บทที่ 5
ผลการศึกษา

ในส่วนของบทนี้เป็นการแนะนำผลการศึกษา การกำหนดราคาในสินค้าเกษตรที่สำคัญ 3 ชนิดคือ ยางพารา มันสำปะหลังและข้าวโพด โดยใช้ข้อมูลราคาเป็นรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2537ถึงธันวาคม พ.ศ. 2542 และการอธิบายผลการศึกษาในบทนี้ได้แบ่งออกเป็น 2 ส่วน โดยส่วนแรกคือการเคลื่อนไหวของราคาสินค้าเกษตรแต่ละชนิดในระดับตลาดต่างๆ โดยใช้แผนภาพประกอบ ส่วนที่สองแสดงผลการวิเคราะห์การกำหนดราคาโดยวิธี Cointegration ซึ่งประกอบด้วยผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey and Fuller (ADF) ผลการทดสอบ Cointegration ผลการวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง Error Correction Model (ECM) และผลการหาดัชนีความเชื่อมโยงตลาด ดังนั้นในบทนี้จะแสดงผลการศึกษาการกำหนดราคาของพืชทีละชนิด เริ่มจากยางพารา มันสำปะหลังและข้าวโพดตามลำดับ แบบจำลองที่ใช้ทดสอบการส่งผ่านราคา คือ

$$P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t \qquad (5.1)$$

โดย P_t^i = ระดับราคาที่ตลาดปลายทาง i ณ เวลา t

P_t^j = ระดับราคาที่ตลาดต้นทาง j ณ เวลา t

σ_t = ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระหว่างราคาตลาดปลายทางกับตลาดต้นทาง หรือความเสี่ยงจากความผันผวนของราคา ณ เวลา t

ε_t = ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

5.1 สถานการณ์ราคายางพาราที่ตลาดระดับต่างๆ

ระดับยางพาราที่ได้แบ่งเพื่อใช้ในการศึกษาครั้งนี้ แบ่งออกเป็นตั้งแต่ตลาดภายในประเทศ คือตลาดยางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา ตลาดกลางหาดใหญ่ยางพารา ตลาดท่าเรือส่งออกกรุงเทพฯ และปลายทางที่ตลาดต่างประเทศ สองตลาด คือตลาดประเทศสิงค์โปร์และตลาดประเทศมาเลเซีย เหตุที่เลือกพิจาณาสองตลาดต่างประเทศ ก็เพื่อที่จะได้เปรียบเทียบด้วยว่าระหว่างสองลักษณะตลาดที่แตกต่างกันการกำหนดราคาจะมีลักษณะอย่างไร เนื่องจากตลาดต่างประเทศทั้งสองมีความแตกต่างกัน คือตลาดสิงค์โปร์จะเป็นตลาดเพื่อการซื้อขายล่วงหน้า แต่ตลาดมาเลเซียเป็นตลาดซื้อขายเพื่อใช้เป็นวัตถุดิบ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.1.1 ราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา (PFR) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลาจากตารางที่ 5.1 พบว่า ราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 15.93 ถึง 39.06 บาท โดยที่ระดับราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นในปี 2537 นั้นมีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น คือเมื่อเดือนมกราคมราคาอยู่ที่กิโลกรัมละ 15.93 บาท และธันวาคมราคาปรับตัวเพิ่มขึ้นมาอยู่ที่กิโลกรัมละ 28.82 บาท ในปี 2538 ระดับราคาอยู่สูงกว่าปีก่อน แต่ระหว่างปีนั้นราคาค่อนข้างมีความผันผวน ในปี 2539 ราคาลดลงอย่างเห็นได้ชัด คือในเดือนมกราคมราคาลดลงมาอยู่ที่ 30.50 บาทต่อกิโลกรัม จากปีก่อนในเดือนเดียวอยู่ที่กิโลกรัมละ 33.43 บาทและเดือนธันวาคมราคาลดลงเหลือกิโลกรัมละ 25.71 บาท หลังจากนั้นระหว่างปี 2540 ถึง 2542 ระดับราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นก็มีแนวโน้มลดลงเรื่อยๆ ซึ่งสามารถสรุปได้ว่าระดับราคายางพาราที่ท้องถิ่นระหว่างปี 2537 ถึง 2542 นั้น ค่อนข้างมีความผันผวน โดยในช่วงสองปีแรกระดับราคามีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น แต่ช่วงหลังจากปี 2540 ระดับราคากลับมีแนวโน้มลดต่ำลง

ตารางที่ 5.1 ราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	15.93	33.43	30.50	24.72	25.45	18.96
กุมภาพันธ์	16.97	36.25	31.49	24.69	28.69	18.43
มีนาคม	19.12	39.06	31.90	25.67	23.97	17.84
เมษายน	20.29	38.88	29.01	23.63	23.98	17.1
พฤษภาคม	21.23	35.27	31.25	23.12	24.65	17.68
มิถุนายน	23.04	30.35	29.86	22.63	25.08	18.17
กรกฎาคม	26.01	26.59	25.99	20.34	25.02	16.07
สิงหาคม	24.91	25.73	24.82	22.73	21.79	15.82
กันยายน	26.50	28.89	25.38	25.12	22.62	18.56
ตุลาคม	27.37	30.16	24.99	25.97	22.77	20.6
พฤศจิกายน	25.88	33.57	25.52	23.61	19.63	23.26
ธันวาคม	28.82	32.07	25.71	21.05	16.52	20.17

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.1.2 ราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่ (PHR) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่จากตารางที่ 5.2 พบว่า ราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่ ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 15.82 ถึง 39.06 บาท ระหว่างปี 2537 ถึง 2538 นั้นระดับราคาที่ตลาดกลางหาดใหญ่มีแนวโน้มที่สูงขึ้นโดยที่ระดับราคาในปี 2537 เดือนมกราคมอยู่ที่กิโลกรัมละ 17.03 บาท และปี 2538 เดือนธันวาคม ระดับราคาอยู่ที่ 32.07 บาท จะเห็นว่าระดับราคาปรับตัวสูงขึ้น แต่ในช่วงหลังในปี 2540 ถึง 2542 ระดับราคาก็มีแนวโน้มลดลงเช่นเดียวกับราคาที่ตลาดท้องถิ่นหาดใหญ่ โดยที่เดือนธันวาคมปี 2540 อยู่ที่กิโลกรัมละ 21.05 บาทและลดลงต่ำสุดในเดือนสิงหาคม ปี 2542 อยู่ที่กิโลกรัมละ 15.82 บาท สรุปแนวโน้มการเคลื่อนไหวของราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่จะมี 2 ช่วงคือช่วงปี 2537 ถึง 2538 ระดับราคามีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ปี 2540 ถึง 2542 ระดับราคากลับมีแนวโน้มลดลงเช่นเดียวกับราคาที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา

ตารางที่ 5.2 ราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่ ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	17.03	33.43	30.5	24.72	25.45	18.96
กุมภาพันธ์	17.53	36.25	31.49	24.69	28.69	18.43
มีนาคม	19.69	39.06	31.9	25.67	23.97	17.84
เมษายน	22.3	38.88	29.01	23.63	23.98	17.10
พฤษภาคม	21.79	35.27	31.25	23.12	24.65	17.68
มิถุนายน	23.78	30.35	29.86	22.63	25.08	18.17
กรกฎาคม	27.38	26.59	25.99	20.34	25.02	16.07
สิงหาคม	26.66	25.73	24.82	22.73	21.79	15.82
กันยายน	27.82	28.89	25.38	25.12	22.62	18.56
ตุลาคม	28.81	30.16	24.99	25.97	22.77	20.60
พฤศจิกายน	27.14	33.57	25.52	23.61	19.63	23.26
ธันวาคม	30.02	32.07	25.71	21.05	16.52	20.17

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.1.3 ราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PER) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออกจากตารางที่ 5.3 พบว่าราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 19 ถึง 45 บาท ระหว่างปี 2537 ถึง 2538 นั้นระดับราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีแนวโน้มที่สูงขึ้นโดยที่ระดับราคาในปี 2537 เดือนมกราคมอยู่ที่กิโลกรัมละ 19.63 บาท และปี 2538 เดือนธันวาคม ระดับราคาอยู่ที่กิโลกรัมละ 40.11 บาท จะเห็นว่าระดับราคาปรับตัวสูงขึ้น แต่ในช่วงหลังในปี 2539 ถึง 2542 ระดับราคาก็มีแนวโน้มลดลงโดยที่เดือนธันวาคม 2539 ระดับราคาอยู่ที่ 31.80 บาทต่อกิโลกรัม และยิ่งปรับตัวลดลงมาอยู่ที่ 25.29 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนธันวาคมปี 2542 จึงสามารถสรุปได้เช่นกันว่าระดับราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีการเคลื่อนไหวเป็น 2 ช่วงคือในช่วงแรกปี 2537 ถึง 2538 ระดับราคามีการปรับตัวดีขึ้น แต่ช่วงหลังจากนั้นปี 2539 ถึง 2542 ระดับราคามีการปรับตัวลดลง เช่นเดียวกับที่ตลาดท้องถิ่นสงขลาและตลาดกลางหาดใหญ่

ตารางที่ 5.3 ราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	19.63	40.19	38.64	31.38	33.41	24.31
กุมภาพันธ์	20.9	43.56	39.44	31.72	36.11	24.3
มีนาคม	22.17	45.01	38.99	32.12	30.59	23.3
เมษายน	23.01	44.76	36.17	30.31	29.49	22.38
พฤษภาคม	23.82	42.52	37.5	29.89	30.14	22.13
มิถุนายน	25.74	37.36	36.59	29.17	30.32	22.51
กรกฎาคม	30.57	32.4	33.2	27.28	30.07	20.97
สิงหาคม	32.73	31.8	31.94	28.84	27.53	20.88
กันยายน	31.42	34.19	32.14	30.5	27.37	22.72
ตุลาคม	33.16	35.82	31.32	31.6	27.95	25.12
พฤศจิกายน	31.85	40.46	31.76	31.06	25.91	28.05
ธันวาคม	34.42	40.11	31.80	28.96	23.32	25.29

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.1.4 ราคายางพาราที่ตลาดประเทศสิงค์โปร์ (PSR) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคายางพาราที่ตลาดประเทศสิงค์โปร์จากตารางที่5.4 พบว่าราคายางพาราที่ตลาดประเทศมาเลเซีย ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

19 ถึง 46 บาท ระหว่างปี 2537 ถึง 2538 นั้นระดับราคาที่ตลาดสิงค์โปร์มีแนวโน้มที่สูงขึ้นโดยที่ระดับราคาในปี 2537 เดือนมกราคมอยู่ที่กิโลกรัมละ 19.92 บาท และปี 2538 เดือนธันวาคม ระดับราคาอยู่ที่กิโลกรัมละ 40.05 บาทจะเห็นว่าระดับราคาปรับตัวสูงขึ้น แต่ในช่วงหลังในปี 2539 ถึง 2542 ระดับราคาก็มีแนวโน้มลดลงโดยที่เดือนธันวาคม 2539 ระดับราคาอยู่ที่ 38.96 บาทต่อกิโลกรัม และยิ่งปรับตัวลดลงมาอยู่ที่ 24.50 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนธันวาคมปี 2542 จึงสามารถสรุปได้เช่นกันว่าระดับราคายางพาราที่ตลาดสิงค์โปร์มีการเคลื่อนไหวเป็น 2 ช่วง คือในช่วงแรกปี 2537 ถึง 2538 ระดับราคามีการปรับตัวดีขึ้น แต่ช่วงหลังจากนั้นปี 2539 ถึง 2542 ระดับราคามีการปรับตัวลดลง เช่นเดียวกับที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา ตลาดกลางหาดใหญ่และตลาดท่าเรือส่งออก และมีระดับราคาที่สูงกว่าทุกระดับตลาดที่ผ่านมา

ตารางที่ 5.4 ราคายางพาราที่ตลาดประเทศสิงค์โปร์ ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	19.92	41.42	38.9	31.18	33.27	24.7
กุมภาพันธ์	21.35	43.49	39.86	31.32	35.63	24.37
มีนาคม	22.98	45.62	39.08	31.42	29.61	22.51
เมษายน	23.64	44.92	36.78	29.12	28.95	21.55
พฤษภาคม	24.61	42.61	38.26	27.52	30.27	22.06
มิถุนายน	27.44	37.63	36.50	28.16	29.79	22.68
กรกฎาคม	32.71	32.78	33.22	27.31	30.03	20.57
สิงหาคม	33.05	32.31	32.13	29.85	26.89	20.67
กันยายน	32.50	34.20	32.17	32.00	27.59	22.44
ตุลาคม	34.18	36.20	31.37	32.37	27.78	25.28
พฤศจิกายน	32.65	40.70	31.87	30.75	25.28	27.50
ธันวาคม	35.70	40.05	31.58	28.73	23.05	24.58

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.1.5 ราคายางพาราที่ตลาดประเทศมาเลเซีย (PMR) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคายางพาราที่ตลาดประเทศมาเลเซียจากตารางที่ 5.5 พบว่าราคายางพาราที่ตลาดประเทศมาเลเซีย ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 19 ถึง 44 บาท ระหว่างปี 2537 ถึง 2538 นั้นระดับราคาที่ตลาดมาเลเซียมีแนวโน้มที่สูงขึ้นโดยที่ระดับราคาในปี 2537 เดือนมกราคมอยู่ที่กิโลกรัมละ 19.65 บาท และปี 2538 เดือนธันวาคม ระดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ราคาอยู่ที่ 39.29 จะเห็นว่าระดับราคาปรับตัวสูงขึ้น แต่ในช่วงหลังในปี 2539ถึง 2542 ระดับราคาก็มีแนวโน้มลดลงโดยที่เดือนธันวาคม 2539 ระดับราคาอยู่ที่ 31.18 บาทต่อกิโลกรัม และยิ่งปรับตัวลดลงมาอยู่ที่ 24.80 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนธันวาคมปี 2542 จึงสามารถสรุปได้เช่นกันว่าระดับราคายางพาราที่ตลาดมาเลเซียมีการเคลื่อนไหวเป็น 2 ช่วง คือในช่วงแรกปี 2537 ถึง 2538 ระดับราคามีการปรับตัวดีขึ้น แต่ช่วงหลังจากนั้นปี 2539 ถึง 2542 ระดับราคามีการปรับตัวลดลง เช่นเดียวกับที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา ตลาดกลางหาดใหญ่ ตลาดท่าเรือส่งออก และตลาดสิงค์โปร์ แต่มีระดับราคาที่สูงกว่าทุกระดับตลาดที่ผ่าน

