

บทที่ 4

ผลการวิเคราะห์

ในบทนี้ประกอบด้วย 2 หัวข้อใหญ่ ได้แก่ ผลการวิเคราะห์พฤติกรรมการณ์เคลื่อนไหวราคาและการพยากรณ์ราคาในอนาคตของข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ ด้วยแบบจำลอง ARIMA และผลการวิเคราะห์ความเชื่อมโยงของราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ในตลาดระดับต่างๆ ด้วยวิธี Granger causality test ในแบบจำลอง vector autoregressive (VAR)

ผลการวิเคราะห์พฤติกรรมการณ์เคลื่อนไหวของราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์

การวิเคราะห์พฤติกรรมการณ์เคลื่อนไหวและการพยากรณ์ราคาในอนาคตของข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ในครั้งนี้ จะพิจารณาราคาใน 3 ระดับตลาด ได้แก่ ตลาดท้องถิ่น ใช้ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม ตลาดกรุงเทพฯ ใช้ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ และราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในขณะที่ตลาดส่งออก จะใช้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศสหราชอาณาจักรและประเทศญี่ปุ่น และราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาและประเทศญี่ปุ่น โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 รวม 7 ปี (84 เดือน) ซึ่งสามารถแสดงผลการวิเคราะห์ได้ ดังต่อไปนี้

ในขั้นแรก ก่อนที่จะทำการกำหนดรูปแบบของแบบจำลอง ARIMA จะต้องทำการทดสอบว่าข้อมูลมีคุณสมบัติ stationary หรือไม่ เนื่องจากข้อมูลที่จะนำมากำหนดรูปแบบ ARIMA นั้น จะต้องเป็นข้อมูลที่มีคุณสมบัติ stationary เท่านั้น หากไม่เป็น stationary ก็จะต้องแปลงให้เป็น stationary เสียก่อน ดังนั้นจึงต้องมีการทดสอบคุณสมบัติ stationary ของชุดข้อมูลราคา 7 ชุดข้อมูลในทั้ง 3 ระดับตลาด ด้วยวิธี Augmented Dicky-Fuller test (ADF test) และ วิธี Phillips-Perron test (PP test) เพื่อให้ทราบถึงคุณสมบัติ stationary ของข้อมูลชุดต่างๆ นอกจากนั้นยังจะทำให้ทราบถึงระดับ integration ของข้อมูลอีกด้วย เพราะข้อมูลที่มีระดับ integration เท่ากันเท่านั้นที่จะสามารถนำไปวิเคราะห์ความเชื่อมโยงราคาในส่วนที่สองได้ ซึ่งผลการทดสอบชุดข้อมูลราคาในแนวระดับ (level) พบว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าสถิติ t จาก ADF test และ PP test ของทุกชุดข้อมูลราคามีค่ามากกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 (ค่าวิกฤติเท่ากับ -3.5113) หมายความว่าข้อมูลราคาทุกชุดมีคุณสมบัติ stationary หรือมีระดับ integration $I(0)$ โดยในกรณีของ ADF test พบว่า ข้อมูลราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP) จะมีคุณสมบัติ stationary เมื่อมีลักษณะของความเป็นแนวโน้มเข้ามาเกี่ยวข้อง

สรุปได้ว่าชุดข้อมูลราคาทุกชุดที่นำมาทำการทดสอบในครั้งนี้ มีคุณสมบัติ stationary และมีระดับของ integration ที่ $I(0)$ ดังแสดงไว้ในตารางที่ 4.1 ส่วนผลของการทดสอบ ADF test และ PP test แสดงไว้ในตารางภาคผนวกที่ ค1 ดังนั้นชุดข้อมูลราคาทั้งหมด จึงสามารถนำไปกำหนดรูปแบบ ARIMA ได้

ตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบคุณสมบัติ stationary ของข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์

ตัวแปร	ADF test	PP test
1. ตลาดท้องถิ่น		
ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) _t	stationary	stationary
2. ตลาดกรุงเทพฯ		
2.2 ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR) _t	stationary	stationary
2.2 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) _t	stationary	stationary
3. ตลาดส่งออก		
3.1 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยัง สหราชอาณาจักร (XFUK) _t	stationary	stationary
3.2 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศ ญี่ปุ่น (XFJP) _t	stationary (with trend)	stationary
3.3 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศ สหรัฐอเมริกา (XCUS) _t	stationary	stationary
3.4 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศ ญี่ปุ่น (XCJP) _t	stationary	stationary

ที่มา: สรุปจากตารางภาคผนวกที่ ค1

1. ตลาดท้องถิ่น

ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF)

เมื่อพิจารณาหาแบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาของราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม พบว่าการกำหนดรูปแบบ ARIMA (2, 0, 0) มีความเหมาะสม (ตารางภาคผนวกที่ ค2) ซึ่งรูปแบบจำลอง ARIMA ของอนุกรมเวลาราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มเป็นดังนี้

$$PF_t = 2.9700 + 0.7080PF_{t-1} - 0.4366PF_{t-2} \quad (4.1)$$

(55.0827)*** (7.0347)*** (-4.3417)***

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากตารางภาคผนวกที่ ค3

เมื่อทำการตรวจสอบรูปแบบ ARIMA ที่กำหนด โดยพิจารณาจาก correlogram ของค่าคลาดเคลื่อน พบว่ามีคุณสมบัติ stationary ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ซึ่งหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนของสมการข้างต้นที่ห่างกัน 1, 2, ..., 36 ช่วงเวลา มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระ ดังนั้นรูปแบบสมการนี้มีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มได้ (ตารางภาคผนวกที่ ค4)

