการประมาณความสัมพันธ์ระยะยาวของราคาข้าวตลาดล่วงหน้า และราคาตลาดส่งมอบทันทีค่าสถิติ (R²) ที่ได้จากการทดสอบมีค่าต่ำแสดงให้เห็นว่าอาจมีปัจจัยตัวอื่นที่มีผลต่อราคาตลาดส่งมอบทันทีนอกเหนือจากราคาตลาดล่วงหน้าซึ่งเป็นตัวแปรอธิบาย (explanatory variable) ก็คือ ค่าชดเชยความเสี่ยง หรือ risk premium ดังนั้นจึงเพิ่มตัวแปรนี้เป็นปัจจัยอธิบายการเคลื่อนไหวของราคาด้วย GARCH – M model ควบคู่กับ cointegration และ Error Correction Model เพื่อดูประสิทธิภาพตลาดและความเร็วต่อการปรับตัวของแรงกระทบว่ามีแนวโน้มดีขึ้นหรือไม่

ค่าชดเชยความเสี่ยง หรือ risk premium ดังกล่าวนี้จะอยู่ในรูปของค่าความเบี่ยงเบนของราคา (standard deviation : SD) แทนที่จะเป็นความแปรปรวน เพราะจะสามารถอธิบายในเชิงเศรษฐศาสตร์และสถิติได้ง่ายขึ้น (ทรงศักดิ์ และอารี , 2543)

แบบจำลองทางสถิติที่ใช้สำหรับประมาณค่าเขียนได้ดังนี้

$$LNST = \alpha + \beta LNFN + \gamma SD + u_t \quad (6.16)$$

โดยที่

$$SD = \omega_0 + \omega_1 (u_{t-1})^2 + \dots + \omega_p (u_{t-p})^2 + \gamma_1 (SD_{t-1})^2 + \dots + \gamma_q (SD_{t-q})^2$$

N มีค่าตั้งแต่ 2-7

1. การทดสอบ unit root ของตัวแปรตลาดล่วงหน้า และตลาดส่งมอบทันทีได้ทำการทดสอบ ซึ่งได้ผลตามตาราง 6.11 ส่วนตัวแปร risk premium (SD) พบว่า มีลักษณะนิ่งที่ I (1) โดยใช้แบบจำลองที่เหมาะสมในการทดสอบ คือ รูปแบบสมการที่มี intercept และ trend

ตาราง 6.16 ผลการทดสอบ unit root ของตัวแปร risk premium (SD)

Variable	DF - test		ADF - test		status
	t-ratio	Prob	t-ratio	Prob	
SD2	-39.329	0	-18.181	0	I (1)
SD3	-48.207	0	-31.143	0	I (1)
SD4	-46.295	0	29.464	0	I (1)
SD5	-71.82	0.0001	-64.67	0	I (1)
SD6	-73.6	0.0001	-64.907	0	I (1)
SD7	-73.742	0.0001	67.156	0	I (1)

หมายเหตุ: Mckinnon Critical Valve (DF) 1% = -4.572 (ADF) 1% = -4.616
 5% = -3.691 5% = -3.710
 10% = -3.287 10% = -3.293

2. การประมาณแบบจำลองจะเพิ่มตัวแปรความเสี่ยงเข้าไปในสมการ (6.7) ได้รูปแบบสมการใหม่ ดังนี้

$$S_t = \alpha + \beta F_t + \gamma SD_t + \varepsilon_t \quad (6.17)$$

ซึ่งผลการศึกษสมการที่ (6.17) แสดงความสัมพันธ์ระหว่างราคาตลาดส่งมอบทันที และราคาตลาดล่วงหน้าแสดงไว้ในตาราง 6.17

ตาราง 6.17 ค่าประมาณความสัมพันธ์ระหว่างราคาตลาดส่งมอบทันที และราคาตลาดล่วงหน้า
ย้อนหลัง 2-7 สัปดาห์ในกรณีมี risk premium