ตารางที่ 5.5 ราคายางพาราที่ตลาดประเทศมาเลเซีย ระหว่างปี 2537-2542

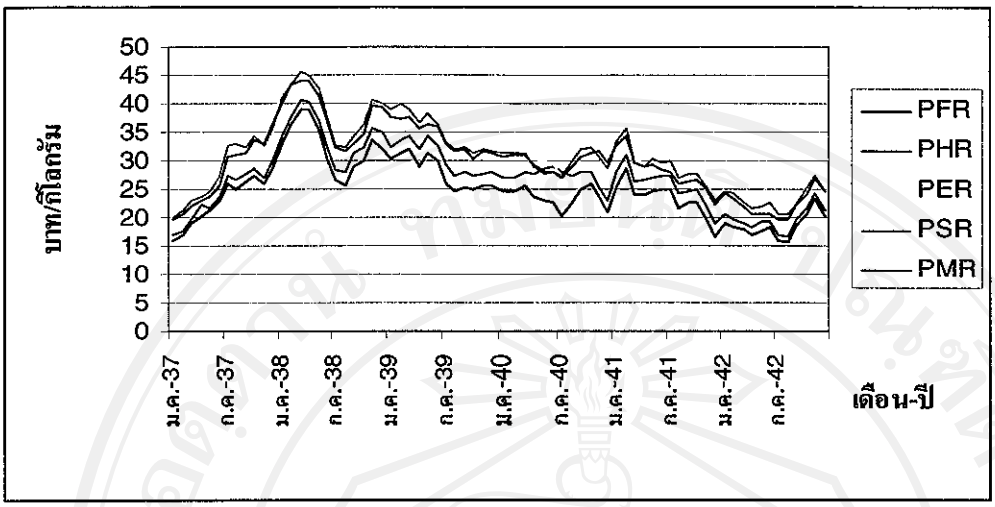
หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	19.65	40.43	37.69	30.74	32.77	24.31
กุมภาพันธ์	20.61	43.42	37.44	30.87	34.25	23.22
มีนาคม	22.06	43.89	37.6	31.16	29.83	22.11
เมษายน	23.07	44.04	35.68	29.32	29.1	20.77
พฤษภาคม	23.74	41.39	36.27	28.11	29.43	20.66
มิถุนายน	25.7	36.97	36.04	27.99	28.48	20.54
กรกฎาคม	30.7	32.42	32.91	27.03	28.05	19.56
สิงหาคม	30.97	31.55	31.68	29.08	26.12	19.78
กันยายน	31.2	33.01	31.86	30.83	26.48	22.18
ตุลาคม	33.69	34.63	30.42	31.49	26.59	24.07
พฤศจิกายน	33.12	39.76	31.57	31.6	24.98	27.01
ธันวาคม	36.25	39.29	31.18	29.69	22.41	24.8

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แผนภาพที่ 5.1 ราคายางพาราที่ระดับตลาดต่างๆ ระหว่างปี 2537-2542



หมายเหตุ : PFR คือราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา PHR คือราคายางพาราที่ตลาดกลางสงขลา
PER คือราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก PSR คือราคายางพาราประเทศสิงค์โปร์
PMR คือราคาที่ประเทศมาเลเซีย

สรุปลักษณะการเคลื่อนไหวของราคายางพาราจากแผนภาพที่ 5.1 พบว่าราคาทั้ง 4 ระดับตลาดหลังจากปี 2538 มีแนวโน้มการเปลี่ยนแปลงที่ลดลง โดยภาพรวมระดับราคายางพาราจะเพิ่มสูงขึ้นตามลำดับตลาด คือ จากตลาดท้องถิ่นที่สวน ตลาดกลางหาดใหญ่ ตลาดท่าเรือส่งออก และที่ระดับราคายางพาราที่ตลาดต่างประเทศ พบว่าราคายางพาราที่ตลาดสิงค์โปร์อยู่ในระดับที่สูงกว่าระดับราคาที่ตลาดประเทศมาเลเซีย

5.2 ผลการศึกษาลักษณะการกำหนดราคายางพารา

การศึกษาถึงลักษณะการกำหนดราคาครั้งนี้ได้ใช้การพิจารณาการกำหนดราคาระหว่างตลาดสองระดับตลาดคือตลาดต้นทางไปยังตลาดปลายทางของตลาดยางพารา โดยจะเป็นการพิจารณาทีละคู่ระหว่างระดับตลาด และให้เป็นไปในทิศทางเดียว ซึ่งจะเริ่มตั้งแต่ตลาดท้องถิ่นสงขลาไปตลาดกลางหาดใหญ่ ตลาดกลางหาดใหญ่ไปตลาดท่าเรือส่งออก ไปสิ้นสุดที่ตลาดท่าเรือส่งออกไปตลาดประเทศสิงค์โปร์และตลาดท่าเรือส่งออกไปยังประเทศมาเลเซีย โดยการศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาตลาดต่างประเทศ 2 แห่ง คือตลาดสิงค์โปร์และตลาดมาเลเซีย เหตุที่เลือกพิจารณาสองตลาดต่างประเทศ ก็เพื่อที่จะได้เปรียบเทียบด้วยว่าระหว่างสองลักษณะตลาดที่แตกต่างกันการกำหนดราคาจะมีลักษณะอย่างไร เนื่องจากตลาดต่างประเทศทั้งสองมีความแตกต่างกัน คือตลาดสิงค์โปร์จะเป็นตลาดเพื่อการซื้อขายล่วงหน้า แต่ตลาดมาเลเซียเป็นตลาดซื้อขายเพื่อใช้เป็นวัตถุดิบ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เนื่องจากข้อมูลราคาที่นำมาทดสอบการกำหนดราคา มีลักษณะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งในการจะหาความสัมพันธ์ของราคาในแต่ละตลาดนั้น จำเป็นต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลราคาเหล่านี้ก่อน ซึ่งก็คือการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey and Fuller test: ADF แล้วจะทำให้ทราบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่งหรือไม่ เมื่อมีลักษณะนิ่งที่ระดับ integration เท่าใดแล้วนั้นจะพิจารณานำเอาข้อมูลราคาที่มีอันดับ integration เดียวกันมาทำการทดสอบการกำหนดราคาได้ต่อไป ซึ่งผลการทดสอบมีดังต่อไปนี้

5.2.1 ผลการทดสอบ Unit Root ข้อมูลราคายางพารา

การทดสอบ Unit Root หรือการตรวจสอบความนิ่งของข้อมูลราคายางพาราใช้วิธีของ ADF โดยมีสมการดังนี้

$$\Delta P_t = a_1 P_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta P_{t-i+1} + \varepsilon_t \qquad (5.2)$$

$$\Delta P_t = a_0 + a_1 P_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta P_{t-i+1} + \varepsilon_t \qquad (5.3)$$

$$\Delta P_t = a_0 + a_1 P_{t-1} + a_2 T + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta P_{t-i+1} + \varepsilon_t \qquad (5.4)$$

โดยกำหนดให้

P_t คือ ข้อมูลราคาที่นำมาใช้ในการศึกษา คือข้อมูลราคายางพารา มันสำปะหลัง และข้าวโพด ระดับต่างๆ ณ เวลา t

P_{t-1} คือ ข้อมูลราคาที่นำมาใช้ในการศึกษา คือข้อมูลราคายางพารา มันสำปะหลัง และข้าวโพด ระดับต่างๆ ณ เวลา t-1

T คือ ค่าแนวโน้ม

a_0, a_1, a_2 คือ ค่าพารามิเตอร์

สมมติฐานคือ

สมมติฐานหลัก $H_0: a_1 = 0$ (ข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง)

สมมติฐานรอง $H_1: |a_1| < 0$ (ข้อมูลมีลักษณะนิ่ง)

โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t ของ a_1 ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤติ ในตาราง ADF ถ้าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้น้อยกว่า ค่าวิกฤติทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0แสดงว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่งแล้ว ผลการทดสอบแสดงตามตารางที่ 5.6 มีรายละเอียดดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา (PFR) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -0.3837 ตามรูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -2.6639 และตามรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.1118 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ trend and intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0หมายความว่าข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา(PFR) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่ (PHR) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -1.3414 ตามรูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -3.3392 และตามรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.6399 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ trend and intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐานH_0หมายความว่าข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่(PHR) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PER) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -1.3339 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -3.3190 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.5349 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ trend and intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PER) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดสิงค์โปร์ (PSR) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -1.3570 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -3.1889 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.5223 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ trend and intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดสิงค์โปร์ (PSR) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดมาเลเซีย (PMR) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -1.2907 รูปสมการintercept มีค่าเท่ากับ -3.0866 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.5015 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ trend and intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดมาเลเซีย (PMR) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท้องถิ่นสงขลา ($\sigma_{PHR,PFR}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

None มีค่าเท่ากับ -3.4108 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -3.7412 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -3.7115 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท้องถิ่นสงขลา ($\sigma_{PHR,PFR}$) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดกลางหาดใหญ่ ($\sigma_{PER,PHR}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -2.5028 รูปสมการintercept มีค่าเท่ากับ -3.9796 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -3.9477 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดกลางหาดใหญ่ ($\sigma_{PER,PHR}$) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดสิงค์โปร์และตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PSR,PER}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -3.6084 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -4.5534 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.6359 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดสิงค์โปร์และตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PSR,PER}$) มีลักษณะนิ่ง

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดมาเลเซียและตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PMR,PER}$) ค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -1.1698 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -4.0225 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.1794 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดมาเลเซียและตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PMR,PER}$) มีลักษณะนิ่ง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.6 แสดงค่าสถิติ t ของ a_1 ของข้อมูลราคายางพารา

ราคายางพาราที่ตลาดต่างๆ	None	Intercept	Trend and Intercept	สรุป
PFR	-0.3837	-2.6639	-4.1118	I(0)
PHR	-1.3414	-3.3392	-4.6399	I(0)
PER	-1.3339	-3.3190	-4.5349	I(0)
PSR	-1.3570	-3.1889	-4.5223	I(0)
PMR	-1.2907	-3.0866	-4.5015	I(0)
$\sigma_{PHR,PFR}$	-3.4108	-3.7412	-3.7115	I(0)
$\sigma_{PER,PHR}$	-2.5028	-3.9796	-3.9477	I(0)
$\sigma_{PSR,PER}$	-3.6084	-4.5534	-4.6359	I(0)
$\sigma_{PMR,PER}$	-1.1699	-4.0225	-4.1794	I(0)
ค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01	-2.5958	-3.5253	-4.0928	

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : PFR คือราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา PHR คือราคายางพาราที่ตลาดกลางสงขลา
PER คือราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก PSR คือราคายางพาราประเทศสิงค์โปร์
PMR คือราคาที่ประเทศมาเลเซีย

จากการทดสอบ Unit Root ในตลาดยางพารา พบว่าทุกตัวแปรข้อมูลราคาและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานต่างก็มีอันดับ integration เป็น I(0) ดังนั้นเมื่อมีการจับคู่ระหว่างตลาดต้นทางและตลาดปลายเพื่อทำการทดสอบการส่งผ่านราคา ในทิศทางไปทิศทางเดียวนั้น เราสามารถนำตัวแปรทุกตัวไปหาความสัมพันธ์ของราคาเชิงถดถอยระหว่างตลาดได้

5.2.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ของระดับราคายางพารา

การทดสอบคุณสมบัติ Cointegration นั้นได้ใช้การทดสอบแบบ Engel และ Granger โดยนำส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ ($\hat{\varepsilon}_t$) ที่ประมาณได้จากการถดถอยสมการการกำหนดราคาในระยะยาวสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$ มาทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ดังสมการต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{m=1}^{p} a_n \Delta \hat{\varepsilon}_{t-m} + v_t \qquad (5.2)$$

โดยทดสอบสมมติฐานหลัก $H_0 : \gamma = 0$ เปรียบเทียบค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต ซึ่งถ้าค่า t-statistics ของ γ น้อยกว่าค่าวิกฤต ทำให้ปฏิเสธ H_0 จะสามารถสรุปได้ว่าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือมีลักษณะนิ่ง แสดงว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวหรือว่ามีความเชื่อมโยงตลาดในระยะยาว ดังนั้นผลการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ของราคายางพาราได้ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 5.7 ค่าสัมประสิทธิ์และค่าสถิติต่างๆจากผลการทดสอบ Cointegration ของข้อมูลราคายางพารา ตามสมการ $\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{m=1}^{p} a_n \Delta \hat{\varepsilon}_{t-m} + v_t$

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	γ	R^2	D.W.	cointegration
PFR	PHR	-0.5812*** (-5.373813)	0.4920	2.1832	มี cointegration
PHR	PER	-0.4682*** (-4.625140)	0.4340	1.940	มี cointegration
PER	PSR	-0.3481*** (-3.8078)	0.5710	1.8872	มี cointegration
PER	PMR	-0.5607*** (-5.2265)	0.5807	1.9016	มี cointegration

หมายเหตุ : PFR คือราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา PHR คือราคายางพาราที่ตลาดกลางสงขลา
PER คือราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก PSR คือราคายางพาราประเทศสิงค์โปร์
PMR คือราคาที่ประเทศมาเลเซีย
ตัวเลขในวงเล็บเป็นค่าสถิติ t ของ γ ที่คำนวณได้
***ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05

จากตารางที่ 5.7 พบว่าผลการทดสอบ unit root สำหรับ residuals ($\hat{\varepsilon}_t$) จากสมการเพื่อทดสอบ cointegration ของข้อมูลราคายางพาราระหว่างที่ตลาดท้องถิ่นสงขลากับตลาดกลางหาดใหญ่ พบว่าค่า t-statistics ของ $\hat{\gamma}$ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -5.3738 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 แสดงว่าข้อมูลราคายางพารา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ท้องถิ่นสงขลาและราคากลางหาดใหญ่มีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ส่วนระหว่างตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท่าเรือส่งออก พบว่าค่า t-statistics ของ $\hat{\gamma}$ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -4.6251 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 แสดงว่าข้อมูลราคายางพาราที่กลางหาดใหญ่กับที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

การทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดประเทศสิงค์โปร์ พบว่าค่า t-statistics ของ $\hat{\gamma}$ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -3.8078 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 แสดงว่าข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดประเทศสิงค์โปร์มีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

สุดท้ายระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดประเทศมาเลเซีย พบว่าค่า t-statistics ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -5.2265 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 แสดงว่าข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดประเทศมาเลเซียมีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ดังนั้นเมื่อพิจารณาแล้วพบว่าข้อมูลราคาทุกระดับตลาดของยางพาราต่างมีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว เราจึงสามารถสรุปสมการการกำหนดราคาในระยาว (long run price transmission) สมการที่ 5.1 ได้แสดงในตารางที่ 5.8

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.8 ค่าประมาณการของสมการการกำหนดราคาในระยะยาว: long run price transmissionของข้อมูลราคายางพารา $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$

ตลาดต้นทาง (P^j)	ตลาดปลายทาง (P^i)	a_1	a_2	a_3	R^2
PFR	PHR	0.9081* (1.8133)	1.0365*** (53.281)	0.1866*** (7.9971)	0.9762
PHR	PER	2.3723*** (3.5872)	1.0738*** (45.299)	-0.4543*** (-4.4852)	0.9675
PER	PSR	-0.4697** (-1.0835)	1.1017*** (74.558)	0.0328 (0.3522)	0.9877
PER	PMR	-1.7942*** (-3.8375)	0.9979*** (77.434)	2.6659*** (4.6842)	0.9887

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : PFR คือราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลา PHR คือราคายางพาราที่ตลาดกลางสงขลา
PER คือราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออก PSR คือราคายางพาราประเทศสิงค์โปร์
PMR คือราคาที่ประเทศมาเลเซีย
ตัวเลขในวงเล็บเป็นค่าสถิติ t ที่คำนวณได้
* ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10
** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05
*** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01

สรุปสมการการกำหนดราคายางพาราในระยะยาวได้ 4 สมการดังนี้

สมการที่ 1 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นสงขลาไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางหาดใหญ่

$$PHR = 0.9081 + 1.0365PFR + 0.1866\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นสงขลาไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางหาดใหญ่ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลามีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาทจะมีผลทำให้ราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่เปลี่ยนแปลงไป 1.0365 บาท ในทิศทางเดียวกัน และพบว่าความเสี่ยงจากความผันผวนของราคาจะส่งผลกระทบต่อการส่งผ่านราคาด้วยเหมือนกัน และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.9762 และค่า Prob.