จากแบบจำลอง ARIMA ที่ได้ ซึ่งมีลักษณะเป็น autoregressive (AR) อันดับที่สองกล่าวคือ ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในเดือนปัจจุบัน มีความสัมพันธ์กับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในช่วงเวลาที่ผ่านมาแล้ว 2 เดือน และเมื่อทำการพยากรณ์ราคาล่วงหน้า 12 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548 ซึ่งมีทั้งการพยากรณ์แบบจุดและการพยากรณ์แบบช่วง เปรียบเทียบกับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มที่เกิดขึ้นจริง ปรากฏผลดังตารางที่ 4.2

ตารางที่ 4.2 ผลการพยากรณ์ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF_t) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548

หน่วย: บาทต่อกิโลกรัม

เดือน-ปี	lower	forecast	upper	actual ^{1/}	error (%) ^{2/}
มกราคม 2548	2.33	3.04	3.74	2.42	25.42
กุมภาพันธ์ 2548	2.21	3.07	3.93	2.50	22.91
มีนาคม 2548	2.15	3.01	3.88	2.50	20.57
เมษายน 2548	2.08	2.96	3.84	2.50	18.26
พฤษภาคม 2548	2.05	2.94	3.83	2.25	30.71
มิถุนายน 2548	2.06	2.96	3.85	2.03	45.58
กรกฎาคม 2548	2.08	2.97	3.87	2.27	30.94
สิงหาคม 2548	2.08	2.98	3.87	3.67	18.86
กันยายน 2548	2.08	2.97	3.87	2.91	2.22
ตุลาคม 2548	2.07	2.97	3.87	2.57	15.56
พฤศจิกายน 2548	2.07	2.97	3.86	2.81	5.62
ธันวาคม 2548	2.07	2.97	3.86	3.06	2.99

หมายเหตุ: ^{1/} จากศูนย์สารสนเทศการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2549)

^{2/} ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริง

ที่มา: จากการคำนวณ

2. ตลาดกรุงเทพฯ

2.1 ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR_t)

เมื่อพิจารณาหาแบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาของราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ พบว่าการกำหนดรูปแบบ ARIMA (0, 0, 2) มีความเหมาะสม (ตารางภาคผนวกที่ ค5) ซึ่งรูปแบบจำลอง ARIMA ของอนุกรมเวลาราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ เป็นดังนี้

$$PR_t = 29.1305 - 0.6603e_{t-1} - 0.4007e_{t-2} \quad (4.2)$$

(61.6470)*** (6.4930)*** (3.9261)***

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากตารางภาคผนวกที่ ค6

เมื่อทำการตรวจสอบรูปแบบ ARIMA ที่กำหนด โดยพิจารณาจาก correlogram ของค่าคลาดเคลื่อน พบว่ามีคุณสมบัติ stationary ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ซึ่งหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนของสมการข้างต้นที่ห่างกัน 1, 2, ..., 36 ช่วงเวลา มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระ ดังนั้นรูปแบบสมการนี้มีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ได้ (ตารางภาคผนวกที่ ค7)

จากแบบจำลอง ARIMA ที่ได้ ซึ่งมีลักษณะเป็น moving average (MA) อันดับที่สอง กล่าวคือ ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในเดือนปัจจุบัน มีความสัมพันธ์กับค่าความคลาดเคลื่อนหรือปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาในช่วงเวลาที่ผ่านมาแล้ว 2 เดือน และเมื่อทำการพยากรณ์ราคาล่วงหน้า 12 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548 ซึ่งมีทั้งการพยากรณ์แบบจุดและการพยากรณ์แบบช่วง เปรียบเทียบกับราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ที่เกิดขึ้นจริง ปรากฏผลดังตารางที่ 4.3

ตารางที่ 4.3 ผลการพยากรณ์ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR_t) ตั้งแต่เดือนมกราคม ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548

หน่วย: บาทต่อกิโลกรัม

เดือน-ปี	lower	forecast	upper	actual ^{1/}	error (%) ^{2/}
มกราคม 2548	24.77	29.00	33.23	28.25	2.65
กุมภาพันธ์ 2548	24.11	29.14	34.16	27.50	5.93
มีนาคม 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
เมษายน 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
พฤษภาคม 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
มิถุนายน 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
กรกฎาคม 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
สิงหาคม 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
กันยายน 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
ตุลาคม 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
พฤศจิกายน 2548	23.84	29.13	34.42	27.50	5.93
ธันวาคม 2548	23.84	29.13	34.42	32.50	10.37

หมายเหตุ: ^{1/} จากกรมการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์ (2549)

^{2/} ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริง

ที่มา: จากการคำนวณ

2.2 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t)

เมื่อพิจารณาหาแบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาของราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ พบว่าการกำหนดรูปแบบ ARIMA (2, 0, 1) มีความเหมาะสม (ตารางภาคผนวกที่ ค8) ซึ่งรูปแบบจำลอง ARIMA ของอนุกรมเวลาราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ เป็นดังนี้

$$PW_t = 22.4501 + 1.4361PW_{t-1} - 0.6008PW_{t-2} + 0.9972e_{t-1} \quad (4.3)$$

(582.5137)*** (15.9863)*** (-6.8492)*** (-46.4502)***

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากตารางภาคผนวกที่ ค9

เมื่อทำการตรวจสอบรูปแบบ ARIMA ที่กำหนด โดยพิจารณาจาก correlogram ของค่าคลาดเคลื่อน พบว่ามีคุณสมบัติ stationary ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ซึ่งหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนของสมการข้างต้นที่ห่างกัน 1, 2, ..., 36 ช่วงเวลา มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระ ดังนั้นรูปแบบสมการนี้มีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ได้ (ตารางภาคผนวกที่ ค10)

จากแบบจำลอง ARIMA ที่ได้ ซึ่งมีลักษณะเป็น autoregressive (AR) ลำดับที่สอง และ moving average (MA) อันดับหนึ่ง กล่าวคือ ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในเดือนปัจจุบัน มีความสัมพันธ์ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในช่วงเวลาที่ผ่านมาแล้ว 2 เดือน นอกจากนี้ยังขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนหรือปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาในช่วงเวลาที่ผ่านมา 1 เดือน และเมื่อทำการพยากรณ์ราคาล่วงหน้า 12 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548 ซึ่งมีทั้งการพยากรณ์แบบจุดและการพยากรณ์แบบช่วง เปรียบเทียบกับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ที่เกิดขึ้นจริง ปรากฏผลดังตารางที่ 4.4