ตัวแปร	แบบจำลอง					
	F2	F3	F4	F5	F6	F7
Constant	5.0977***	5.1059***	5.1237***	4.3290***	4.4120***	4.4200***
D(LNF)	0.1262***	0.1398***	0.1351***	0.1908***	0.1731***	0.1717***
D(SD)	-8.4797***	-10.5123***	-10.1472***	0.7651	0.7187	0.629
R ²	0.7197	0.7334	0.7274	0.5034	0.3755	0.3578
Adjust R ²	0.6886	0.7038	0.6971	0.445	0.302	0.2822
AIC(K)	-2.6875	-27377	-2.7152	-2.2396	-2.0104	-1.9825
F-statistic	23.1131***	24.764***	24.014***	8.6168***	5.1108**	4.7361**
Prob. (F-statistic)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0026	0.0183	0.0232
DW	1.2347	1.239	1.2339	0.8391	0.7531	0.8087

หมายเหตุ : *** Significant 1 % level ** Significant 5 % level * Significant 10 % level

3. หลังจากการประมาณความสัมพันธ์แล้วแสดงให้เห็นว่าตัวแปร risk premium นี้ควรจะรวมอยู่ในแบบจำลอง แต่ตัวแปรมีนัยสำคัญในการอธิบายความสัมพันธ์ของดุลยภาพหรือความสัมพันธ์ระยะยาวในการเปลี่ยนแปลงของราคาตลาดส่งมอบทันทีในแบบจำลอง F2 F3 และ F4 เท่านั้น ส่วน F5 F6 และ F7 ไม่มีนัยสำคัญในการอธิบาย

จากนั้นจะทำการทดสอบ cointegration เพื่อตรวจสอบว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะ หรือไม่ พบว่ามีการยอมรับสมมติฐานว่าค่าส่วนเหลือจากสมการในตาราง 6.17 มีลักษณะนึ่ง ที่ระดับนัยสำคัญที่ 1% และ 5% (ตาราง 6.18) ทำให้ทราบว่าตลาดมีความสัมพันธ์ระยะยาวจริงแสดง ว่าตลาดมีประสิทธิภาพ

ตาราง 6.18 Unit Root Test สำหรับ Residual จากสมการในตาราง 7.14 เพื่อทดสอบการเป็น Cointegration ของสมการ

แบบจำลอง	ADF test
	No intercept
F2	0.0230**
F3	0.0233**
F4	0.0210**
F5	0.0661*
F6	0.0452**
F7	0.0668*

หมายเหตุ : *** Significant 1 % level ** Significant 5 % level * Significant 10 % level

6.2.2.2 การทดสอบสมการที่ไม่เอนเอียงในสมการดุลยภาพระยะยาว

การทดสอบจะเลือกสมการที่ดีที่สุดเพื่อนำไปทดสอบสมมติฐานการประมาณที่ไม่เอนเอียง โดยมีสมมติฐานเพื่อทดสอบข้อจำกัดสมการที่ (6.19) คือ $\alpha = 0, \beta = 1, \gamma = 0$ พบว่า เมื่อทำการทดสอบข้อจำกัดพร้อมกันจะปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 แสดงว่า $\alpha \neq 0, \beta \neq 1, \gamma \neq 0$ ซึ่งให้ผลเช่นเดียวกับเมื่อทดสอบแยกกัน โดยผลที่เกิดขึ้นอาจเนื่องมาจากมีปัจจัยตัวอื่น นอกเหนือจากราคาตลาดล่วงหน้าและ risk premium ที่มีผลต่อราคาตลาดส่งมอบทันที ยกเว้น ข้อจำกัด $\gamma = 0$ ในแบบจำลอง F5, F6, F7 ยอมรับสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 แสดงว่าในแบบจำลองดังกล่าว risk premium ไม่มีผลต่อราคาตลาดส่งมอบทันทีแต่ยังมีปัจจัยตัวอื่นที่มีผล เนื่องจาก $\alpha \neq 0, \beta \neq 1$ ในแบบจำลองมีค่าไม่เท่ากับ 0

ตาราง 6.19 ผลการทดสอบสมมติฐานการประมาณที่ไม่เอนเอียงของราคาตลาดส่งมอบทันทีกับ
ราคาตลาดล่วงหน้า