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

สมการที่ 2 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางหาดใหญ่ไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก

$$PER = 2.3723 + 1.0738PHR - 0.4543\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางหาดใหญ่ไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคายางพาราที่ตลาดกลางหาดใหญ่มีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาทจะมีผลทำให้ราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออกเปลี่ยนแปลงไป 1.0738 บาท ในทิศทางเดียวกัน และพบว่าความเสี่ยงจากความผันผวนของราคาจะส่งผลกระทบต่อการกำหนดราคาด้วยเหมือนกัน และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.9675 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

สมการที่ 3 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสิงค์โปร์

$$PSR = -0.4697 + 1.1017PER + 0.0328\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสิงค์โปร์ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาทจะมีผลทำให้ราคายางพาราที่ตลาดสิงค์โปร์เปลี่ยนแปลงไป 1.1017 บาท ในทิศทางเดียวกันและพบว่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของราคาไม่มีนัยสำคัญ แสดงให้เห็นว่าความเสี่ยงเนื่องจากความผันผวนของราคาจะไม่ส่งผลกระทบต่อการกำหนดราคาครั้งนี้ และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.9877 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สมการที่ 4 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดมาเลเซีย

$$PMR = -1.7942 + 0.9979PER + 2.6659\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดมาเลเซีย ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคายางพาราที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาทจะมีผลทำให้ราคายางพาราที่ตลาดมาเลเซียเปลี่ยนแปลงไป 0.9979 บาท ในทิศทางเดียวกันและพบว่าความเสี่ยงจากความผันผวนของราคามีผลกระทบต่อการกำหนดราคาด้วยเหมือนกัน และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.9887 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

5.2.3 ผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคา

หลังจากที่ได้ทดสอบการกำหนดราคาในระยะยาว(long-run price transmission) หรือการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ระหว่างระดับตลาดยางพาราทุกคู่แล้วนั้น เราตั้งสมมติฐาน $H_0 : a_2 = 1$ โดยที่ a_2 คือค่าสัมประสิทธิ์ของ P^j จากสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$ มีความหมายว่า สมการการกำหนดราคาระยะยาว สำหรับทุกระดับการกำหนดราคามีค่าเท่ากับ 1

ผลการศึกษาตาม ตารางที่ 5.9 ทำให้สามารถสรุปผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคายางพาราระหว่างตลาดระดับต่างๆได้ดังนี้

1. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นสงขลาไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางหาดใหญ่มีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 1.0365 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า ค่า Chi-squared เท่ากับ 3.5186 ซึ่งมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติที่นัยสำคัญ 0.05 คือไม่สามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่า การกำหนดราคายางพาราระหว่างตลาดท้องถิ่นสงขลากับตลาดกลางหาดใหญ่มีประสิทธิภาพ

2. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางหาดใหญ่ไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 1.0738 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า ค่า Chi-squared เท่ากับ 9.6902 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติที่นัยสำคัญ 0.05 คือสามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าเท่ากับ 1

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แสดงว่า การกำหนดราคายางพาราระหว่างตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท่าเรือส่งออกไม่มีประสิทธิภาพ

3. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสิงค์โปร์มีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 1.1017 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่าค่า Chi-squared เท่ากับ 1.7157 ซึ่งมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติที่นัยสำคัญ 0.05 คือไม่สามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่า การกำหนดราคายางพาราระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสิงค์โปร์มีประสิทธิภาพ

4. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดมาเลเซียมีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 0.9979 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่าค่า Chi-squared เท่ากับ 0.0271 ซึ่งมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติที่นัยสำคัญ 0.05 คือไม่สามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่า การกำหนดราคายางพาราระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดมาเลเซียมีประสิทธิภาพ

ตารางที่ 5.9 ค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาและผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาของราคายางพารา

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	a_2	F-statistic $H_0 : a_2 = 1$	Chi-squared $H_0 : a_2 = 1$	Wald-test
PFR	PHR	1.0365	3.5186 (0.0649)	3.5186 (0.0607)	มีประสิทธิภาพ
PHR	PER	1.0738	9.6902 (0.0027)	9.6902 (0.0019)	ไม่มีประสิทธิภาพ
PER	PSR	1.1017	1.7157 (0.19025)	1.7157 (0.1903)	มีประสิทธิภาพ
PER	PMR	0.9979	0.0271 (0.8698)	0.0271 (0.8693)	มีประสิทธิภาพ

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ คือค่า Probability significance level

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.2.4 ผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น(Error Correction Mechanism) : ECM ของยางพารา

สำหรับการกำหนดราคาในระยะสั้น(short-run price transmission) จากตลาดต้นทางไปตลาดปลายทางของตลาดยางพารา ซึ่งรวมอิทธิพลของค่าคลาดเคลื่อน (error) ที่มาจากดุลยภาพระยะยาว (long run equilibrium) ในคาบที่แล้ว ที่มีต่อการปรับตัวของราคายางพารานั้น จะประมาณค่าจากแบบจำลองดังนี้

$$\Delta P_t^i = a_1 + a_2 \Delta P_t^j + a_3 \Delta \sigma^{ij} + a_4 \hat{\varepsilon}_{t-1}^{i} + a_5 \Delta P_{t-1}^j + a_6 \Delta P_{t-1}^i + a_7 \Delta \sigma_{t-1}^{ij} + e_{ij} \qquad (5.2)$$

โดยกำหนดให้

P_t^i คือ ข้อมูลราคายางพารา ระดับตลาดปลายทาง ณ เวลา t

P_t^j คือข้อมูลราคายางพารา ระดับตลาดต้นทาง ณ เวลา t

เมื่อเราทราบถึงสมการการกำหนดราคาระยะสั้นแล้ว จะทำให้สามารถหาค่าความเร็วของการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพ (speed of adjustment) ซึ่งพิจารณาจากสัมประสิทธิ์ที่อยู่หน้า error term ในคาบที่แล้ว คือ a_4

โดยที่ผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น : ECM ของราคายางพารา สามารถสรุปได้ดังนี้

1. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นสงขลาไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางหาดใหญ่

$$\Delta PHR = 0.0138 + 0.91799\Delta PFR + 0.0613\Delta\sigma - 0.2569\varepsilon_{t-1} - 0.0384\Delta PFR_{t-1} + 0.0652\Delta PHR_{t-1} - 0.0036\Delta\sigma_{t-1} + e_t$$

2. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางหาดใหญ่ไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก

$$\Delta PER = -0.0014 + 0.9089\Delta PHR - 0.1720\Delta\sigma - 0.3956\varepsilon_{t-1} - 0.1107\Delta PHR_{t-1} + 0.2299\Delta PER_{t-1} + 0.0144\Delta\sigma_{t-1} + e_t$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสิงค์โปร์

$$\Delta PSR = -0.0109 + 1.0789PER - 0.0950\Delta\sigma - 0.4385\varepsilon_{t-1} - 0.0103\Delta PER_{t-1} - 0.0771\Delta PSR_{t-1} - 0.0652\Delta\sigma_{t-1} + e_t$$

4 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดมาเลเซีย

$$\Delta PMR = 0.0032 + 0.9109\Delta PER + 1.1933\Delta\sigma - 0.4117\varepsilon_{t-1} - 0.0633\Delta PER_{t-1} + .04411\Delta PMR_{t-1} + 0.1575\Delta\sigma_{t-1} + e_t$$

จากผลการทดสอบ ECM เพื่อหาความเร็วของการปรับตัวของราคา (ค่าสัมประสิทธิ์ a_4) เมื่อเปรียบเทียบกันแล้ว พบว่าความเร็วในการปรับตัวของราคาระหว่างตลาดท้องถิ่นสงขลากับตลาดกลางหาดใหญ่มีการปรับตัวช้าที่สุด คือมีค่าสัมประสิทธิ์ a_4 เท่ากับ -0.2569 รองลงมาคือราคาระหว่างตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท่าเรือส่งออกมีค่าสัมประสิทธิ์ a_4 เท่ากับ -0.3956 ราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดมาเลเซีย มีค่าสัมประสิทธิ์ a_4 เท่ากับ -0.4117 และราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสิงค์โปร์ พบว่ามีความเร็วในการปรับราคาเท่ากับ -0.4385 ซึ่งมีความเร็วในการปรับตัวมากที่สุด

ตารางที่ 5.10 ผลการทดสอบความเร็วในการปรับตัวของราคาเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพตามแบบจำลอง ECM ของตลาดยางพารา

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	D.W
PFR	PHR	0.0138	0.9179	0.0613	**-0.2569*****	0.9101	1.9762
PHR	PER	-0.0014	0.9089	-0.1720	**-0.3956*****	0..8638	1.9469
PER	PSR	-0.0109	1.0789	-0.0950	**-0.4385*****	0.9539	1.9421
PER	PMR	0.04411	0.9109	1.1933	**-0.4117*****	0.9220	1.9473

ที่มา : จากการคำนวณ

*** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ฉะนั้นสามารถสรุปได้ว่า เมื่อตลาดยางพารามีระดับตลาดที่สูงขึ้น คือตั้งแต่ตลาดระดับท้องถิ่น ไปตลาดกลางหาดใหญ่ ตลาดท่าเรือส่งออก และตลาดต่างประเทศสองตลาดคือตลาดประเทศสิงค์โปร์ที่มีลักษณะเป็นตลาดเพื่อการซื้อขายล่วงหน้า และตลาดประเทศมาเลเซียที่มีลักษณะตลาดซื้อขายเพื่อเป็นวัตถุดิบ พบว่าความเร็วของการปรับตัวของราคาระหว่างตลาดนั้นก็จะมีสูงขึ้นตาม อันสืบเนื่องมาจากการที่เมื่อระดับตลาดสูงขึ้นผู้ประกอบการและผู้เกี่ยวข้องยิ่งมีการรับรู้ข้อมูล ข่าวสารการเปลี่ยนแปลงของราคาอย่างกว้างขวาง และรวดเร็วมากขึ้น และสามารถที่จะปรับตัวตามราคาในตลาดที่เปลี่ยนแปลงได้อย่างรวดเร็วและมีประสิทธิภาพ และระหว่างตลาดยางพาราสองตลาดต่างประเทศพบว่าความเร็วในการปรับตัวของราคาที่ตลาดสิงค์โปร์มีมากกว่าตลาดมาเลเซีย เนื่องจากราคายางพาราที่ตลาดสิงค์โปร์เป็นตลาดซื้อขายล่วงหน้า ซึ่งเป็นตลาดที่ใกล้เคียงกับตลาดแข่งขันสมบูรณ์มากที่สุด ทำให้การพิจารณาความเร็วของการปรับตัวของราคายางพารามีมากกว่าตลาดมาเลเซียที่เป็นตลาดซื้อขายยางพาราจริง เพื่อให้เป็นวัตถุดิบในการผลิตจริงๆ

5.2.5 ผลการคำนวณหาดัชนีความเชื่อมโยงตลาด (Index of Market Connection : IMC)

การคำนวณดัชนีความเชื่อมโยงตลาดนั้นสามารถประยุกต์ได้จากแบบจำลองของ Ravallion (1986) คือค่าสัมประสิทธิ์ของราคาในตลาดปลายทางหารด้วยค่าสัมประสิทธิ์ของราคาในตลาดต้นทางซึ่งก็คือ

$$\text{Index of Market Connection: IMC} = \frac{a_6}{a_2}$$

โดยที่ a_2 และ a_6 จากสมการ

$$\Delta P_t^i = a_1 + a_2 \Delta P_t^j + a_3 \Delta \sigma^{ij} + a_4 \hat{\varepsilon}_{t-1} + a_5 \Delta P_{t-1}^j + a_6 \Delta P_{t-1}^i + a_7 \Delta \sigma_{t-1}^{ij} + e_{ij}$$