ตารางที่ 4.4 ผลการพยากรณ์ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548

หน่วย: บาทต่อกิโลกรัม

เดือน-ปี	lower	forecast	upper	actual ^{1/}	error (%) ^{2/}
มกราคม 2548	19.61	23.12	26.64	22.90	0.98
กุมภาพันธ์ 2548	19.25	23.09	26.93	22.00	4.95
มีนาคม 2548	19.12	22.96	26.81	22.00	4.37
เมษายน 2548	18.88	22.80	26.72	22.00	3.64
พฤษภาคม 2548	18.55	22.65	26.74	22.00	2.94
มิถุนายน 2548	18.25	22.52	26.80	22.00	2.37
กรกฎาคม 2548	18.03	22.44	26.84	22.00	1.98
สิงหาคม 2548	17.92	22.39	26.85	22.00	1.75
กันยายน 2548	17.87	22.37	26.86	22.00	1.66
ตุลาคม 2548	17.87	22.37	26.87	22.00	1.67
พฤศจิกายน 2548	17.88	22.38	26.88	22.00	1.74
ธันวาคม 2548	17.90	22.40	26.90	22.90	2.21

หมายเหตุ: ^{1/} จากกรมการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์ (2549)

^{2/} ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริง

ที่มา: จากการคำนวณ

3. ตลาดส่งออก

3.1 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK_t)

เมื่อพิจารณาหาแบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร พบว่าการกำหนดรูปแบบ ARIMA (1, 0, 0) มีความเหมาะสม (ตารางภาคผนวกที่ ค11) ซึ่งรูปแบบจำลอง ARIMA ของอนุกรมเวลาราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร เป็นดังนี้

$$XFUK_t = 94.6827 + 1.4361XFUK_{t-1} \quad (4.4)$$

(12.9565)*** (10.2383)***

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากตารางภาคผนวกที่ ค12

เมื่อทำการตรวจสอบรูปแบบ ARIMA ที่กำหนด โดยพิจารณาจาก correlogram ของค่าคลาดเคลื่อน พบว่ามีคุณสมบัติ stationary ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ซึ่งหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนของสมการข้างต้นที่ห่างกัน 1, 2, ..., 36 ช่วงเวลา มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระ ดังนั้นรูปแบบสมการนี้มีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรได้ (ตารางภาคผนวกที่ ค13)

จากแบบจำลอง ARIMA ที่ได้ ซึ่งมีลักษณะเป็น autoregressive (AR) ลำดับที่หนึ่งกล่าวคือ ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรในเดือนปัจจุบัน มีความสัมพันธ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรในช่วงเวลาที่ผ่านมาแล้ว 1 เดือน และเมื่อทำการพยากรณ์ราคาล่วงหน้า 12 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548 ซึ่งมีทั้งการพยากรณ์แบบจุดและการพยากรณ์แบบช่วง เปรียบเทียบกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรที่เกิดขึ้นจริง ปรากฏผลดังตารางที่ 4.5

ตารางที่ 4.5 ผลการพยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548

หน่วย: บาทต่อกิโลกรัม

เดือน-ปี	lower	forecast	upper	actual ^{1/}	error (%) ^{2/}
มกราคม 2548	61.96	96.47	130.99	100.68	4.17
กุมภาพันธ์ 2548	53.14	96.00	138.86	89.37	7.42
มีนาคม 2548	48.89	95.65	142.42	92.98	2.87
เมษายน 2548	46.65	95.40	144.15	101.00	5.55
พฤษภาคม 2548	45.41	95.21	145.00	92.22	3.24
มิถุนายน 2548	44.72	95.07	145.42	91.80	3.56
กรกฎาคม 2548	44.32	94.97	145.62	92.09	3.13
สิงหาคม 2548	44.08	94.89	145.70	89.02	6.59
กันยายน 2548	43.94	94.84	145.74	88.53	7.12
ตุลาคม 2548	43.85	94.80	145.74	97.89	3.16
พฤศจิกายน 2548	43.79	94.77	145.74	103.83	8.73
ธันวาคม 2548	43.76	94.74	145.73	136.82	30.75

หมายเหตุ: ^{1/} คำนวณจากข้อมูลปริมาณและมูลค่าการส่งออกของกรมศุลกากร (2549)

^{2/} ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริง

ที่มา: จากการคำนวณ

3.2 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP)

เมื่อพิจารณาหาแบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น พบว่าการกำหนดรูปแบบ ARIMA (1, 0, 1) มีความเหมาะสม (ตารางภาคผนวกที่ ค14) ซึ่งรูปแบบจำลอง ARIMA ของอนุกรมเวลาราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น เป็นดังนี้

$$XFJP_t = 69.4295 + 0.9566XFJP_{t-1} + 0.7883e_{t-1} \quad (4.5)$$

(8.1045)*** (26.5117)*** (-10.1923)***

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากตารางภาคผนวกที่ ค15

เมื่อทำการตรวจสอบรูปแบบ ARIMA ที่กำหนด โดยพิจารณาจาก correlogram ของค่าคลาดเคลื่อน พบว่ามีคุณสมบัติ stationary ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ซึ่งหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนของสมการข้างต้นที่ห่างกัน 1, 2, ..., 36 ช่วงเวลา มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระ ดังนั้นรูปแบบสมการนี้มีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นได้ (ตารางภาคผนวกที่ ค16)