ข้อจำกัด	แบบจำลอง	F2	F3	F4	F5	F6	F7
	ค่าสถิติ						
Ho : $\alpha = 0$ H1 : $\alpha \neq 0$	F - statistic	385.6188	462.8505	475.8472	341..6996	256.3203	243.6712
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Chi - Square	385.6188	462.8505	475.8472	341..6996	256.3203	243.6712
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
H0 : $\beta = 1$ H1 : $\beta \neq 1$	F - statistic	453.0267	579.0564	574.6941	307.744	230.7440	217.9009
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Chi - Square	453.0267	579.0564	574.6941	307.7440	230.7440	217.9009
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
H0 : $\gamma=0$ H1 : $\gamma \neq 0$	F - statistic	16.7688	18.0786	18.852	0.1407	0.1134	0.0869
	Prob.	0.0007	0.0005	0.0004	0.7123	0.7404	0.7681
	Chi - Square	16.7688	18.0786	18.852	0.1407	0.1134	0.0869
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.7076	0.7363	0.7681
H0 : $\alpha = 0$, $\beta = 1, \gamma=0$ H1 : $\alpha \neq 0$, $\beta \neq 1, \gamma \neq 0$	F - statistic	648.6663	698.7058	704.8531	415.8322	322.5151	300.6975
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Chi - Square	1945.999	2096.117	2114.559	1247.4970	967.5454	902.0925
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

6.2.2.3 ความสัมพันธ์ของราคาในระยะสั้น

แบบจำลอง Error Correction ที่ทำการเพิ่มตัวแปร risk premium (SD) สามารถแสดงรูปแบบสมการได้ดังนี้

$$\Delta LNST = \alpha + \beta \Delta LNFN + \gamma SD + \lambda \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.18)$$

จากการประมาณสมการความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้าวขาว 5% FOB. (ตลาดส่งมอบทันที) และราคาตลาดล่วงหน้าโดยวิธี ECM พบว่า สมการที่ดีที่สุดที่สามารถใช้อธิบายความสัมพันธ์ได้

คือ สมการความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้าวตลาดส่งมอบทันที (LNST) และราคาตลาดล่วงหน้า ย้อนหลังก่อนส่งมอบ 2-5 สัปดาห์ โดยค่าสัมประสิทธิ์ EC – term มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ 1% และ 10% แสดงให้เห็นว่ามีส่วนของดุลยภาพระยะยาวผลต่อการปรับตัวระยะสั้น โดยมีความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) มีค่าเป็นลบ ซึ่งสอดคล้องกับสิ่งที่คาดหวังค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวมีค่าเท่ากับ 0.6032, 0.6436, 0.6225 และ 0.3521 ส่วนตัวแปรอื่นๆ ในสมการไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของราคาตลาดส่งมอบทันทีได้อย่างมีนัยสำคัญ (ตาราง 6.20)

ตาราง 6.20 ประมาณความสัมพันธ์ระยะสั้นโดยรวมตัวแปรความเสี่ยงไว้ในแบบจำลอง

ตัวแปร	แบบจำลอง					
	F2	F3	F4	F5	F6	F7
Constant	0.0244	0.0207	0.0214	0.0091	0.0098	0.0116
D(LNF)	0.0051	0.0298	0.0222	0.1300	0.1348	0.0761
D(SD)	11.983	11.7131	11.5569	-1.5483	-1.8341	-1.7968
Error(-1)	-0.6032***	-0.6436***	-0.6225***	-0.3521*	-0.3154	-0.2696
R ²	0.3770	0.414	0.3935	0.2765	0.2281	0.1979
Adj. R ²	0.2602	0.3041	0.2798	0.1318	0.0737	0.0375
AIC(K)	-2.9424	-3.0036	-2.9693	-2.7281	-2.6635	-2.6251
F-statistic	3.2272**	3.7672**	3.4603**	1.9105	1.4776	1.2338
Prob. (F-statistic)	0.0505	0.0321	0.0414	0.1713	0.2607	0.3321
DW	1.6745	1.6352	1.6559	2.1792	2.1502	2.1800

หมายเหตุ *** Significant 1 % level ** Significant 5 % level * Significant 10 % level