ดัชนีความเชื่อมโยงตลาดที่คำนวณได้นั้น โดยทั่วไปจะมีค่ามากกว่า 0 เมื่อดัชนีความเชื่อมโยงตลาด มีค่าเข้าใกล้ 0 คือ a_6 มีค่าน้อย และ a_2 มีค่ามาก แสดงว่ามีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดสูง ซึ่งหมายความว่าราคาจากตลาดต้นทางมีผลต่อการกำหนดราคาที่ตลาดปลายทางมากกว่าราคาของตลาดปลายทางในคาบที่ผ่านมา หรือว่าราคาของตลาดปลายทางในคาบที่ผ่านมาไม่มีผลต่อการกำหนดราคาของตลาดปลายทาง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1. ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดท้องถิ่นสงขลากับตลาดกลางหาดใหญ่

$$IMC_{PHR,PFR} = \frac{0.0652}{0.9178} = 0.071$$

2. ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท่าเรือส่งออก

$$IMC_{PER,PHR} = \frac{0.2299}{0.9089} = 0.253$$

3. ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสิงค์โปร์

$$IMC_{PSR,PER} = \frac{0.0771}{1.0789} = 0.072$$

4. ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดมาเลเซีย

$$IMC_{PMR,PER} = \frac{0.0441}{0.9109} = 0.484$$

จากผลการคำนวณดัชนีความเชื่อมโยงตลาดพบว่าดัชนีความเชื่อมโยงตลาดท้องถิ่นสงขลากับตลาดกลางหาดใหญ่มีค่าเข้าใกล้ 0 มากที่สุดคือ 0.071 แสดงว่าระดับความเชื่อมโยงตลาดมีค่าสูงสุดรองลงมาคือระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสิงค์โปร์ ตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท่าเรือส่งออกตามลำดับ และความเชื่อมโยงตลาดต่ำสุดคือระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดมาเลเซีย

5.3 สรุปการกำหนดราคาระหว่างตลาดยางพารา

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวพบว่าทุกระดับตลาดมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพกัน(มีCointegration) และการประมาณสมการการกำหนดราคาพบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดยางพาราต้นทางภายในประเทศไปยังตลาดปลายทางต่างประเทศที่ตลาดสิงค์โปร์และมาเลเซียได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.11 สรุปผลการกำหนดราคายางพาราตามสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$

สมการ	ตลาดต้นทาง	ตลาดปลายทาง	a_1	a_2	a_3
1	PFR(ตลาดท้องถิ่นสงขลา)	PHR(ตลาดกลางหาดใหญ่)	0.9081	1.0365	0.1866
2	PHR(ตลาดกลางหาดใหญ่)	PER(ตลาดท่าเรือส่งออก)	2.3723	1.0738	-0.4543
3	PER(ตลาดท่าเรือส่งออก)	PSR(ตลาดสิงค์โปร์)	-0.4697	1.1017	0.0328
4	PER(ตลาดท่าเรือส่งออก)	PMR(ตลาดมาเลเซีย)	-1.7942	0.9979	2.6659

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า สมการที่ 1 การกำหนดราคาระหว่างข้อมูลราคายางพาราที่ตลาดท้องถิ่นสงขลาไปยังกลางหาดใหญ่ สมการที่ 2 การกำหนดราคาระหว่างตลาดกลางหาดใหญ่ไปยังตลาดท่าเรือส่งออก สมการที่ 3 การกำหนดราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดสิงค์โปร์ และสมการที่ 4 การกำหนดราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดประเทศมาเลเซีย พบว่าต่างก็มีประสิทธิภาพการกำหนดราคา ยกเว้นการกำหนดราคาระหว่างตลาดกลางหาดใหญ่กับตลาดท่าเรือส่งออกที่ไม่มีประสิทธิภาพ ปัจจัยเสี่ยงเนื่องจากความผันผวนของราคามีอิทธิพลต่อการส่งผ่านราคาทุกสมการ ยกเว้นสมการที่ 3

ส่วนผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้นของข้อมูลราคายางพารานั้น เมื่อทำการเปรียบเทียบความเร็วในการปรับตัวของข้อมูลราคาแล้วพบว่า ความเร็วของการปรับตัวของข้อมูลราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดประเทศสิงค์โปร์ มีความเร็วในการปรับของข้อมูลราคาเข้าสู่ดุลยภาพเร็วที่สุดในตลาดยางพารา รองลงมาเป็นการปรับของข้อมูลราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดมาเลเซีย ตลาดกลางหาดใหญ่ไปยังตลาดท่าเรือส่งออก และระหว่างตลาดท้องถิ่นสงขลาไปยังกลางหาดใหญ่ที่มีการปรับตัวของราคาช้าที่สุดในระบบตลาดยางพาราที่ทำการศึกษา

ผลสรุปดัชนีการส่งผ่านราคาตลาดยางพาราพบว่า ดัชนีการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดท้องถิ่นสงขลาไปยังตลาดกลางหาดใหญ่มีค่าเท่ากับ 0.071 น้อยที่สุดแสดงว่าตลาดทั้งสองมีความเชื่อมโยงตลาดกันมากที่สุดในระบบตลาดยางพารา ถัดมาคือดัชนีการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดสิงค์โปร์มีค่าเท่ากับ 0.072 ส่วนดัชนีการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดกลางหาดใหญ่ไปยังตลาดท่าเรือส่งออกมีค่าเท่ากับ 0.253 และดัชนีการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดมาเลเซียมีค่าเท่ากับ 0.484 ซึ่งทั้งหมดนั้นเรียงจากความเชื่อมโยงตลาดกันมากที่สุดแล้วลดลงมาตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.4 สถานการณ์ข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดระดับต่างๆ

ระดับราคามันสำปะหลังที่ได้แบ่งเพื่อใช้ในการศึกษาครั้งนี้ แบ่งออกเป็นตั้งแต่ตลาดภายในประเทศ คือตลาดมันสำปะหลังทีท้องถิ่น ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ตลาดท่าเรือส่งออกกรุงเทพฯ และปลายทางที่ตลาดต่างประเทศ คือตลาดประเทศสหภาพยุโรป เนื่องจากประเทศในกลุ่มสหภาพยุโรปยังเป็นตลาดส่งออกหลักของมันสำปะหลังไทย

5.4.1 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่น (PFC) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่นจากตารางที่ 5.12 พบว่า ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่น ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 0.43 ถึง 1.83 บาท โดยที่ระดับราคามันสำปะหลังที่ตลาดถิ่นมีการเคลื่อนไหวขึ้นลง ไม่มากนัก และพบว่าช่วงปี 2542 ระดับราคามีแนวโน้มที่ลดลง

ตารางที่ 5.12 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่น ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	0.70	0.60	1.08	1.05	0.68	1.08
กุมภาพันธ์	0.64	0.57	1.15	1.00	0.67	1.29
มีนาคม	0.66	0.57	1.25	1.00	0.67	1.55
เมษายน	0.62	0.52	1.22	0.91	0.65	1.65
พฤษภาคม	0.57	0.54	1.19	0.86	0.55	1.67
มิถุนายน	0.55	0.63	1.25	0.81	0.53	1.68
กรกฎาคม	0.53	0.63	1.34	0.74	0.53	1.83
สิงหาคม	0.48	0.69	1.35	0.70	0.59	1.47
กันยายน	0.45	0.95	1.09	0.69	0.67	1.27
ตุลาคม	0.48	0.91	1.05	0.76	0.71	1.01
พฤศจิกายน	0.56	1.08	1.06	0.73	0.87	1.12
ธันวาคม	0.59	1.17	1.23	0.75	0.98	0.94

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.4.2 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ (PBC) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯจากตารางที่ 5.12 พบว่า ราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ระหว่างกิโลกรัมละ 2.03 ถึง 3.64 บาท จากการเคลื่อนไหวของระดับราคาเริ่มมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในปี 2538 ถึง 2540 แต่ว่าราคาจะมีการเปลี่ยนแปลงอย่างมากในช่วงหลังปี 2540 ที่พบว่าระดับราคามีแนวโน้มลดลงอย่างรุนแรง และระดับราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพนี้อยู่ในระดับที่สูงกว่าราคาที่ตลาดท้องถิ่น

ตารางที่ 5.13 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	2.51	2.16	3.04	3.38	2.48	2.71
กุมภาพันธ์	2.25	2.17	3.00	2.91	2.48	3.49
มีนาคม	2.24	2.04	3.06	2.90	2.29	3.64
เมษายน	2.14	2.09	2.98	2.91	2.21	3.30
พฤษภาคม	2.10	2.20	3.04	3.03	2.21	3.11
มิถุนายน	2.10	2.23	3.06	3.12	1.98	3.09
กรกฎาคม	2.10	2.33	3.10	3.02	1.99	3.16
สิงหาคม	2.10	2.42	3.16	3.06	1.91	3.25
กันยายน	2.10	2.57	3.19	3.05	1.93	3.33
ตุลาคม	2.03	2.94	3.18	3.20	2.03	3.23
พฤศจิกายน	2.06	2.97	3.20	2.48	2.39	3.27
ธันวาคม	2.13	3.02	3.26	2.48	2.58	2.84

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.4.3 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PEC) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางท่าเรือส่งออกจากตารางที่ 5.13 พบว่า ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 2.39 ถึง 3.69 บาท จากการเคลื่อนไหวของระดับราคาเริ่มมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในปี 2538 ถึง 2540 และราคาเริ่มมีแนวโน้มลดลงในปี 2541 และค่อนข้างผันผวนช่วงระหว่างปี 2542 ซึ่งพบว่าราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกในช่วงปี 2541 ถึง 2542 มีบ้างช่วงที่ระดับราคาผันผวนลดลงต่ำกว่าราคาที่ตลาดกลางกรุงเทพฯ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.14 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	3.43	2.74	3.26	3.66	2.53	3.93
กุมภาพันธ์	3.04	2.44	3.34	3.27	2.43	3.59
มีนาคม	2.78	2.43	3.37	3.27	2.30	3.21
เมษายน	2.87	2.45	3.37	3.24	2.12	3.19
พฤษภาคม	2.93	2.54	3.37	3.33	2.09	3.10
มิถุนายน	2.67	2.78	3.39	3.38	2.16	3.28
กรกฎาคม	2.56	2.94	3.61	3.24	2.40	3.29
สิงหาคม	2.56	2.95	3.69	3.12	2.26	3.37
กันยายน	2.61	3.21	3.58	3.08	2.56	3.32
ตุลาคม	2.64	3.27	3.61	2.96	2.78	3.18
พฤศจิกายน	2.39	3.27	3.64	2.73	2.84	3.10
ธันวาคม	2.36	3.33	3.71	2.65	3.28	3.07

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.4.4 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดสหภาพยุโรป (PEuC) ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯจากตารางที่ 5.14 พบว่า ราคามันสำปะหลังที่ตลาดสหภาพยุโรปมีแนวโน้มการเคลื่อนไหวที่ลดลงในช่วงปี 2537 ถึง 2541 และหลังจากนั้นราคาเริ่มมีการปรับตัวสูงขึ้น และระดับราคาที่ตลาดสหภาพยุโรปเป็นระดับราคาที่สูงกว่าราคาภายในประเทศไทยอย่างเห็นได้ชัดเจน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

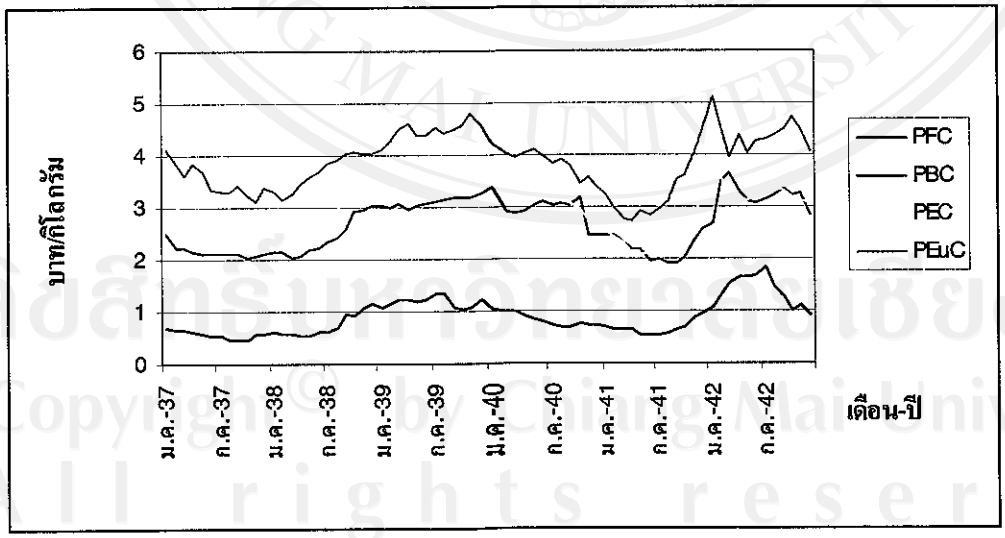
ตารางที่ 5.15 ราคามันสำปะหลังที่ตลาดสหภาพยุโรป ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	4.11	3.32	4.13	4.22	3.23	5.11
กุมภาพันธ์	3.84	3.16	4.26	4.04	2.99	4.53
มีนาคม	3.61	3.27	4.49	3.96	2.78	3.96
เมษายน	3.83	3.48	4.60	4.02	2.74	4.37
พฤษภาคม	3.68	3.58	4.38	4.13	2.93	4.05
มิถุนายน	3.36	3.69	4.39	3.99	2.84	4.26
กรกฎาคม	3.29	3.86	4.52	3.85	2.97	4.32
สิงหาคม	3.32	3.93	4.41	3.91	3.12	4.37
กันยายน	3.43	4.04	4.49	3.80	3.53	4.50
ตุลาคม	3.22	4.06	4.59	3.47	3.63	4.72
พฤศจิกายน	3.12	4.02	4.79	3.57	4.06	4.51
ธันวาคม	3.40	4.04	4.59	3.37	4.51	4.09

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

แผนภาพที่ 5.2 แสดงราคามันสำปะหลังที่ระดับตลาดต่างๆ ระหว่างปี 2537-2542



หมายเหตุ : PFC คือราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่น PBC คือราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ

PEC คือราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก PEuC คือราคามันสำปะหลังสหภาพยุโรป

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากแผนภาพที่ 5.2 โดยสรุปลักษณะการเคลื่อนไหวของราคามันสำปะหลังพบว่า ราคาทั้ง 4 ระดับตลาดมีการเปลี่ยนแปลงไม่มากนัก คือเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างระดับราคากิโลกรัมละ 0.45-5.11บาท และจากแผนภาพทำให้ทราบว่าระดับราคาระหว่างตลาดที่เห็นความแตกต่างกันมาก คือ ระหว่างตลาดท้องถิ่นและตลาดกลางขายส่ง และระดับราคาจะเพิ่มสูงขึ้นตามระดับตลาด เริ่มจากตลาดท้องถิ่น ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ตลาดท่าเรือส่งออก และตลาดสหภาพยุโรป