จากแบบจำลอง ARIMA ที่ได้ ซึ่งมีลักษณะเป็น autoregressive (AR) ลำดับที่หนึ่ง และ moving average (MA) ลำดับที่หนึ่ง กล่าวคือ ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นในเดือนปัจจุบัน มีความสัมพันธ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นในช่วงเวลาที่ผ่านมาแล้ว 1 เดือน นอกจากนี้ยังขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนหรือปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาในช่วงเวลาที่ผ่านมา 1 เดือน และเมื่อทำการพยากรณ์ราคาล่วงหน้า 12 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548 ซึ่งมีทั้งการพยากรณ์แบบจุดและการพยากรณ์แบบช่วง เปรียบเทียบกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นที่เกิดขึ้นจริง ปรากฏผลดังตารางที่ 4.6

ตารางที่ 4.6 ผลการพยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP)
ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548

หน่วย: บาทต่อกิโลกรัม

เดือน-ปี	lower	forecast	upper	actual ^{1/}	error (%) ^{2/}
มกราคม 2548	34.25	60.97	87.69	80.79	24.53
กุมภาพันธ์ 2548	34.24	61.34	88.44	77.99	21.35
มีนาคม 2548	34.25	61.69	89.13	87.58	29.56
เมษายน 2548	34.28	62.03	89.78	71.88	13.70
พฤษภาคม 2548	34.32	62.35	90.38	82.49	24.42
มิถุนายน 2548	34.37	62.65	90.94	76.46	18.05
กรกฎาคม 2548	34.44	62.95	91.46	59.89	5.11
สิงหาคม 2548	34.51	63.23	91.95	76.35	17.19
กันยายน 2548	34.59	63.50	92.41	90.59	29.91
ตุลาคม 2548	34.68	63.76	92.83	86.85	26.59
พฤศจิกายน 2548	34.77	64.00	93.24	82.67	22.58
ธันวาคม 2548	34.86	64.24	93.61	90.98	29.39

หมายเหตุ: ^{1/} คำนวณจากข้อมูลปริมาณและมูลค่าการส่งออกของกรมศุลกากร (2549)

^{2/} ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริง

ที่มา: จากการคำนวณ

3.3 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS)

เมื่อพิจารณาหาแบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา พบว่าการกำหนดรูปแบบ ARIMA (2, 0, 2) มีความเหมาะสม (ตารางภาคผนวกที่ ค17) ซึ่งรูปแบบจำลอง ARIMA ของอนุกรมเวลาราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา เป็นดังนี้

$$XCUS_t = 24.0582 + 0.8764XCUS_{t-1} - 0.3863XCUS_{t-2} + 0.6838e_{t-1} - 0.6975e_{t-2} \quad (4.6)$$

(45.9980)*** (5.5784)*** (-3.2789)*** (-6.0348)*** (7.4999)***

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากตารางภาคผนวกที่ ค18

เมื่อทำการตรวจสอบรูปแบบ ARIMA ที่กำหนด โดยพิจารณาจาก correlogram ของค่าคลาดเคลื่อน พบว่ามีคุณสมบัติ stationary ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ซึ่งหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนของสมการข้างต้นที่ห่างกัน 1, 2, ..., 36 ช่วงเวลา มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระ ดังนั้นรูปแบบสมการนี้มีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาได้ (ตารางภาคผนวกที่ ค19)

จากแบบจำลอง ARIMA ที่ได้ ซึ่งมีลักษณะเป็น autoregressive (AR) ลำดับที่สอง และ moving average (MA) ลำดับที่สอง กล่าวคือ ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาในเดือนปัจจุบัน มีความสัมพันธ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาในช่วงเวลาที่ผ่านมาแล้ว 2 เดือน นอกจากนี้ยังขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนหรือปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาในช่วงเวลาที่ผ่านมา 2 เดือน และเมื่อทำการพยากรณ์ราคาล่วงหน้า 12 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548 ซึ่งมีทั้งการพยากรณ์แบบจุดและการพยากรณ์แบบช่วงเปรียบเทียบกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาที่เกิดขึ้นจริงปรากฏผลดังตารางที่ 4.7

ตารางที่ 4.7 ผลการพยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548

หน่วย: บาทต่อกิโลกรัม

เดือน-ปี	lower	forecast	upper	actual ^{1/}	error (%) ^{2/}
มกราคม 2548	17.98	22.69	27.40	21.81	4.06
กุมภาพันธ์ 2548	18.10	22.93	27.76	21.19	8.22
มีนาคม 2548	18.28	23.60	28.92	21.30	10.80
เมษายน 2548	18.54	24.09	29.64	20.89	15.30
พฤษภาคม 2548	18.69	24.26	29.84	20.45	18.67
มิถุนายน 2548	18.65	24.23	29.80	22.00	10.12
กรกฎาคม 2548	18.55	24.13	29.70	23.51	2.64
สิงหาคม 2548	18.47	24.05	29.64	23.51	2.30
กันยายน 2548	18.44	24.03	29.61	22.20	8.25
ตุลาคม 2548	18.45	24.03	29.62	23.48	2.33
พฤศจิกายน 2548	18.46	24.05	29.63	24.02	0.12
ธันวาคม 2548	18.48	24.06	29.64	24.84	3.13

หมายเหตุ: ^{1/} คำนวณจากข้อมูลปริมาณและมูลค่าการส่งออกของกรมศุลกากร (2549)

^{2/} ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริง

ที่มา: จากการคำนวณ

3.4 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP)

เมื่อพิจารณาหาแบบจำลองที่เหมาะสม สำหรับอนุกรมเวลาของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น พบว่าการกำหนดรูปแบบ ARIMA (1, 0, 1) มีความเหมาะสม (ตารางภาคผนวกที่ ค20) ซึ่งรูปแบบจำลอง ARIMA ของอนุกรมเวลาราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น เป็นดังนี้

$$XCJP_t = 44.2291 + 0.5829XCJP_{t-1} + 0.3400e_{t-1} \quad (4.7)$$

(45.7595)*** (4.0571)*** (-2.1440)**

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากตารางภาคผนวกที่ ค21

เมื่อทำการตรวจสอบรูปแบบ ARIMA ที่กำหนด โดยพิจารณาจาก correlogram ของค่าคลาดเคลื่อน พบว่ามีคุณสมบัติ stationary ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ซึ่งหมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนของสมการข้างต้นที่ห่างกัน 1, 2, ..., 36 ช่วงเวลา มีการเคลื่อนไหวที่เป็นอิสระ ดังนั้นรูปแบบสมการนี้มีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นได้ (ตารางภาคผนวกที่ ค22)