5.5 ผลการศึกษาการกำหนดราคาตลาดมันสำปะหลัง

การศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาการกำหนดราคาระหว่างตลาดสองระดับตลาดคือตลาดต้นทางไปยังตลาดปลายทางของตลาดมันสำปะหลัง โดยจะเป็นการพิจารณาทีละคู่ระหว่างระดับตลาดและให้เป็นไปในทิศทางเดียว ซึ่งจะเริ่มตั้งแต่ตลาดท้องถิ่นไปตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯไปตลาดท่าเรือส่งออก ไปสิ้นสุดที่ตลาดท่าเรือส่งออกไปตลาดสหภาพยุโรป

จากสมการการกำหนดราคาสมการ ข้อมูลราคามันสำปะหลังที่นำมาทดสอบการกำหนดราคาครั้งนี้ มีลักษณะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งในการจะหาความสัมพันธ์ของราคาในแต่ละตลาดนั้น จำเป็นต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลราคาเหล่านี้ก่อน ซึ่งก็คือการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey and Fuller test: ADF แล้วจะทำให้ทราบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่งหรือไม่ เมื่อมีลักษณะนิ่งที่ระดับ integration เท่าใดแล้วนั้น จะพิจารณานำเอาข้อมูลราคาที่มีอันดับ integration เดียวกันมาทำการทดสอบการกำหนดราคาได้ต่อไป ซึ่งผลการทดสอบมีดังต่อไปนี้

5.5.1 ผลการทดสอบ Unit Root ข้อมูลราคามันสำปะหลัง

ผลการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดระดับท้องถิ่น (PFC) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -4.1594 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -4.1296 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.1080 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดระดับท้องถิ่น (PFC) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางกรุงเทพฯ (PBC) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.1138 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.0835 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5.0231 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ใน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางกรุงเทพฯ (PBC) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PEC) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference None ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -6.3902 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -6.3419 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -6.2738 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PEC) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดสหภาพยุโรป (PEuC) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.8973 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.8595 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5.7641 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดสหภาพยุโรป (PEuC) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดระดับท้องถิ่น ($\sigma_{PBC,PFC}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.7495 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.7064 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5.6703 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่า ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดระดับท้องถิ่น ($\sigma_{PBC,PFC}$) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดกลางกรุงเทพฯ ($\sigma_{PEC,PBC}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -2.8482 ตามรูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -3.6774 และตามรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -4.0846 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ intercept ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่า ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดกลางกรุงเทพฯ ($\sigma_{PEC,PBC}$) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(0)

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างราคาที่ตลาดสหภาพยุโรปกับตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PEuC,PEC}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตามรูปสมการNone มีค่าเท่ากับ -7.5319 รูปสมการintercept มีค่าเท่ากับ -7.5582 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -7.6942 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่า ค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่า ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดสหภาพยุโรปกับตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PEuC,PEC}$) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ตารางที่ 5.16 แสดงค่าสถิติ t ของ a_1 ของข้อมูลราคามันสำปะหลัง

ราคามันสำปะหลังที่ตลาดต่างๆ	At level I(0)			At first differences I(1)			สรุป
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	
PFC	-0.4224	-1.8265	-1.8482	-4.1594	-4.1296	-4.1080	I(1)
PBC	-0.0314	-1.9696	-2.0013	-5.1138	-5.0835	-5.0231	I(1)
PEC	-0.2330	-2.0942	-2.1113	-6.3901	-6.3419	-6.2738	I(1)
PEuC	-0.1873	-2.0993	-2.1593	-5.8972	-5.8595	-5.7641	I(1)
$\sigma_{PBC,PFC}$	-3.1219	-3.5107	-3.8781	-5.7495	-5.7064	-5.6703	I(1)
$\sigma_{PEC,PBC}$	-0.8482	-3.6774	-4.0846	-8.5456	-8.4861	-8.5006	I(0)
$\sigma_{PEuC,PEC}$	-0.0034	-3.0915	-3.8269	-7.5319	-7.5582	-7.694	I(1)
ค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01	-2.5958	-3.5253	-4.0928	-2.5963	-3.5267	-4.0948	

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : PFC คือราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่น PBC คือราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ
PEC คือราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก PEuC คือราคามันสำปะหลังสหภาพยุโรป

จากการทดสอบ unit root ในตลาดมันสำปะหลัง พบว่าตัวแปรข้อมูลราคามันสำปะหลังทุกระดับตลาดและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานต่างก็มีอันดับ integration เป็น I(1) ยกเว้นส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดกลางกรุงเทพฯ ($\sigma_{PEC,PBC}$) ที่มีอันดับ integration เป็น I(0) ดังนั้นเมื่อมีการจับคู่ระหว่างตลาดต้นทางและตลาดปลายเพื่อทำการทดสอบการส่งผ่านราคา ในทิศทางไปทิศทางเดียวนั้น เราสามารถนำตัวแปรทุกตัวไปหาความสัมพันธ์ของราคาเชิงดุลยภาพระหว่างตลาดได้ ยกเว้นส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระหว่างราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

กับตลาดกลางกรุงเทพฯ ($\sigma_{PEC,PBC}$) ที่มีอันดับ integration เป็น I(0) เราจะไม่นำเข้ามาหาความสัมพันธ์ด้วย

5.5.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ของระดับราคามันสำปะหลัง

การทดสอบคุณสมบัติ Cointegration นั้นได้ใช้การทดสอบแบบ Engel และ Granger โดยนำส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ ($\hat{\varepsilon}_t$) ที่ประมาณได้จากการถดถอยสมการการกำหนดราคาในระยะยาวสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$ มาทดสอบคุณสมบัติ Cointegration

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{m=1}^{p} a_n \Delta \hat{\varepsilon}_{t-m} + v_t \qquad (5.2)$$

โดยทดสอบสมมติฐานหลัก $H_0 : \gamma = 0$ เปรียบเทียบค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต ซึ่งถ้าค่า t-statistics ของ γ น้อยกว่าค่าวิกฤต ทำให้ปฏิเสธ H_0 จะสามารถสรุปได้ว่าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือมีลักษณะนิ่ง แสดงว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวหรือว่ามีความเชื่อมโยงตลาดในระยะยาว ดังนั้นผลการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ของราคามันสำปะหลังได้ดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.17 ค่าสัมประสิทธิ์และค่าสถิติต่างๆจากผลการทดสอบ Cointegration ของข้อมูลราคามันสำปะหลัง ตามสมการ $\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{m=1}^{p} a_n \Delta \hat{\varepsilon}_{t-m} + v_t$

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	γ	R^2	D.W.	cointegration
PFC	PBC	-0.2714*** (-3.317410)	0.4359	2.0203	มี cointegration
PBC	PEC	-0.4682*** (-4.625140)	0.4909	1.940	มี cointegration
PEC	PEuC	-0.5655*** (-5.29430)	0.4859	1.9182	มี cointegration

หมายเหตุ : PFC คือราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่น PBC คือราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ
PEC คือราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก PEuC คือราคามันสำปะหลังสหภาพยุโรป
***ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01
ตัวเลขในวงเล็บเป็นค่าสถิติ t ของ γ ที่คำนวณได้

จากตารางที่ 5. 17 พบว่าผลการทดสอบ unit root สำหรับ residuals จากสมการเพื่อทดสอบ Cointegration ของราคามันสำปะหลังระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางกรุงเทพฯ พบว่าค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -3.3174 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 แสดงว่าราคามันสำปะหลังระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ มีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ส่วนระหว่างราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางกรุงเทพฯกับราคาที่ตลาดท่าส่งออก พบว่าค่า t- statistics ของ γ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -4.6251 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 แสดงว่าราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับราคาที่ตลาดท่าส่งออกมีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

สุดท้ายระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสหภาพยุโรป พบว่าค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -5.2943 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 แสดงว่าราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสหภาพยุโรปมีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดังนั้นเมื่อพิจารณาแล้วพบว่าราคาทุกระดับตลาดของมันสำปะหลังต่างมีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว เราจึงสามารถสรุปสมการการกำหนดราคาในระยาว (long run price transmission) ได้แสดงในตารางที่ 5.18

ตารางที่ 5.18 ค่าประมาณการของสมการการกำหนดราคาในระยะยาว: long run price transmissionของข้อมูลราคามันสำปะหลัง $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$

ตลาดต้นทาง (P^j)	ตลาดปลายทาง (P^i)	a_1	a_2	a_3	R^2
PFC	PBC	1.5196*** (14.8917)	1.3346*** (11.265)	-0.6760 (-2.2391)	0.6932
PBC	PEC	1.0054*** (5.8956)	0.7475*** (11.922)	-	0.6700
PEC	PEuC	0.3070** (1.9498)	1.1339*** (22.370)	3.9680** (3.2105)	0.8842

หมายเหตุ : PFC คือ ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่น PBC คือราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ
PEC คือ ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออก PEuC คือ ราคามันสำปะหลังสหภาพยุโรป
ตัวเลขในวงเล็บเป็นค่าสถิติ t ของ γ ที่คำนวณได้
** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 *** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01

สรุปสมการการกำหนดราคามันสำปะหลังในระยะยาวได้ 3 สมการดังนี้

สมการที่ 1 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯ

$$PBC = 1.5196 + 1.3346PFC - 0.6766\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่นมีการเปลี่ยนแปลงไป 1บาทจะมีผลทำให้ราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯเปลี่ยนแปลงไป 1.3346 บาทในทิศทางเดียวกันและพบว่าความเสี่ยงจากความผันผวนของราคาไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.6932 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

สมการที่ 2 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก

$$PEC = 1.0054 + 0.7475PBC + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคามันสำปะหลังที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯมีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาทจะมีผลทำให้ราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออกเปลี่ยนแปลงไป 0.7475 บาท และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.6700 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญ ที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

สมการที่ 3 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสหภาพยุโรป

$$PEuC = 0.3070 + 1.1339PEC + 3.9680\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสหภาพยุโรป ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคามันสำปะหลังที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาท จะมีผลทำให้ราคามันสำปะหลังที่ตลาดสหภาพยุโรปเปลี่ยนแปลงไป 1.1339 บาท ในทิศทางเดียวกันและพบว่าความเสี่ยงจากความผันผวนของราคามีผลกระทบต่อการส่งผ่านราคาด้วยเหมือนกัน และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.8842 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญ ที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.5.3 ผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคา

หลังจากที่ได้ทดสอบการกำหนดราคาในระยะยาว(long-run price transmission) หรือการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ระหว่างระดับตลาดมันสำปะหลังทุกคู่แล้วนั้น เราตั้งสมมติฐาน $H_0 : a_2 = 1$ โดยที่ a_2 คือค่าสัมประสิทธิ์ของ P^j จากสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$ มีความหมายว่า สมการกำหนดราคาระยะยาว สำหรับทุกระดับการกำหนดราคามีค่าเท่ากับ 1

ผลการศึกษาตาม ตารางที่ 5.19 ทำให้สามารถสรุปผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคายางพาราระหว่างตลาดระดับต่างๆได้ดังนี้

1. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯมีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 1.3346 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า ค่า Chi-squared เท่ากับ 3.2941 ซึ่งมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตที่นัยสำคัญ 0.05 คือไม่สามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่า การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯมีประสิทธิภาพ

2. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 0.7475 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า ค่า Chi-squared เท่ากับ 16.2214 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตที่นัยสำคัญ 0.05 คือสามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าไม่เท่ากับ 1 แสดงว่า การส่งผ่านราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออกไม่มีประสิทธิภาพ

3. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสหภาพยุโรปมีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 1.1339 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า ค่า Chi-squared เท่ากับ 6.9861 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตที่นัยสำคัญ 0.05 คือสามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่า การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสหภาพยุโรปไม่มีประสิทธิภาพ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.19 ค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาและผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาของราคามันสำปะหลัง

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	a_2	F-statistic $H_0 : a_2 = 1$	Chi-squared $H_0 : a_2 = 1$	Wald-test
PFC	PBC	1.3346	3.2941 (0.073811)	3.2941 (0.069527)	มีประสิทธิภาพ
PBC	PEC	0.7475	16.2213 (0.000141)	16.2214 (0.000056)	ไม่มีประสิทธิภาพ
PEC	PEuC	1.1339	6.9861 (0.010158)	6.9861 (0.008214)	ไม่มีประสิทธิภาพ

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ คือค่า Probability significance level

5.5.4 ผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น(Error Correction Mechanism) : ECM

สำหรับการกำหนดราคาในระยะสั้น(short-run price transmission) จากตลาดต้นทางไปตลาดปลายทางของตลาดมันสำปะหลัง ซึ่งรวมอิทธิพลของค่าคลาดเคลื่อนที่มาจากดุลยภาพระยะยาว ในคาบที่แล้ว ที่มีต่อการปรับตัวของราคามันสำปะหลังนั้น ประมาณค่าจากแบบจำลองดังนี้

$$\Delta P_t^i = a_1 + a_2 \Delta P_t^j + a_3 \Delta \sigma^{ij} + a_4 \hat{\varepsilon}_{t-1}^{i} + a_5 \Delta P_{t-1}^j + a_6 \Delta P_{t-1}^i + a_7 \Delta \sigma_{t-1}^{ij} + e_{ij} \qquad (5.2)$$

โดยกำหนดให้

P_t^i คือ ข้อมูลราคายางพารา ระดับตลาดปลายทาง ณ เวลา t

P_t^j คือข้อมูลราคายางพารา ระดับตลาดต้นทาง ณ เวลา t

เมื่อเราทราบถึงสมการการกำหนดราคาระยะสั้นแล้ว จะทำให้สามารถหาค่าความเร็วของการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพ (speed of adjustment) ซึ่งพิจารณาจากสัมประสิทธิ์ที่อยู่หน้า error term ในคาบที่แล้ว คือ a_4

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น : ECM ของราคามันสำปะหลังสามารถสรุปได้ดังนี้

1. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯ

$$\Delta PBC = 0.0042 + 0.4457\Delta PFC - 0.4272\Delta\sigma_{PBC,PFC} - 0.2724\varepsilon_{t-1} + 0.0643\Delta PFC_{t-1} + 0.1217\Delta PBC_{t-1} - 0.0137\Delta\sigma_{PBC,PFCt-1} + e_t$$

2. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก

$$\Delta PEC = 0.0373 + 0.3374\,\Delta PBC - 0.4695\sigma_{PEC,PBC} - 0.3041\varepsilon_{t-1} + 0.0445\Delta PBC_{t-1} + 0.1496\Delta PEC_{t-1} - 0.2958\Delta\sigma_{PEC,PBC} + e_t$$

3. การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดสหภาพยุโรป

$$\Delta PEuC = -0.0048 + 1.0488\Delta PEC + 2.0236\,\Delta\sigma_{PEuC,PEC} - 0.4364\varepsilon_{t-1} - 0.0905\Delta PEC_{t-1} + 0.0033\Delta PEuC_{t-1} - 1.1927\Delta\sigma_{PEuC,PEC} - + e_t$$

จากผลการทดสอบ ECM เพื่อหาความเร็วของการปรับตัวของราคา (ค่าสัมประสิทธิ์ a_4) เมื่อเปรียบเทียบกันแล้ว พบว่าความเร็วในการปรับตัวของราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสหภาพยุโรป มีการปรับตัวเร็วที่สุด คือมีค่าสัมประสิทธิ์ a_4 เท่ากับ -0.4364 รองลงมาคือราคาระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออกมีค่าสัมประสิทธิ์ a_4 เท่ากับ -0.3041 และที่มีความเร็วช้าที่สุด คือตลาดที่ท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯมีการปรับตัวช้าที่สุด คือมีค่าสัมประสิทธิ์ a_4 เท่ากับ -0.2724

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.20 ผลการทดสอบความเร็วในการปรับตัวของราคาเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพตามแบบจำลอง ECM ของตลาดมันสำปะหลัง

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	D.W
PFC	PBC	0.0042	0.4457	0.0090	**-0.2724*****	0.2527	1.9466
PBC	PEC	0.0373	0.3374	-0.4695	**-0.3041*****	0.3075	1.9009
PEC	PEuC	0.0048	1.0488	2.0236	**-0.4364*****	0.4781	1.9718

ที่มา : จากการคำนวณ

*** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01

ฉะนั้นสามารถสรุปได้ว่า เมื่อระดับตลาดมันสำปะหลังมีระดับที่สูงขึ้น ความเร็วของการปรับตัวของราคาระหว่างตลาดนั้นก็จะมีสูงขึ้นตาม อันสืบเนื่องมาจากการที่เมื่อระดับตลาดสูงขึ้น ผู้ประกอบการจะยิ่งมีการรับรู้ข้อมูล ข่าวสารการเปลี่ยนแปลงของราคาอย่างกว้างขวาง และรวดเร็วมากขึ้น และสามารถที่จะปรับตัวตามราคาในตลาดที่เปลี่ยนแปลงได้อย่างรวดเร็วและมีประสิทธิภาพ อีกทั้งการกำหนดราคามันสำปะหลังนั้นประเทศไทยยังต้องเป็นผู้รับราคาจากราคาตลาดโลก ทำให้ราคาตลาดโลกค่อนข้างมีอิทธิพลในการกำหนดราคาในตลาดส่งออกและตลาดภายในประเทศ

5.5.5 ผลการคำนวณหาดัชนีความเชื่อมโยงตลาด (Index of Market Connection : IMC)

$$\text{Index of Market Connection: IMC} = \frac{a_6}{a_2}$$

โดยที่ a_2 และ a_6 จากสมการ

$$\Delta P_t^i = a_1 + a_2 \Delta P_t^j + a_3 \Delta \sigma^{jj} + a_4 \hat{\varepsilon}_{t-1}^i + \sum_{h=1}^{p} a_{5h} \Delta P_{t-h}^j + \sum_{l=1}^{q} a_{6l} \Delta P_{t-l}^i + \sum_{m=1}^{s} a_{7m} \Delta \sigma_{t-m}^j + e_{ij}$$

ดัชนีความเชื่อมโยงตลาดที่คำนวณได้นั้น โดยทั่วไปจะมีค่ามากกว่า 0 เมื่อดัชนีความเชื่อมโยงตลาด มีค่าเข้าใกล้ 0 คือ a_6 มีค่าน้อย และ a_2 มีค่ามาก แสดงว่ามีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดสูง ซึ่งหมายความว่าราคาจากตลาดต้นทางมีผลต่อการกำหนดราคาที่ตลาดปลายทางมากกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ราคาของตลาดปลายทางในคาบที่ผ่านมา หรือว่าราคาของตลาดปลายทางในคาบที่ผ่านมาไม่มีผลต่อการกำหนดราคาของตลาดปลายทางเลย

1) ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดที่ท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ

$$IMC_{PBC,PFC} = \frac{0.1217}{0.4457} = 0.273$$

2) ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออก

$$IMC_{PEC,PBC} = \frac{0.1495}{0.3374} = 0.443$$

3) ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสหภาพยุโรป

$$IMC_{PEuC,PEC} = \frac{0.0120}{1.0201} = 0.003$$

จากผลการคำนวณดัชนีความเชื่อมโยงตลาดพบว่าดัชนีความเชื่อมโยงตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสหภาพยุโรปมีค่าเข้าใกล้ 0 มากที่สุดแสดงว่าระดับความเชื่อมโยงตลาดมีค่าสูงสุด รองลงมาคือระหว่างตลาดที่ท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ และความเชื่อมโยงน้อยที่สุดคือระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออก

5.6 สรุปการกำหนดราคาระหว่างตลาดมันสำปะหลัง

ผลการทดสอบการกำหนดราคาระหว่างตลาดมันสำปะหลังต้นทางภายในประเทศไปยังตลาดปลายทางต่างประเทศที่ตลาดสหภาพยุโรปได้ดังนี้

ตารางที่ 5.21 สรุปผลการกำหนดราคามันสำปะหลังตามสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$

สมการ	ตลาดต้นทาง	ตลาดปลายทาง	a_1	a_2	a_3
1	PEC (ตลาดท้องถิ่น)	PBC (ตลาดกลางขายส่ง)	1.5196	1.3346	-0.6760
2	PBC (ตลาดกลางขายส่ง)	PEC (ตลาดท่าเรือส่งออก)	1.0054	0.7475	-
3	PEC (ตลาดท่าเรือส่งออก)	PEuC(ตลาดสหภาพยุโรป)	0.3070	1.1339	3.9680

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว และการประมาณสมการที่ 1 การส่งผ่านระหว่างข้อมูลราคามันสำปะหลังที่ตลาดท้องถิ่นไปยังกลางขายส่งกรุงเทพฯ สมการที่ 2 การส่งผ่านราคาระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ไปยังตลาดท่าเรือส่งออก และสมการที่ 3 การส่งผ่านราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดสหภาพยุโรป ต่างก็มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวทั้งสิ้น แต่เมื่อทำการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่าสมการที่ 1 ระหว่างตลาดท้องถิ่นไปยังตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯเท่านั้นที่มีประสิทธิภาพการส่งผ่านราคา ส่วนความเสี่ยงเนื่องจากความผันผวนของราคาระหว่างตลาดกลับพบว่ามีผลต่อการส่งผ่านราคาที่ระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดสหภาพยุโรปเท่านั้น

ส่วนผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้นของข้อมูลราคามันสำปะหลังนั้น เมื่อทำการเปรียบเทียบความเร็วในการปรับตัวของข้อมูลราคาแล้วพบว่า ความเร็วของการปรับตัวของข้อมูลราคาระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดสหภาพยุโรป มีความเร็วในการปรับของข้อมูลราคาเข้าสู่ดุลยภาพเร็วที่สุดในตลาดมันสำปะหลัง ถัดมาเป็นการปรับตัวของข้อมูลราคาระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดท่าเรือส่งออก และระหว่าง ตลาดท้องถิ่นไปยังกลางขายส่งกรุงเทพฯที่มีการปรับตัวของราคาช้าที่สุดในระบบตลาดมันสำปะหลังที่ทำการศึกษา

การคำนวณหาดัชนีความเชื่อมโยงตลาดพบว่า ดัชนีความเชื่อมโยงตลาดระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดสหภาพยุโรปมีค่าน้อยที่สุด คือเท่ากับ 0.003 แสดงถึงว่าตลาดทั้งสองมีความเชื่อมโยงกันมาก

5.7 สถานการณ์ราคาข้าวโพดที่ตลาดระดับต่างๆ

ระดับราคาข้าวโพดที่ได้แบ่งเพื่อใช้ในการศึกษาครั้งนี้ แบ่งออกเป็นตั้งแต่ตลาดภายในประเทศ คือตลาดข้าวโพดที่ท้องถิ่น ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ตลาดท่าเรือส่งออกกรุงเทพฯ และปลายทางที่ตลาดต่างประเทศ คือตลาดชิคาโก เนื่องจากว่าสหรัฐอเมริกาเป็นผู้ผลิตข้าวโพดรายใหญ่ที่สุดของโลก ดังนั้นราคาที่ตลาดชิคาโกจึงเป็นราคาต่างประเทศที่ค่อนข้างมีอิทธิพลต่อราคาข้าวโพดทั่วโลก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.7.1 ราคาข้าวโพดที่ตลาดท้องถิ่น ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวข้อมูลราคาข้าว โพดที่ตลาดท้องถิ่นจากตารางที่ 5.20 พบว่า ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 2.99 ถึง 5.44 บาท และมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น โดยที่ราคาข้าวโพดทำราคาสูงสุดในปี 2541 ที่กิโลกรัมละ 5.44 บาท

ตารางที่ 5.22 ราคาข้าวโพดที่ตลาดท้องถิ่น ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	2.99	3.44	4.44	3.85	4.81	3.67
กุมภาพันธ์	2.99	3.52	4.54	3.77	5.06	3.73
มีนาคม	3.10	3.57	4.78	3.83	5.00	3.94
เมษายน	2.94	3.71	4.96	3.96	4.87	4.12
พฤษภาคม	3.03	3.75	5.16	4.01	5.24	4.56
มิถุนายน	3.13	3.8	5.20	3.90	5.34	4.73
กรกฎาคม	3.12	3.89	4.33	3.95	5.44	4.10
สิงหาคม	3.10	3.32	3.81	4.22	4.81	4.21
กันยายน	2.80	3.41	3.97	4.44	3.82	3.94
ตุลาคม	2.50	3.87	4.05	4.39	3.71	3.97
พฤศจิกายน	2.80	4.32	3.96	4.18	3.46	4.25
ธันวาคม	3.02	4.38	3.85	4.11	3.41	4.56

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.7.2 ราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯจากตารางที่ 5.21 พบว่า ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 2.88 ถึง 5.71 บาท และมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น และพบว่าการเคลื่อนไหวของระดับราคาในระหว่างปีนั้นเมื่อเริ่มต้นปีจะมีลักษณะการเคลื่อนที่มีการปรับตัวเพิ่มขึ้นเมื่อถึงช่วงปริมาณกลางปีตั้งแต่เดือนสิงหาคมราคาจะมีการปรับตัวลดลง เนื่องจากว่าประมาณเดือนกรกฎาคมเป็นฤดูเก็บเกี่ยว ทำให้ปริมาณผลผลิตข้าวโพดออกมามาก ระดับราคาจึงมีการปรับตัวลดลง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.23 ราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	3.01	4.02	5.00	4.23	5.24	4.19
กุมภาพันธ์	3.35	4.09	5.02	4.21	5.86	4.28
มีนาคม	3.53	4.15	5.39	4.21	5.75	4.43
เมษายน	3.54	4.30	5.54	4.47	5.36	4.46
พฤษภาคม	3.50	4.30	5.71	4.83	5.51	4.88
มิถุนายน	3.50	4.30	5.45	4.60	5.81	5.06
กรกฎาคม	3.46	4.41	4.93	5.01	5.87	4.79
สิงหาคม	3.42	3.75	4.34	5.24	4.96	4.73
กันยายน	3.02	3.77	4.35	5.17	4.36	4.25
ตุลาคม	2.88	4.06	4.45	5.01	4.07	4.31
พฤศจิกายน	3.07	4.36	4.3	4.80	3.86	4.93
ธันวาคม	3.17	4.36	4.25	4.66	3.97	5.21

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.7.3 ราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออก ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออกจากตารางที่ 5.22 พบว่าในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 3.23 ถึง 6.37 บาท และมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น และพบว่าการเคลื่อนไหวของระดับราคาของข้าวโพดที่ท่าเรือส่งออกนั้น เป็นระดับราคาที่สูงที่สูงเมื่อเทียบกับระดับราคาภายในประเทศระดับต่างๆ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.24 ราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออก ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	3.45	4.1	5.26	4.45	5.45	4.44
กุมภาพันธ์	3.60	4.52	5.45	4.65	5.98	4.59
มีนาคม	3.78	4.66	5.68	4.73	6.03	4.76
เมษายน	3.85	4.75	5.80	4.80	6.09	4.79
พฤษภาคม	3.91	5.21	6.04	5.05	6.21	5.07
มิถุนายน	3.85	5.48	5.70	4.88	6.05	5.23
กรกฎาคม	3.54	5.04	4.88	5.67	6.35	4.94
สิงหาคม	3.65	4.15	4.55	5.05	5.87	4.82
กันยายน	3.23	4.07	4.46	4.99	5.03	4.53
ตุลาคม	2.91	4.8	4.37	5.29	4.72	4.62
พฤศจิกายน	3.26	5.23	4.31	4.98	4.14	5.28
ธันวาคม	3.48	5.16	4.34	5.65	4.26	5.48

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

5.7.4 ราคาข้าวโพดที่ตลาดชิคาโก ในช่วงปี 2537-2542

ลักษณะความเคลื่อนไหวราคาข้าวโพดที่ตลาดชิคาโกนั้นจากตารางที่ 5.23 พบว่า ราคาที่ตลาดชิคาโกเป็นราคาโลก เนื่องจากประเทศสหรัฐอเมริกาเป็นผู้นำทางด้านการผลิตและการค้าข้าวโพดโลก จึงทำให้ราคาที่ตลาดชิคาโกเป็นระดับราคาที่มีอิทธิพลต่อราคาข้าวโพดของประเทศต่างๆและจากความสามารถทางด้านการผลิตที่มีประสิทธิภาพและคุณภาพเมล็ดพันธุ์ของสหรัฐอเมริกา ทำให้ราคาข้าวโพดที่ตลาดชิคาโกถูกกว่าที่อื่นๆ ในช่วงปี 2537 ถึง 2542 มีการเคลื่อนไหวอยู่ระหว่างกิโลกรัมละ 2.13 ถึง 5.76 บาท และมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