จากแบบจำลอง ARIMA ที่ได้ ซึ่งมีลักษณะเป็น autoregressive (AR) ลำดับที่หนึ่ง และ moving average (MA) ลำดับที่หนึ่ง กล่าวคือ ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นในเดือนปัจจุบัน มีความสัมพันธ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นในช่วงเวลาที่ผ่านมาแล้ว 1 เดือน นอกจากนี้ยังขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนหรือปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาในช่วงเวลาที่ผ่านมา 1 เดือน และเมื่อทำการพยากรณ์ราคาล่วงหน้า 12 เดือน ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548 ซึ่งมีทั้งการพยากรณ์แบบจุดและการพยากรณ์แบบช่วง เปรียบเทียบกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นที่เกิดขึ้นจริง ปรากฏผลดังตารางที่ 4.8

ตารางที่ 4.8 ผลการพยากรณ์ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP) ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2548

หน่วย: บาทต่อกิโลกรัม

เดือน-ปี	lower	forecast	upper	actual ^{1/}	error (%) ^{2/}
มกราคม 2548	31.98	43.69	55.40	37.67	15.98
กุมภาพันธ์ 2548	32.02	43.91	55.80	41.63	5.48
มีนาคม 2548	32.10	44.05	55.99	40.29	9.31
เมษายน 2548	32.15	44.12	56.09	49.08	10.10
พฤษภาคม 2548	32.19	44.17	56.14	52.09	15.22
มิถุนายน 2548	32.22	44.19	56.17	42.90	3.02
กรกฎาคม 2548	32.23	44.21	56.19	44.44	0.52
สิงหาคม 2548	32.24	44.22	56.19	49.08	9.91
กันยายน 2548	32.24	44.22	56.20	47.44	6.79
ตุลาคม 2548	32.25	44.22	56.20	40.11	10.25
พฤศจิกายน 2548	32.25	44.23	56.20	38.70	14.28
ธันวาคม 2548	32.25	44.23	56.21	47.79	7.45

หมายเหตุ: ^{1/} คำนวณจากข้อมูลปริมาณและมูลค่าการส่งออกของกรมศุลกากร (2549)

^{2/} ร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อเทียบกับค่าที่เกิดขึ้นจริง

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลจากการทดสอบในขั้นตอนนี้แสดงให้เห็นว่า ราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ในแต่ละระดับมีคุณสมบัติ stationary at level จึงสามารถนำไปกำหนดแบบจำลอง ARIMA เพื่อทำการพยากรณ์ราคาในอนาคตได้ ซึ่งผลวิเคราะห์แสดงให้เห็นว่าข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อนในแต่ละตลาดมีพฤติกรรมการเคลื่อนไหวในแบบจำลองที่แตกต่างกัน (ตารางที่ 4.9)

ตารางที่ 4.9 ผลการวิเคราะห์แบบจำลอง ARIMA ของราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์

ตัวแปรราคา	รูปแบบอนุกรมเวลา
1. ตลาดท้องถิ่น	
ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF _t)	ARIMA (2, 0, 0)
2. ตลาดกรุงเทพฯ	
2.1 ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR _t)	ARIMA (0, 0, 2)
2.2 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW _t)	ARIMA (2, 0, 1)
3. ตลาดส่งออก	
3.1 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK _t)	ARIMA (1, 0, 0)
3.2 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP _t)	ARIMA (1, 0, 1)
3.3 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS _t)	ARIMA (2, 0, 2)
3.4 ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP _t)	ARIMA (1, 0, 1)

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บตำแหน่งที่ 1 หมายถึง จำนวนเดือนของราคาย้อนหลัง ที่มีความสัมพันธ์กับราคาในเดือนปัจจุบัน

ตัวเลขในวงเล็บตำแหน่งที่ 2 หมายถึง จำนวนครั้งในการหาผลต่างเพื่อให้ข้อมูลมีคุณสมบัติ stationary

ตัวเลขในวงเล็บตำแหน่งที่ 3 หมายถึง จำนวนเดือนของปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาย้อนหลัง ที่มีความสัมพันธ์กับราคาในเดือนปัจจุบัน

ที่มา: สรุปจากตารางภาคผนวกที่ ค3, ค6, ค9, ค12, ค15, ค18 และ ค21

ผลการวิเคราะห์ความเชื่อมโยงราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์

ในการศึกษาความเชื่อมโยงราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ จะทำการศึกษาความสัมพันธ์ของการส่งผ่านราคาในแนวดิ่ง (vertical price transmission) ของราคาใน 3 ระดับตลาด คือ ตลาดท้องถิ่น ตลาดกรุงเทพฯ และตลาดส่งออก โดยจะแบ่งการศึกษาความสัมพันธ์เป็น 3 ส่วน คือ (1) ความสัมพันธ์ของราคาในตลาดท้องถิ่นกับตลาดกรุงเทพฯ (2) ความสัมพันธ์ของราคาในตลาดกรุงเทพฯกับตลาดส่งออกและ (3) ความสัมพันธ์ของราคาในตลาดท้องถิ่นกับตลาดส่งออก โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนของราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 รวม 7 ปี (84 เดือน) โดยมีขั้นตอนและผลการวิเคราะห์ดังต่อไปนี้

1. การทดสอบคุณสมบัติ stationary และการกำหนดช่วงความล่าช้าที่เหมาะสม

1.1 การทดสอบคุณสมบัติ stationary

จากผลการทดสอบคุณสมบัติ stationary ของข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ ซึ่งได้ทำการวิเคราะห์ไว้แล้วในหัวข้อการวิเคราะห์พฤติกรรมเคลื่อนไหวของราคาด้วยวิธี ADF test และ PP test ดังตารางที่ 4.1 สรุปได้ว่าชุดข้อมูลราคาทั้งหมดมีคุณสมบัติ stationary และมีระดับของ integration ที่ $I(0)$ จึงสามารถนำแบบจำลอง vector autoregressive (VAR) มาประยุกต์ใช้ในการทดสอบความเชื่อมโยงราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ได้

1.2 การกำหนดช่วงความล่าช้าที่เหมาะสม

การเลือกช่วงความล่าช้าที่เหมาะสมของตัวแปร จะต้องทำก่อนการประมาณแบบจำลอง VAR เนื่องจากความล่าช้าที่เหมาะสม จะช่วยขจัดปัญหา autocorrelation โดยวิธีการเลือกช่วงความล่าช้าที่เหมาะสมจะพิจารณาจากตัวชี้วัด ซึ่งสามารถพิจารณาได้หลายค่า เช่น วิธี final prediction error (FPE), akaike information criterion (AIC) หรือ schwartz criterion (SC) เป็นต้น โดยทำการประมาณค่าสมการ OLS ตั้งแต่ lag ที่ 1 ถึง lag ที่ n ช่วงความล่าช้าที่เหมาะสมนั้น จะเป็นช่วงความล่าช้าที่ให้ค่าวิกฤติของตัวชี้วัดมีค่าต่ำที่สุด

ในการทดสอบ จะทำการจับคู่ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ในตลาดระดับต่างๆ คือ ตลาดท้องถิ่นกับตลาดกรุงเทพฯ จำนวน 2 คู่ ตลาดกรุงเทพฯ กับตลาดส่งออก จำนวน 4 คู่ และตลาดท้องถิ่นกับตลาดส่งออก จำนวน 4 คู่ ซึ่งผลการทดสอบช่วงความล่าช้าที่เหมาะสมของข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ในตลาดระดับต่างๆ รวมทั้งหมดจำนวน 10 คู่ ให้ผลการทดสอบดังตาราง

ที่ 4.10 ส่วนผลการทดสอบค่าวิกฤติของตัวชี้วัดได้แสดงไว้ในตารางภาคผนวกที่ ง1 ถึง ตารางภาคผนวกที่ ง10

ตารางที่ 4.10 ผลการทดสอบช่วงความล่าช้าที่เหมาะสมของข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์

ตัวแปร	ช่วงความล่าช้าที่เหมาะสม
1. ตลาดท้องถิ่นกับตลาดกรุงเทพฯ	
1.1 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR)	2 เดือน
1.2 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW)	2 เดือน
2. ตลาดกรุงเทพฯ กับตลาดส่งออก	
2.1 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK)	3 เดือน
2.2 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP)	3 เดือน
2.3 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS)	2 เดือน
2.4 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP)	3 เดือน
3. ตลาดท้องถิ่นกับตลาดส่งออก	
3.1 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK)	2 เดือน
3.2 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP)	3 เดือน
3.3 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS)	2 เดือน
3.4 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP)	2 เดือน

ที่มา: สรุปจากตารางภาคผนวกที่ ง1 ถึง ง10

2. การประมาณค่าสมการ VAR และการทดสอบความเชื่อมโยงราคาด้วย Granger causality test

เนื่องจากข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อนและผลิตภัณฑ์ทั้งหมด มีคุณสมบัติ stationary ดังนั้นจึงสามารถนำข้อมูลราคาแต่ละคู่ มาทำการประมาณค่าสมการ VAR เพื่อนำไปวิเคราะห์หาลักษณะและ

ทิศทางของความสัมพันธ์ระหว่างตลาดได้ ด้วยการทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างข้อมูลราคาแต่ละคู่ ด้วยวิธี Granger causality test ซึ่งเป็นการทดสอบในเชิงพลวัต (dynamic) เพื่อวิเคราะห์ดูว่าราคาในตลาดระดับหนึ่ง จะขึ้นอยู่กับราคาในอดีตของอีกตลาดหนึ่งหรือไม่ (สุริดาภัทรพานี, 2548: 23) ซึ่งผลการวิเคราะห์มีดังต่อไปนี้

2.1 ตลาดท้องถิ่นกับตลาดกรุงเทพฯ

2.1.1 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ ง11 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.5151 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ไม่มีผลกระทบต่อราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มกับราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีค่าสถิติ F เท่ากับ 1.2960 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้เช่นกัน แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.11)

ตารางที่ 4.11 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PR)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
PR _t ไม่มีผลกระทบต่อ PF _t	82	0.5151 ^{ns}	0.5995
PF _t ไม่มีผลกระทบต่อ PR _t	82	1.2960 ^{ns}	0.2796

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ที่มา: จากการคำนวณ

2.1.2 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาด กรุงเทพฯ (PW_t)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ 12 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.4170 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ไม่มีผลกระทบต่อราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มกับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.6806 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้เช่นกัน แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.12)

ตารางที่ 4.12 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF)
กับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
PW _t ไม่มีผลกระทบต่อ PF _t	82	0.4170 ^{ns}	0.6605
PF _t ไม่มีผลกระทบต่อ PW _t	82	0.6806 ^{ns}	0.5093

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ
ที่มา: จากการคำนวณ

2.2 ตลาดกรุงเทพฯ กับตลาดส่งออก

2.2.1 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK_t)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK_t) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ 13 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุ

และผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรกับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.3338 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรไม่มีผลกระทบต่อราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรมีค่าสถิติ F เท่ากับ 3.0804 ซึ่งมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ไม่มีผลกระทบต่อราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรได้ แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในอดีตมีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปสหราชอาณาจักรในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.13)

ตารางที่ 4.13 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร ($XFUK_t$)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
$XFUK_t$ ไม่มีผลกระทบต่อ PW_t	81	0.3338 ^{ns}	0.8001
PW_t ไม่มีผลกระทบต่อ $XFUK_t$	81	3.0804**	0.0326

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อทราบทิศทางความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างตัวแปรแล้ว จึงทำการประมาณค่าสมการถดถอยเชิงเส้นในระดับ (level) เวลาเดียวกันด้วยแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเดียวอย่างง่ายได้ดังสมการ

$$XFUK_t = 90.2123 + 0.2007PW_t \quad (4.8)$$

(3.9028)*** (0.2044)^{ns}

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการที่ (4.8) พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ PW_t ซึ่งเป็นค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงความสัมพันธ์ของราคาระหว่างตลาดทั้งสองไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงให้เห็นว่าราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรมีความสัมพันธ์ในเชิงพลวัตเท่านั้น แต่ไม่มีความสัมพันธ์ระหว่างช่วงเวลาเดียวกัน จึงไม่สามารถนำไปคำนวณหาความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคาได้

2.2.2 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) กับราคาส่งออก F.O.B.

ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ 14 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นกับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.0644 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นไม่มีผลกระทบต่อราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นมีค่าสถิติ F เท่ากับ 2.6317 ซึ่งมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90 ทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ไม่มีผลกระทบต่อราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นได้ แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในอดีตมีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.14)

ตารางที่ 4.14 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น ($XFJP_t$)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
$XFJP_t$ ไม่มีผลกระทบต่อ PW_t	81	0.0644 ^{ns}	0.9785
PW_t ไม่มีผลกระทบต่อ $XFJP_t$	81	2.6317*	0.0562

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

* หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 90

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อทราบทิศทางความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างตัวแปรแล้ว จึงทำการประมาณค่าสมการถดถอยเชิงเส้นในระดับ (level) เวลาเดียวกันด้วยแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเดียวอย่างง่ายได้ดังสมการ

$$XFJP_t = 79.4774 - 0.6455PW_t \quad (4.9)$$

(4.4913)*** (-0.8447)^{ns}

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการที่ (4.9) พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ PW_t ซึ่งเป็นค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงความสัมพันธ์ของราคาระหว่างตลาดทั้งสองไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงให้เห็นว่าราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นมีความสัมพันธ์ในเชิงพลวัตเท่านั้น แต่ไม่มีความสัมพันธ์ระหว่างช่วงเวลาเดียวกัน จึงไม่สามารถนำไปคำนวณหาความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคาได้

2.2.3 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS_t)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP_t) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ 15 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกากับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.4064 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาไม่มีผลกระทบต่อราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกามีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.2715 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้เช่นกัน แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.15)

ตารางที่ 4.15 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS_t)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
XCUS _t ไม่มีผลกระทบต่อ PW _t	82	0.4064 ^{ns}	0.6675
PW _t ไม่มีผลกระทบต่อ XCUS _t	82	0.2715 ^{ns}	0.7630

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ
ที่มา: จากการคำนวณ

2.2.4 ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP_t)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP_t) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ ง16 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น กับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.1398 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น ไม่มีผลกระทบต่อราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นมีค่าสถิติ F เท่ากับ 3.2484 ซึ่งมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ไม่มีผลกระทบต่อราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นได้ แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ในอดีตมีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.16)

ตารางที่ 4.16 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ (PW_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP_t)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
XCJP _t ไม่มีผลกระทบต่อ PW _t	81	0.1398 ^{ns}	0.9359
PW _t ไม่มีผลกระทบต่อ XCJP _t	81	3.2484**	0.0266

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อทราบทิศทางความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างตัวแปรแล้ว จึงทำการประมาณค่าสมการถดถอยเชิงเส้นในระดับ (level) เวลาเดียวกันด้วยแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเดียวอย่างง่าย ได้ดังสมการ

$$XCJP_t = 45.1552 + 0.0657PW_t \quad (4.10)$$

(2.3818)** (0.0776)^{ns}

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บ หมายถึง ค่า t-statistic

^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการที่ (4.10) พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ PW_t ซึ่งเป็นค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงความสัมพันธ์ของราคาระหว่างตลาดทั้งสองไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงให้เห็นว่าราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นมีความสัมพันธ์ในเชิงพลวัตเท่านั้น แต่ไม่มีความสัมพันธ์ระหว่างช่วงเวลาเดียวกัน จึงไม่สามารถนำไปคำนวณหาความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคาได้

2.3 ตลาดท้องถิ่นกับตลาดส่งออก

2.3.1 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร (XFUK) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ ง17 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรกับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.3839 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรไม่มีผลกระทบต่อราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรมีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.3893 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้เช่นกัน แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักรในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.17)

ตารางที่ 4.17 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร ($XFUK_t$)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
$XFUK_t$ ไม่มีผลกระทบต่อ PF_t	82	0.3839 ^{ns}	0.6825
PF_t ไม่มีผลกระทบต่อ $XFUK_t$	82	0.3893 ^{ns}	0.6789

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ
ที่มา: จากการคำนวณ

2.3.2 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น ($XFJP_t$)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น ($XFJP_t$) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ 18 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นกับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม มีค่าสถิติ F เท่ากับ 1.8130 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นไม่มีผลกระทบต่อราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นมีค่าสถิติ F เท่ากับ 1.6038 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้เช่นกัน แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.18)

ตารางที่ 4.18 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่น (XFJP)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
XFJP _t ไม่มีผลกระทบต่อ PF _t	81	1.8130 ^{ns}	0.1522
PF _t ไม่มีผลกระทบต่อ XFJP _t	81	1.6038 ^{ns}	0.1957

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ
ที่มา: จากการคำนวณ

2.3.3 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ ง19 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกากับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.2982 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาไม่มีผลกระทบต่อราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกามีค่าสถิติ F เท่ากับ 1.0819 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้เช่นกัน แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.19)

ตารางที่ 4.19 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (XCUS_t)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
XCUS _t ไม่มีผลกระทบต่อ PF _t	82	0.2982 ^{ns}	0.7430
PF _t ไม่มีผลกระทบต่อ XCUS _t	82	1.0819 ^{ns}	0.3441

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ
ที่มา: จากการคำนวณ

2.3.4 ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP)

การประมาณค่าสมการ VAR ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP) แสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางภาคผนวกที่ 20 และเมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นกับราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม มีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.1653 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นไม่มีผลกระทบต่อราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นในอดีต ไม่มีผลทำให้ราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง

ในทิศทางกลับกัน พบว่าความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มกับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นมีค่าสถิติ F เท่ากับ 0.0283 ซึ่งไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้เช่นกัน แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มในอดีตไม่มีผลทำให้ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่นในปัจจุบันเปลี่ยนแปลง (ตารางที่ 4.20)

ตารางที่ 4.20 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล ระหว่างราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์ม (PF_t) กับราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น (XCJP)

สมมติฐานหลัก	df	F-statistic	probability
XCJP _t ไม่มีผลกระทบต่อ PF _t	82	0.1653 ^{ns}	0.8480
PF _t ไม่มีผลกระทบต่อ XCJP _t	82	0.0283 ^{ns}	0.9721

หมายเหตุ: ^{ns} หมายถึง ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลจากการทดสอบในขั้นตอนนี้แสดงให้เห็นว่า ราคาข้าวโพดฝักอ่อนในระดับตลาดท้องถิ่น ไม่มีความเชื่อมโยงกับราคาข้าวโพดฝักอ่อนในตลาดกรุงเทพฯ และตลาดส่งออกทั้งสองทิศทาง ในขณะที่ความเชื่อมโยงราคาระหว่างตลาดกรุงเทพฯ กับตลาดส่งออก พบว่า มีผลของการเชื่อมโยงราคาเพียงทิศทางเดียว จากราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ไปยังราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร ราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังประเทศญี่ปุ่นและราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปยังประเทศญี่ปุ่น

สรุปผลการศึกษาในบทที่ 4 แสดงให้เห็นว่าแนวโน้มการเคลื่อนไหวราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มและราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีความสัมพันธ์กับราคาในอดีตของตัวเอง ซึ่งเกิดจากความล่าช้าในการปรับตัวตามฤดูกาล ในขณะที่ราคาขายปลีกข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ มีความสัมพันธ์กับปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาในช่วงเวลาที่ผ่านมาเท่านั้น เนื่องจากราคาข้าวโพดฝักอ่อนในระดับขายปลีกทั้งหมด เกิดจากความต้องการของประชาชนที่นำไปประกอบอาหารเพื่อบริโภคภายในครัวเรือน ซึ่งมีปริมาณอุปสงค์ที่ไม่แน่นอนและไม่ขึ้นอยู่กับความเป็นฤดูกาล สำหรับแนวโน้มราคาของผลิตภัณฑ์ข้าวโพดฝักอ่อนที่ส่งออกไปยังต่างประเทศ พบว่า มีแนวโน้มการเคลื่อนไหวราคาในลักษณะที่แตกต่างกันออกไป โดยส่วนใหญ่ มีความสัมพันธ์กับราคาและปัจจัยอื่นที่ไม่ใช่ราคาในช่วงเวลาที่ผ่านมา ยกเว้นราคาส่งออกข้าวโพดฝักอ่อนแช่เย็นไปยังสหราชอาณาจักร ซึ่งมีเพียงความสัมพันธ์กับราคาของตัวเองในเดือนที่ผ่านมาเท่านั้น สำหรับการทดสอบความเชื่อมโยงราคาพบว่า ราคาข้าวโพดฝักอ่อนในตลาดท้องถิ่นไม่มีความเชื่อมโยงกับตลาดกรุงเทพฯ และตลาดส่งออก เนื่องจากราคาข้าวโพดฝักอ่อนที่ฟาร์มส่วนใหญ่จะมีการทำสัญญาซื้อขายล่วงหน้าไว้กับผู้รวบรวมท้องถิ่น ตัวแทนหรือนายหน้าและโรงงานแปรรูปในลักษณะของลูกไร่ ในขณะที่ความเชื่อมโยงราคาระหว่างตลาดกรุงเทพฯ กับตลาดส่งออก พบว่า มีผลของการเชื่อมโยงราคาเพียงทิศทางเดียว จากราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ ไปยังราคาส่งออกผลิตภัณฑ์ข้าวโพดฝักอ่อน (ยกเว้นราคาส่งออก F.O.B. ข้าวโพดฝักอ่อนกระป๋องไปประเทศสหรัฐอเมริกา ที่ไม่มีความเชื่อมโยงกับราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ณ ตลาดกรุงเทพฯ) เนื่องจากโรงงานแปรรูปจะเป็นผู้ส่งออกผลิตภัณฑ์ข้าวโพดฝักอ่อน

เองเกือบทั้งหมดและจะทำการกำหนดราคาโดยพิจารณาจากต้นทุนการผลิตของโรงงานเอง จึงทำให้ราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อน ซึ่งถือเป็นต้นทุนวัตถุดิบของโรงแปรรูปส่งผลต่อการกำหนดราคาส่งออกผลิตภัณฑ์ข้าวโพดฝักอ่อน อย่างไรก็ตาม ผลของราคาขายส่งข้าวโพดฝักอ่อนที่มีต่อราคาส่งออกผลิตภัณฑ์ข้าวโพดฝักอ่อนแปรรูป มีเฉพาะผลในช่วงเวลาที่ผ่านไปหรือผลในเชิงพลวัต (dynamic) เท่านั้น แต่ไม่มีผลในช่วงเวลาเดียวกันหรือผลในเชิงสถิตย (static) จึงทำให้ไม่สามารถหาความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคาระหว่างตลาดได้