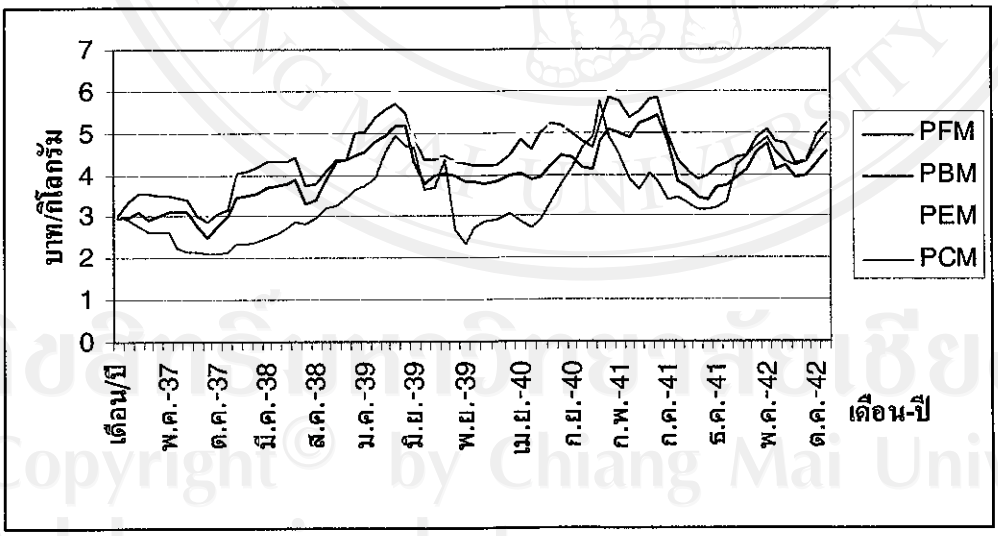
ตารางที่ 5.25 ราคาข้าวโพดที่ตลาดชิคาโก ระหว่างปี 2537-2542

หน่วย : บาท/กิโลกรัม

เดือน	ปี 2537	ปี 2538	ปี 2539	ปี 2540	ปี 2541	ปี 2542
มกราคม	3.04	2.33	3.62	2.71	5.76	3.23
กุมภาพันธ์	2.91	2.33	3.73	2.87	4.91	3.34
มีนาคม	2.80	2.42	3.93	2.94	4.44	4.23
เมษายน	2.65	2.48	4.55	3.07	3.90	4.45
พฤษภาคม	2.62	2.58	4.95	2.86	3.65	4.68
มิถุนายน	2.66	2.73	4.71	2.71	4.05	4.89
กรกฎาคม	2.26	2.87	4.67	2.94	3.83	4.56
สิงหาคม	2.16	2.83	3.64	3.38	3.39	4.32
กันยายน	2.15	2.99	3.67	3.80	3.46	4.21
ตุลาคม	2.13	3.23	4.38	4.18	3.30	4.32
พฤศจิกายน	2.13	3.28	2.69	4.66	3.16	4.69
ธันวาคม	2.18	3.44	2.36	4.87	3.18	4.98

ที่มา : สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2543)

แผนภาพที่ 5.3 ราคาข้าวโพดที่ตลาดระดับต่างๆ ระหว่างปี 2537-2542



หมายเหตุ : PFM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดท้องถิ่น PBM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ
PEM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออก PCM คือราคาข้าวโพดชิคาโก

จากแผนภาพที่ 5.3 โดยสรุปลักษณะการเคลื่อนไหวของราคาข้าวโพดพบว่าระดับราคาข้าวโพดภายในประเทศไทยนั้น มีแนวโน้มที่เพิ่มสูงขึ้น และระดับราคาจะเพิ่มสูงขึ้นตามระดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตลาดที่เพิ่มสูงขึ้นด้วย แต่ราคาที่ตลาดต่างประเทศคือราคาที่ชิคาโกกลับพบว่ามีระดับราคาต่ำกว่าที่ตลาดภายในประเทศในช่วงเวลาตั้งแต่ปี 2537 ถึง 2542 เนื่องจากว่าประเทศสหรัฐอเมริกาเป็นผู้นำทางด้านการผลิตข้าวโพดของโลก มีเทคโนโลยีทางการผลิตที่ก้าวหน้าและมีเมล็ดพันธุ์ข้าวโพดที่มีคุณภาพ ทำให้ผลผลิตข้าวโพดของประเทศสหรัฐอเมริกามีคุณภาพและมีต้นทุนในการผลิตต่ำ ซึ่งจะได้เปรียบกว่าประเทศอื่นๆ

5.8 ผลการศึกษาการกำหนดราคาตลาดข้าวโพด

การศึกษาครั้งนี้ได้พิจารณาการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดสองระดับตลาดคือตลาดต้นทางไปยังตลาดปลายทางของตลาดข้าวโพด โดยจะเป็นการพิจารณาทีละคู่ระหว่างระดับตลาด และให้เป็นไปในทิศทางเดียว ซึ่งจะเริ่มตั้งแต่ตลาดท้องถิ่นไปตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯไปตลาดท่าเรือส่งออก ไปสิ้นสุดที่ตลาดท่าเรือส่งออกไปตลาดชิคาโก

จากสมการการกำหนดราคา คือ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$ ข้อมูลราคาข้าวโพดที่นำมาทดสอบการกำหนดราคาครั้งนี้ มีลักษณะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งในการจะหาความสัมพันธ์ของราคาในแต่ละตลาดนั้น จำเป็นต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลราคาเหล่านี้ก่อน ซึ่งก็คือการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey and Fuller test: ADF แล้วจะทำให้ทราบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่งหรือไม่ เมื่อมีลักษณะนิ่งที่ระดับ integration เท่าใดแล้วนั้น จะพิจารณานำเอาข้อมูลราคาที่มีอันดับ integration เดียวกันมาทำการทดสอบการส่งผ่านราคาได้ต่อไป ซึ่งผลการทดสอบมีดังต่อไปนี้

5.8.1 ผลการทดสอบ Unit Root

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคาข้าวโพดตลาดระดับท้องถิ่น (PFM) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference มีดังนี้ที่รูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.9698 ตามรูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.9595 และตามรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5.9125 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดระดับท้องถิ่น (PFM) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ (PBM) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.5950 ตามรูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.5900 และตามรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5.5344 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

วิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ (PBM) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PEM) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการNone มีค่าเท่ากับ -5.0733 ตามรูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.0642 และตามรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5. 0145 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออก (PEM) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดชิคาโก (PCM) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.7233 ตามรูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.7334 และตามรูปสมการtrend and intercept มีค่าเท่ากับ -5. 7101 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่าข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดชิคาโก (PCM) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดระดับท้องถิ่น ($\sigma_{PBM,PFM}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.9662 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.9544 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5.9074 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่า ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดระดับท้องถิ่น ($\sigma_{PBM,PFM}$) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ($\sigma_{PBM,PEM}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตามรูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -5.5897 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -5.5921 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -5.5391 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่า ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ ($\sigma_{PBM,PEM}$) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ผลการทดสอบ unit root ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างราคาที่ตลาดชิคาโกกับตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PEM,PCM}$) พบว่าค่าสถิติ t ของ a_1 ที่ระดับ 1st difference ตาม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปสมการ None มีค่าเท่ากับ -7.5860 รูปสมการ intercept มีค่าเท่ากับ -7.5370 และรูปสมการ trend and intercept มีค่าเท่ากับ -7.4842 นำไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01พบว่าค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในรูปสมการแบบ None ทำให้ปฏิเสธสมมติฐาน H_0 หมายความว่า ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลราคาที่ตลาดชิคาโกกับตลาดท่าเรือส่งออก ($\sigma_{PEM,PCM}$) มีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ integration I(1)

ตารางที่ 5.26 แสดงค่าสถิติ t ของ a_1 ของข้อมูลราคาข้าวโพด

Tested Variable	At level I(0)			At first differences I(1)			สรุป
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	
PFM	0.0614	-2.7701	-3.2604	-5.9698	-5.9592	-5.9125	I(1)
PBM	0.0953	-2.6361	-3.1959	-5.5950	-5.5900	-5.5344	I(1)
PEM	0.1224	-2.5878	-2.8867	-5.0733	-5.0642	-5.0145	I(1)
PCM	0.1279	-1.7965	-2.8420	-5.7289	-5.7334	-5.7101	I(1)
$\sigma_{PBM,PFM}$	0.0813	-2.7693	-3.2635	-5.9662	-5.9544	-5.9074	I(1)
$\sigma_{PEM,PBM}$	0.1596	-2.5789	-0.1596	-5.5897	-5.5921	-5.5391	I(1)
$\sigma_{PCM,PEM}$	-2.2209	-3.3025	-2.2093	-7.5860	-7.5370	-7.4842	I(1)
ค่าวิกฤติที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01	-2.5958	-3.5253	-4.0928	-2.5963	-3.5267	-4.0948	

ที่มา : จากการคำนวณ

จากการทดสอบ Unit Root ในตลาดข้าวโพด พบว่าตัวแปรข้อมูลราคาข้าวโพดทุกระดับตลาดและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานต่างก็มีอันดับ integration เป็น I(1) ดังนั้นเมื่อมีการจับคู่ระหว่างตลาดต้นทางและตลาดปลายเพื่อทำการทดสอบการกำหนดราคา ในทิศทางไปทิศทางเดียวนั้น เราสามารถนำตัวแปรทุกตัวไปหาความสัมพันธ์ของราคาเชิงดุลยภาพระหว่างตลาดได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5.8.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) ของระดับราคาข้าวโพด

การทดสอบคุณสมบัติ Cointegration นั้นได้ใช้การทดสอบแบบ Engel และ Granger โดยนำส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ ($\hat{\varepsilon}_t$) ที่ประมาณได้จากการถดถอยสมการการกำหนดราคาในระยะยาวสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$ มาทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ดังสมการต่อไปนี้

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{m=1}^{p} a_n \Delta \hat{\varepsilon}_{t-m} + v_t \qquad (5.2)$$

โดยทดสอบสมมติฐานหลัก $H_0 : \gamma = 0$ เปรียบเทียบค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤติ ซึ่งถ้าค่า t-statistics ของ γ น้อยกว่าค่าวิกฤติ ทำให้ปฏิเสธ H_0 จะสามารถสรุปได้ว่าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือมีลักษณะนิ่ง แสดงว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวหรือว่ามีความเชื่อมโยงตลาดในระยะยาว ดังนั้นผลการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ของราคาข้าวโพดได้ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 5.27 ค่าสัมประสิทธิ์และค่าสถิติต่างๆจากผลการทดสอบ Cointegration ของข้อมูลราคาข้าวโพด ตามสมการ $\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{m=1}^{p} a_n \Delta \hat{\varepsilon}_{t-m} + v_t$

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	γ	R^2	D.W.	Cointegration
PFM	PBM	-0.4734*** (-4.6615)	0.4365	1.9274	มี Cointegration
PBM	PEM	-0.5275*** (-5.0132)	0.4641	1.9332	มี Cointegration
PEM	PCM	-0.4489*** (-4.4483)	0.4203	2.3112	มี Cointegration

หมายเหตุ : PFM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดท้องถิ่น PBM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ
PEM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออก PCM คือราคาข้าวโพดชิคาโก
ตัวเลขในวงเล็บเป็นค่าสถิติ t ของ γ ที่คำนวณได้
***ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากตารางที่ 5.27 พบว่าผลการทดสอบ unit root สำหรับ residuals จากสมการเพื่อทดสอบ Cointegration ของข้อมูลราคาข้าวโพดระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางกรุงเทพฯ พบว่าค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -4.6615 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 แสดงว่าข้อมูลราคาข้าวโพดระหว่างตลาดสวนกับตลาดกลางกรุงเทพฯ มีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ผลการทดสอบ unit root สำหรับ residuals จากสมการเพื่อทดสอบ Cointegration ของข้อมูลราคาข้าวโพดระหว่างตลาดกลางกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออก พบว่าค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -5.0132 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 แสดงว่าข้อมูลราคาข้าวโพดระหว่างตลาดกลางกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออก มีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ผลการทดสอบ unit root สำหรับ residuals จากสมการเพื่อทดสอบ Cointegration ของข้อมูลราคาข้าวโพดระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดชิคาโก พบว่าค่า t-statistics ของ γ ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ -4.4483 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (ตารางภาคผนวกที่ 8) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 แสดงว่าข้อมูลราคาข้าวโพดระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดชิคาโก มีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ดังนั้นเมื่อพิจารณาแล้วพบว่าข้อมูลราคาทุกระดับตลาดของข้าวโพดต่างมีคุณสมบัติ Cointegration หรือว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว เราจึงสามารถสรุปสมการการกำหนดราคาในระยาว (long run price transmission) ได้แสดงในตารางที่ 5.28

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 5.28 ค่าประมาณการของสมการการส่งผ่านราคาในระยะยาว: long run price transmissionของข้อมูลราคาข้าวโพด $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	a_1	a_2	a_3	R^2
PFM	PBM	1.7699** (1.9079)	6.7654** (1.9689)	-5.4558 (-1.6616)	0.9341
PBM	PEM	0.3074 (1.2714)	0.7981 (0.7996)	0.1958 (0.2042)	0.8871
PEM	PCM	0.2150** (0.4627)	0.6281*** (6.3942)	0.4123** (3.9867)	0.5243

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : PFM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดท้องถิ่น PBM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ
PEM คือราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออก PCM คือราคาข้าวโพดชิคาโก
*** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01
** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05

สรุปสมการการกำหนดราคาข้าวโพดในระยะยาวได้ 3 สมการดังนี้

สมการที่ 1 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯ

$$PBM = 1.7699 + 6.7654PFM - 5.4558\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ถ้าราคาข้าวโพดที่ตลาดท้องถิ่นมีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาทจะมีผลทำให้ราคาข้าวโพดที่ตลาดกลางกรุงเทพฯเปลี่ยนแปลงไป 6.7654 บาทในทิศทางเดียวกันและพบว่าความเสี่ยงเนื่องจากความผันผวนของราคาไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.9341 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการส่งผ่านราคาครั้งนี้ได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สมการที่ 2 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก

$$PEM = 0.3074+0.7981PBM+0.1958\sigma+ \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ จึงไม่สามารถสรุปผลการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดระดับนี้ได้ เนื่องจากการกำหนดราคาระหว่างตลาดนี้ ไม่ได้เกิดจากการกำหนดราคาจากระดับตลาดที่กลางขายส่ง การกำหนดราคาถูกกำหนดจากปัจจัยอื่นๆ ที่ไม่ได้ทำการศึกษาครั้งนี้

สมการที่ 3 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดชิคาโก

$$PCM = -0.2150 + 0.6281PEM+0.4123\sigma + \varepsilon_t$$

พบว่าการกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดชิคาโก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ถ้าราคาข้าวโพดที่ตลาดท่าเรือส่งออกมีการเปลี่ยนแปลงไป 1 บาทจะมีผลทำให้ราคาข้าวโพดที่ตลาดสหภาพยุโรปเปลี่ยนแปลงไป 0.6281 บาท ในทิศทางเดียวกันและพบว่าความเสี่ยงเนื่องจากความผันผวนของราคามีผลต่อการส่งผ่านราคาด้วยเหมือนกัน และจากการประมาณค่าจะได้ค่า R-Square เท่ากับ 0.5243 และค่า Prob.(F-Statistic) เท่ากับ 0.000 ผลการทดสอบสมการนี้ให้ค่าการประมาณอย่างมีนัยสำคัญที่ 0.000 จึงเชื่อมั่นได้ว่าสมการนี้สามารถอธิบายการกำหนดราคาครั้งนี้ได้

5.8.3 ผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคา

หลังจากที่ได้ทดสอบการกำหนดราคาในระยะยาว(long-run price transmission) หรือการทดสอบคุณสมบัติ Cointegration ระหว่างระดับตลาดมันสำปะหลังทุกคู่แล้วนั้น เราตั้งสมมติฐาน $H_0 : a_2 = 1$ โดยที่ a_2 คือค่าสัมประสิทธิ์ของ P^j จากสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3\sigma_t + \varepsilon_t$ มีความหมายว่า สมการกำหนดราคาระยะยาว สำหรับทุกระดับการกำหนดราคามีค่าเท่ากับ 1

ผลการศึกษาตามตารางที่ 5.29 ทำให้สามารถสรุปผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาข้าวโพดระหว่างตลาดระดับต่างๆได้ดังนี้

1) การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาที่ตลาดท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางกรุงเทพฯมีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 6.7654 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 และผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า ค่า Chi-squared เท่ากับ 2.8153 ซึ่งมีค่าน้อย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

กว่าค่าวิกฤติที่นัยสำคัญ 0.05 คือไม่สามารถปฏิเสธ H_0 ได้แสดงว่า a_2 มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่า การกำหนดราคาระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางกรุงเทพฯมีประสิทธิภาพ

2) การส่งผ่านราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดชิคาโกมีค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาเท่ากับ 0.6281 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01และและผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า ค่า Chi-squared เท่ากับ 4.3370 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติที่นัยสำคัญ 0.05 คือปฏิเสธ H_0 แสดงว่า a_2 มีค่าไม่เท่ากับ 1 แสดงว่า การกำหนดราคาระหว่างตลาดตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดชิคาโกไม่มีประสิทธิภาพ

ตารางที่ 5.29 ค่าสัมประสิทธิ์การกำหนดราคาและผลการทดสอบประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาของราคาข้าวโพด

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	a_2	F-statistic $H_0 : a_2 = 1$	Chi-squared $H_0 : a_2 = 1$	Wald-test
PFM	PBM	6.7654	2.8153 (0.097893)	2.8153 (0.093369)	มีประสิทธิภาพ
PEM	PCM	0.6281	4.3370 (0.000323)	4.3370 (0.000153)	ไม่มีประสิทธิภาพ

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ คือค่า Probability significance level

5.8.3 ผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น(Error Correction Mechanism) : ECM

สำหรับการกำหนดราคาในระยะสั้น(short-run price transmission) จากตลาดต้นทางไปตลาดปลายทางของตลาดข้าวโพด ซึ่งรวมอิทธิพลของค่าคลาดเคลื่อน (error) ที่มาจากดุลยภาพระยะยาว (long run equilibrium) ในคาบที่แล้ว ที่มีต่อการปรับตัวของราคาข้าวโพดนั้น จะประมาณค่าจากแบบจำลองดังนี้

$$\Delta P_t^i = a_1 + a_2 \Delta P_t^j + a_3 \Delta \sigma^{ij} + a_4 \hat{\varepsilon}_{t-1}^{i} + a_5 \Delta P_{t-1}^j + a_6 \Delta P_{t-1}^i + a_7 \Delta \sigma_{t-1}^{ij} + e_{ij} \qquad (5.2)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยกำหนดให้

P_t^i คือ ข้อมูลราคายางพารา ระดับตลาดปลายทาง ณ เวลา t

P_t^j คือข้อมูลราคายางพารา ระดับตลาดต้นทาง ณ เวลา t

เมื่อเราทราบถึงสมการการกำหนดราคาระยะสั้นแล้ว จะทำให้สามารถหาค่าความเร็วของการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพ (speed of adjustment) ซึ่งพิจารณาจากสัมประสิทธิ์ที่อยู่หน้า error term ในคาบที่แล้ว คือ a_4

โดยที่ผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น : ECM ของราคาข้าวโพด สามารถสรุปได้ดังนี้

สมการที่ 1 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาท้องถิ่นไปยังตลาดปลายทางที่ราคากลางขายส่งกรุงเทพฯ

$$\Delta PBM = 0.0036 + 787.3861\Delta PFM - 748.4154\sigma_{PBM,PFM} - 0.4464\varepsilon_{t-1} - 527.0202\Delta PFM_{t-1} + 0.0447\Delta PBM_{t-1} + 501.5381\Delta\sigma_{PBM,PFM} + e_t$$

สมการที่ 2 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคากลางขายส่งกรุงเทพฯ ไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดท่าเรือส่งออก

$$\Delta PEM = -0.0001 + -51.8173BM - 0.0147\sigma_{PEC,PBC} - 0.5170\varepsilon_{t-1} + 2.2004\Delta PBM_{t-1} + 0.0777\Delta PEM_{t-1} - 2.1995\Delta\sigma_{PEC,PBC} + e_t$$

สมการที่ 3 การกำหนดราคาระหว่างตลาดต้นทางจากราคาตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดปลายทางที่ตลาดชิคาโก

$$\Delta PCM = -0.1413 + 0.1101\Delta PEM - 0.2113\sigma_{PCM,PEC} - 0.0146\varepsilon_{t-1} - 0.1897\Delta PEM_{t-1} + 0.2332\Delta PCM_{t-1} + 0.0246\Delta\sigma_{PCM,PEM} + e_t$$

จากผลการทดสอบ ECM เพื่อหาความเร็วของการปรับตัวของราคา (ค่าสัมประสิทธิ์a_4) เมื่อเปรียบเทียบกันแล้ว พบว่าความเร็วในการปรับตัวของราคาระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ มีความเร็วในการปรับตัวของราคา คือมีค่าสัมประสิทธิ์a_4เท่ากับ -0.4464 ซึ่งมีความเร็วในการปรับตัวเร็วที่สุดในระบบตลาดข้าวโพด ถัดมาคือความเร็วในการปรับตัวระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออก คือมีค่าสัมประสิทธิ์a_4เท่ากับ -0.5170 ส่วนตลาด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ท่าเรือส่งออกกับตลาดชิคาโก มีค่าสัมประสิทธิ์ a_4 เท่ากับ -0.0146 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ จึงไม่นำมาพิจารณาความเร็วของการปรับตัวของราคาครั้งนี้ด้วย

ตารางที่ 5.30 ผลการทดสอบความเร็วในการปรับตัวของราคาเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพตามแบบจำลอง ECM ของตลาดข้าวโพด

ตลาดต้นทาง (P^i)	ตลาดปลายทาง (P^j)	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	D.W
PFM	PBM	0.0785	0.9164	-0.0163	**-0.4521*****	0.7498	2.0375
PBM	PEM	0.0805	0.7971	-0.0147	**-0.5170*****	0.5884	2.0174
PEM	PCM	-0.1413	0.1101	-0.2113	-0.0146	0.2303	1.8903

ที่มา : จากการคำนวณ

*** ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01

ฉะนั้นสามารถสรุปได้ว่า การปรับตัวของราคาเพื่อเข้าดุลยภาพของตลาดข้าวโพดนั้น พบว่าการปรับตัวของราคาข้าวโพดระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออกมีการปรับตัวของราคาที่เร็วที่สุดในการแบ่งระดับตลาดข้าวโพด ถัดมาเป็นการปรับตัวของราคาระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่ง ซึ่งแสดงให้เห็นว่าตลาดระดับล่างของข้าวโพดนั้นค่อนข้างมีประสิทธิภาพในการปรับตัวของราคา ส่วนการปรับตัวของราคาระหว่างท่าเรือส่งออกไปยังตลาดชิคาโกนั้น ผลการศึกษาครั้งนี้กลับพบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นจึงไม่สามารถนำมาพิจารณาความเร็วของการปรับตัวของราคาข้าวโพดได้

5.8.5 ผลการคำนวณหาดัชนีความเชื่อมโยงตลาด (Index of Market Connection: IMC)

$$\text{Index of Market Connection: IMC} = \frac{a_6}{a_2}$$

โดยที่ a_2 และ a_6 จากสมการ

$$\Delta P_t^j = a_1 + a_2 \Delta P_t^{ij} + a_3 \Delta \sigma^{ij} + a_4 \hat{\varepsilon}_{t-1}^{i} + \sum_{h=1}^{p} a_{5h} \Delta P_{t-h}^{j} + \sum_{l=1}^{q} a_{6l} \Delta P_{t-l}^{i} + \sum_{m=1}^{s} a_{7m} \Delta \sigma_{t-m}^{j} + e_{ij}$$

ดัชนีความเชื่อมโยงตลาดที่คำนวณได้นั้น โดยทั่วไปจะมีค่ามากกว่า 0 เมื่อดัชนีความเชื่อมโยงตลาด มีค่าเข้าใกล้ 0 คือ a_6 มีค่าน้อย และ a_2 มีค่ามาก แสดงว่ามีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดสูง ซึ่งหมายความว่าราคาจากตลาดต้นทางมีผลต่อการกำหนดราคาที่ตลาดปลายทางมากกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ราคาของตลาดปลายทางในคาบที่ผ่านมา หรือว่าราคาของตลาดปลายทางในคาบที่ผ่านมาไม่มีผลต่อการกำหนดราคาของตลาดปลายทางเลย

1. ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ

$$IMC_{PBC,PFC} = \frac{0.1766}{0.4376} = 0.404$$

2. ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออก

$$IMC_{PEC,PBC} = \frac{0.1495}{0.3374} = 0.443$$

3. ดัชนีความเชื่อมโยงระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสหภาพยุโรป

$$IMC_{PEuC,PEC} = \frac{0.0120}{1.0201} = 0.012$$

จากผลการคำนวณดัชนีความเชื่อมโยงตลาดพบว่าดัชนีความเชื่อมโยงตลาดท่าเรือส่งออกกับตลาดสหภาพยุโรปมีค่าเข้าใกล้ 0 มากที่สุดแสดงว่าระดับความเชื่อมโยงตลาดมีค่าสูงสุด รองลงมาคือระหว่างตลาดท้องถิ่นกับตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯ และความเชื่อมโยงน้อยที่สุดคือระหว่างตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯกับตลาดท่าเรือส่งออก

5.9 สรุปการกำหนดราคาระหว่างตลาดข้าวโพด

ผลการทดสอบการกำหนดราคาระหว่างตลาดข้าวโพดต้นทางภายในประเทศไปยังตลาดปลายทางต่างประเทศที่ตลาดชิคาโกได้ดังนี้

ตารางที่ 5.31 สรุปผลการกำหนดราคาระหว่างตลาดข้าวโพดตามสมการ $P_t^i = a_1 + a_2 P_t^j + a_3 \sigma_t + \varepsilon_t$

สมการ	ตลาดต้นทาง	ตลาดปลายทาง	a_1	a_2	a_3
1	PFM(ตลาดท้องถิ่น)	PBM (ตลาดกลางขายส่ง)	1.7699	6.7654	-5.4558
2	PEM(ตลาดท่าเรือส่งออก)	PCM (ตลาดสหภาพยุโรป)	0.2150	0.6281	0.4123

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลการทดสอบประสิทธิภาพการกำหนดราคาพบว่า สมการการกำหนดราคาระหว่างข้อมูลราคาข้าวโพดที่ตลาดท้องถิ่นไปยังกลางขายส่งกรุงเทพฯ พบว่ามีประสิทธิภาพการกำหนดราคา แต่ระหว่างตลาดท่าเรือส่งไปยังตลาดชิคาโกนั้นกลับพบว่าไม่มีประสิทธิภาพในการกำหนดราคา จากผลการศึกษาการกำหนดราคาของข้าวโพดครั้งนี้นั้น พบว่าการกำหนดราคานั้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่อนข้างที่จะไม่สามารถอธิบายการกำหนดราคาข้าวโพดทั้งระบบตลาดได้ เนื่องจากว่าข้อมูลราคาข้าวโพดภายในประเทศและต่างประเทศมีความแตกต่างกันมากและพบว่าระดับราคาข้าวโพดที่ตลาดชิคาโกนั้นจะอยู่ต่ำกว่าระดับราคาข้าวโพดภายในประเทศ สาเหตุมาจากการที่ประเทศสหรัฐอเมริกาเป็นประเทศที่ส่งออกข้าวโพดรายใหญ่ที่สุดของโลก ประกอบกับมีการพัฒนาคุณภาพเมล็ดพันธุ์ข้าวโพดอย่างต่อเนื่อง จึงสามารถผลิตข้าวโพดได้ปริมาณสูงและคุณภาพดีกว่าประเทศอื่นๆ ดังนั้นทำให้ประเทศสหรัฐอเมริกาใช้ต้นทุนในการผลิตข้าวโพดต่ำกว่าประเทศอื่นๆ จึงสามารถกำหนดราคาข้าวโพดส่งออกได้ต่ำกว่าประเทศอื่นๆ ดังนั้นจะเห็นได้ว่าราคาข้าวโพดภายในประเทศไม่สามารถมีอิทธิพลต่อราคาตลาดชิคาโกได้

ส่วนผลการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้นของข้อมูลราคาข้าวโพดนั้น เมื่อทำการเปรียบเทียบความเร็วในการปรับตัวของข้อมูลราคา แล้วพบว่า ความเร็วในการปรับตัวของราคาระหว่างตลาดกลางขายส่งไปยังตลาดท่าเรือส่งออก มีความเร็วในการปรับตัวของราคามีค่าเท่ากับ -0.5170 ซึ่งมีความเร็วในการปรับตัวเร็วที่สุดในระบบตลาดข้าวโพด ถัดมาคือความเร็วในการปรับตัวระหว่างตลาดท้องถิ่นไปยังตลาดกลางขายส่งกรุงเทพฯมีค่าเท่ากับ -0.4464

การคำนวณหาดัชนีความเชื่อมโยงตลาดพบว่า ดัชนีความเชื่อมโยงตลาดระหว่างตลาดท่าเรือส่งออกไปยังตลาดชิคาโกมีค่าน้อยที่สุด คือเท่ากับ 0.003 แสดงถึงว่าตลาดทั้งสองมีความเชื่อมโยงกันมาก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved