

## บทที่ 5

### ความเชื่อมโยงของตลาดน้ำมันสำปะหลังสด

บทนี้เป็นการรายงานผลทดสอบความเชื่อมโยงของตลาดน้ำมันสดในแหล่งผลิตสำคัญของไทย 7 ตลาด ใน 3 ภูมิภาค เพื่อตรวจสอบประสิทธิภาพของตลาดในเชิงพื้นที่ โดยพิจารณาจากความเชื่อมโยงตลาดและกฎราคาเดียว การรายงานผลทดสอบเป็นไปตามขั้นตอนที่สอดคล้องกับภาพ 1.2

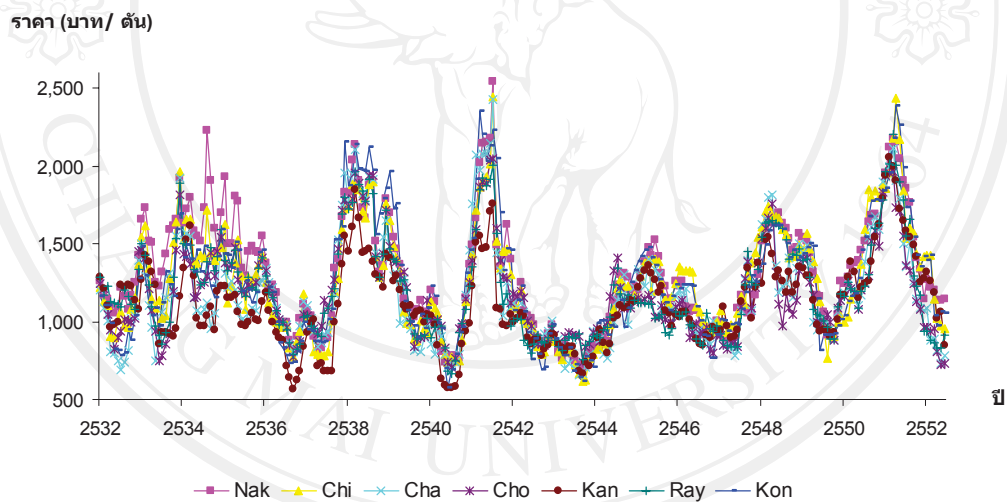
#### 5.1 ลักษณะทางสถิติของข้อมูล

ข้อมูลจากราย 5.1 บ่งชี้ว่า ราคาหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) สูงกว่าราคาหัวมันสดในจังหวัดอื่น โดยเฉลี่ย และราคาหัวมันสดในจังหวัดกาญจนบุรี (pkan) มีค่าต่ำกว่าจังหวัดอื่น โดยเฉลี่ย และสังเกตได้ว่า ราคาเฉลี่ยหัวมันสดของจังหวัดในแถบภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (นครราชสีมา (pnak) ชัยภูมิ (pchi) และขอนแก่น (pkon)) มีค่าสูงกว่าราคาหัวมันสดในจังหวัดที่อยู่ในภูมิภาคอื่น โดยราคาหัวมันสดของจังหวัดที่อยู่ติดกันมีค่าใกล้เคียงกันมากกว่าจังหวัดที่อยู่ห่างออกไป เช่น ราคาหัวมันสดในจังหวัดขอนแก่น (pkon) กับชัยภูมิ (pchi) และราคาหัวมันสดในจังหวัดฉะเชิงเทรา (pcha) กับชลบุรี (pcho) และพบว่า ราคาหัวมันสดในทุกจังหวัดมีลักษณะเบ้ขวา (right skewness) เล็กน้อยโดยมีค่าอยู่ในช่วง 0.6-1.0 ส่วนความโด่ง (kurtosis) อยู่ในระดับปานกลาง และมีค่าใกล้เคียงกัน โดยมีค่าอยู่ในช่วง 2.9-3.6 และเมื่อพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลราคาทั้ง 7 ชุด (ภาพ 5.1) พบว่า โดยส่วนใหญ่ข้อมูลราคามีการเคลื่อนไหวตามกัน ยกเว้นในบางช่วงที่การเคลื่อนไหวของราคาไม่เป็นไปตามนั้น เช่น ในช่วงปี 2533- 2536 ที่ราคาหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) มีราคาสูงกว่าจังหวัดอื่นอย่างเห็นได้ชัด อีกทั้งการเคลื่อนไหวยังมีทิศทางแตกต่างจากราคาหัวมันสดในจังหวัดอื่น และสังเกตได้ว่าราคาหัวมันสดในจังหวัดกาญจนบุรี (pkan) มักต่ำกว่าตลาดอื่นอย่างเห็นได้ชัด

ตาราง 5.1 ลักษณะทางสถิติของข้อมูลราคาหัวมันสดในแหล่งผลิตสำคัญ

สถิติ / ตัวแปร	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ			ภาคตะวันออก			ภาคตะวันตก
	Pnak	Pchi	Pkon	Pcha	Pcho	Pray	Pkan
ค่าเฉลี่ย (mean)	1,309.4	1,251.4	1,257.4	1,179.5	1,183.3	1,200.5	1,117.4
ค่ามัธยฐาน (median)	1,256.0	1,204.6	1,197.6	1,091.8	1,134.3	1,124.2	1,071.3
ค่าสูงสุด (maximum)	2,539.3	2,442.6	2,386.4	2,430.5	2,043.5	2,206.2	2,054.3
ค่าต่ำสุด (minimum)	677.0	617.6	574.6	654.5	704.8	664.9	563.6
ความเบ้ (skewness)	0.6	0.6	0.7	1.0	0.9	0.9	0.6
ความโด่ง (kurtosis)	2.9	3.1	3.0	3.6	3.3	3.1	3.6

หมายเหตุ: pnak = ตลาดนครราชสีมา, pchi = ตลาดชัยภูมิ, pkon = ตลาดขอนแก่น, pcha = ตลาดฉะเชิงเทรา, pcho = ตลาดชลบุรี pray = ตลาดระยอง pkan = ตลาดกาญจนบุรี



ภาพ 5.1 การเคลื่อนไหวของราคาหัวมันสดในแหล่งผลิตสำคัญในช่วง ม.ค. 2532-มิ.ย. 2552

ที่มา: ข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2553, ออนไลน์)

หมายเหตุ: pnak = ตลาดนครราชสีมา, pchi = ตลาดชัยภูมิ, pkon = ตลาดขอนแก่น, pcha =

ตลาดฉะเชิงเทรา, pcho = ตลาดชลบุรี pray = ตลาดระยอง pkan = ตลาดกาญจนบุรี

All rights reserved

## 5.2 ผลทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง (structural change test)<sup>16</sup>

เนื่องจากในระยะเวลา 20 ปี (2532-2552) สถานการณ์ด้านอุปสงค์และอุปทานของมันสำปะหลังเปลี่ยนแปลงค่อนข้างมาก กอปรกับมีหลายเหตุการณ์สำคัญเกิดขึ้นในประเทศไทยและส่งผลกระทบต่ออุตสาหกรรมมันสำปะหลังทั้งทางตรงและทางอ้อม (ตาราง 5.2) ดังนั้น การละเลยไม่นำปัจจัยต่างๆเหล่านี้มาพิจารณา อาจทำให้ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์คลาดเคลื่อนไปจากความเป็นจริง โดยเฉพาะการวิเคราะห์โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ต้องเกี่ยวข้องกับการทดสอบ unit root และ cointegration กล่าวคือ ถ้าข้อมูลมีลักษณะเป็น deterministic trend และมีจุดเปลี่ยนโครงสร้างในช่วงเวลานั้น การทดสอบด้วย ADF จะไม่สามารถตรวจพบได้ ทำให้ผลทดสอบ ADF ที่ได้นำไปสู่ข้อสรุปที่ไม่ถูกต้องที่ว่ามี unit root ซึ่งจริงๆแล้วไม่มี (Perron, 1989 Quoted in Baek and Koo, 2006: 266) เช่นเดียวกับการทดสอบ cointegration ที่ไม่ได้พิจารณาจุดเปลี่ยนโครงสร้าง อาจทำให้ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวที่ได้จากการวิเคราะห์ไม่ใช่ความสัมพันธ์ที่แท้จริง (spurious long run relationship) (Harris and Sollis, 2003 Quoted in Baek and Koo, 2006: 266) ดังนั้น การทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างของข้อมูลจึงช่วยจัดจุดอ่อนในขั้นตอนการทดสอบ ADF ได้ และทำให้ผลการทดสอบที่ได้นำเชื่อถือมากขึ้น ในวิทยานิพนธ์เล่มนี้จึงมีความจำเป็นที่จะทดสอบว่า โครงสร้างตลาดมีการเปลี่ยนแปลงอย่างมีนัยสำคัญหรือไม่

ตาราง 5.2 สถานการณ์สำคัญในอุตสาหกรรมมันสำปะหลังระหว่างปี 2503- 2552

ปี	เหตุการณ์	ผลกระทบต่ออุตสาหกรรมมันสำปะหลัง
2503*	สหภาพยุโรปประกาศใช้นโยบาย CAP	ไทยส่งออกมันอัดเม็ดไปยังตลาดยุโรปได้มากขึ้น มันสำปะหลังกลายเป็นพืชเศรษฐกิจสำคัญของไทย
2535	สหภาพยุโรปประกาศใช้นโยบาย CAP reform I	ไทยส่งออกมันอัดเม็ดได้ลดลงเรื่อยๆ
2 ก.ค. 2540	ไทยเปลี่ยนระบบอัตราแลกเปลี่ยนจากตรึงค่าเงิน (fixed exchange rate) เป็นระบบลอยตัว (manage float)	ราคามันสำปะหลังในรูปเงินบาทผันผวน ส่งผลกระทบต่อการค้าและผู้ส่งออก เนื่องจาก ตลาดมันสำปะหลังส่วนใหญ่เป็นการผลิตเพื่อส่งออกเป็นหลัก
ต.ค. 2546	เปิดเขตการค้าเสรี (FTA) กับประเทศจีน	ไทยส่งออกมันเส้นได้มากขึ้น
2551	วิกฤติอาหารและพลังงาน	อุปสงค์ในตลาดมันเส้นและแป้งมันขยายตัว
2552	ภัยแล้งและเพลิงไหม้ระบาดกว่า 10 จังหวัดที่เป็นแหล่งผลิตสำคัญ	อุปทานลดลงมากจนไม่เพียงพอต่อความต้องการ (โรงงานผลิตแป้งมันสำปะหลังทั่วประเทศมากกว่าครึ่ง (44 โรง) ต้องหยุดกิจการชั่วคราว ส่วนอีก 34 โรงเดินเครื่องได้เพียง 10 เปอร์เซ็นต์)

หมายเหตุ: \* เหตุการณ์ก่อนการศึกษา

<sup>16</sup> รายละเอียดการทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างด้วยวิธี recursive residual และ Chow test แสดงดังภาคผนวก ก1

ในที่นี้ทดสอบจุดเปลี่ยนโครงสร้างภายใต้สมมติฐานที่คาดว่า น่าจะมีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างในชุดข้อมูลที่ใช้ การศึกษานี้ทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างทั้งในชุดข้อมูลที่ใช้ทดสอบความเชื่อมโยงตลาดในแนวนอน (horizontal market integration) และแนวตั้ง (vertical market integration) ซึ่งทดสอบโดยไม่ชี้ชัดช่วงเวลาแน่นอน แต่ให้ผลทดสอบจากวิธี recursive residual เป็นตัวบ่งชี้การมีจุดเปลี่ยนโครงสร้าง (structural break) จากนั้นจะทดสอบยืนยันผลดังกล่าวด้วยการทดสอบ Chow test<sup>17</sup>

### 5.2.1 ผลทดสอบจุดเปลี่ยนโครงสร้างด้วยวิธี recursive residual

ทดสอบจุดเปลี่ยนโครงสร้างด้วยวิธี recursive residual ตามแนวคิดของ Brown *et al.* (1975) ภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่า ไม่มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง (ค่าพารามิเตอร์มีเสถียรภาพ  $b_1=b_2=b_3=...=b_t=b$ ) โดยพิจารณาจากกราฟ CUSUM และ CUSUM square การทดสอบเริ่มจากการหาค่า recursive residual ด้วยการประมาณสมการถดถอยจากจำนวนตัวอย่าง  $r-1$  ค่า (หรือเท่ากับ  $k$ ) (เมื่อ  $r$  คือ ค่าสังเกตที่  $r$  โดย  $r = k+1$  และ  $k$  คือจำนวนตัวแปรอิสระรวมค่าคงที่) เพื่อหาค่า  $b_{r-1}$  จากสมการ (5.1) ในชุดข้อมูลนี้จะทดสอบผ่านสมการ (5.2)

$$Y_t = X_t b_t + e_t \quad ; t = 1, 2, \dots, T \quad (5.1)$$

โดยที่  $Y_t =$  เวกเตอร์ค่าสังเกตของตัวแปรตามที่มีขนาด  $(T*1)$   
 $X_t =$  เมทริกซ์ค่าสังเกตจากตัวแปรอิสระ  $k$  ตัว ที่มีขนาด  $(T*k)$   
 $b_t =$  เวกเตอร์ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอิสระที่มีขนาด  $(k*1)$  ซึ่งอาจมีค่าไม่คงที่ตลอดระยะเวลาที่ศึกษา  
 $e_t =$  ค่าความคลาดเคลื่อนที่เป็นอิสระและมีการกระจายแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่

$$\ln pna_k_t = b_{11} \ln pchi_t + b_{12} \ln pcha_t + b_{13} \ln pcho_t + b_{14} \ln pray_t + b_{15} \ln pkan_t + b_{16} \ln pkon_t + e_t \quad (5.2)$$

<sup>17</sup> การทดสอบยืนยันผลทดสอบจุดเปลี่ยนโครงสร้างจาก recursive residual ด้วย Chow test ในวิทยานิพนธ์เล่มนี้ เนื่องจากเหตุผลที่ว่า ผลทดสอบจากสถิติ CUSUM และ CUSUM SQ ในหลายกรณีบ่งชี้จุดเปลี่ยนโครงสร้างแตกต่างกัน ในขณะที่นักวิจัยหลายคนมักตัดสินโดยเลือกจากสถิติตัวใดตัวหนึ่งระหว่าง CUSUM และ CUSUM SQ แต่เพื่อไม่ให้เกิดความเอนเอียงในการตัดสินใจเลือกใช้ผลจากสถิติตัวใดตัวหนึ่ง ในที่นี้จึงใช้ Chow test เข้ามาช่วยในการชี้ชัด

ถ้า  $b_{r-1}$  เป็น column vector ของค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณได้โดยใช้ข้อมูล  $r-1$  ค่าสังเกตแล้ว ค่าความคลาดเคลื่อนที่ทำนายได้ (forecast error) คำนวณได้จาก  $Y_r - X_r b_{r-1}$  จากนั้นคำนวณค่า recursive residual ( $w_r$ ) จากสมการ (5.3) ทำ 2 ขั้นตอนดังกล่าวซ้ำไปเรื่อยๆ จากตัวอย่างที่ 8, 9, 10, ..., 246<sup>18</sup>

$$w_r = \frac{Y_r - X_r b_{r-1}}{\sqrt{1 + X_r (X_{r-1} X_{r-1})^{-1} X_r}} \quad \text{โดยที่ } r = k+1, k+2, \dots, T \quad (5.3)$$

จากนั้น นำค่าความคลาดเคลื่อน (residual) ที่คำนวณได้มาหาค่าสถิติ CUSUM ( $W_r$ ) ดังสมการ (5.4)

$$W_r = \frac{\sum_{j=k+1}^r w_j}{\hat{\sigma}} \quad (5.4)$$

โดยที่  $\hat{\sigma}$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานจากการถดถอยกับจำนวนข้อมูลทั้งหมด จากนั้นนำค่าที่คำนวณได้มาเปรียบเทียบกับค่าสถิติ CUSUM ที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ (สำหรับระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์  $\alpha = 0.948$ ) หากค่าที่คำนวณได้มากกว่าค่าที่ระดับนัยสำคัญ จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก บ่งชี้ว่ามีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (ค่าสัมประสิทธิ์ไม่มีเสถียรภาพ) ตรวจสอบด้วยการวาดกราฟของค่าสถิติ CUSUM ( $W_r$ ) ในแต่ละ  $r$  กับเวลา และพิจารณาว่าอยู่ในขอบเขตหรือไม่ ถ้าค่า  $W_r$  ที่แต่ละ  $r$  ออกนอกเส้นวิกฤติที่ยอมรับได้ แสดงว่า เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง สำหรับค่าสถิติ CUSUM square สามารถคำนวณได้จากสมการ (5.5)

$$S_r = \frac{\sum_{j=k+1}^r w_j^2}{\sum_{j=k+1}^T w_j^2} \quad (5.5)$$

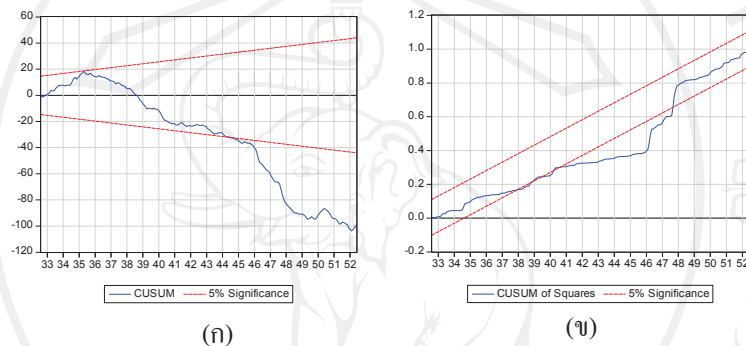
โดยที่  $r = k+1, \dots, T$

$w_j^2$  = ค่าความคลาดเคลื่อนที่ทำนายได้ของของช่วงเวลาล่วงหน้ายกกำลังสอง

นำค่า  $S_r$  ที่ได้ไปสร้างกราฟ หากออกนอกเส้นขอบวิกฤติที่ยอมรับได้ แสดงว่า ค่าพารามิเตอร์ไม่มีเสถียรภาพในช่วงที่ศึกษา (มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง) ในที่นี้ทดสอบโดยใช้สมการราคาหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (lnpnak) เป็นตัวแทนในการทดสอบ เนื่องจากตลาดหัวมันสดเป็นตลาด

<sup>18</sup> การทดสอบโดยเริ่มจากตัวอย่างที่ 8 เนื่องจากการประมาณค่าด้วยวิธี recursive residual ต้องใช้จำนวนตัวอย่างเริ่มต้นเท่ากับ  $r$  เมื่อ  $r = k+1$  ( $k$  คือจำนวนตัวแปรอิสระรวมค่าคงที่) ในที่นี้ตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 รวมค่าคงที่อีก 1 ในที่นี้  $k$  จึงเท่ากับ 7 แต่  $r = k+1$  ดังนั้น  $r = 8$

ระดับเดียวกันและตลาดหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (lnpnak) เป็นตลาดที่มีการผลิตมากเป็นอันดับ 1 ของไทยคิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 25 (ปี 2551) ผลการทดสอบ recursive residual แสดงดังภาพ 5.2 ผลทดสอบจากทั้งกราฟ CUSUM และ CUSUM SQ บ่งชี้ว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเกิดขึ้น โดยผลการทดสอบจาก CUSUM บ่งชี้ว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างในช่วงปี 2546 ส่วนผลการทดสอบจาก CUSUM SQ บ่งชี้ว่า มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างในช่วงปี 2541 และ 2547 จากนั้นนำปีที่คาดว่าจะมีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างที่ได้จากวิธี recursive residual ไปทดสอบยืนยันด้วยวิธี Chow test ต่อไป



ภาพ 5.2 ผลทดสอบจุดเปลี่ยน โครงสร้างด้วยวิธี recursive residual

### 5.2.2 ผลการทดสอบจุดเปลี่ยนโครงสร้างด้วยวิธี Chow test

Chow test เป็นการทดสอบความมีเสถียรภาพของค่าสัมประสิทธิ์ในตัวแปรอิสระ โดยแบ่งช่วงเวลาที่ศึกษาออกเป็นสองช่วงเวลา ด้วยจำนวนตัวอย่างเท่ากับ  $n_1$  และ  $n_2$  โดย  $n = n_1 + n_2$  และให้  $k$  เป็นจำนวนตัวแปรอิสระในสมการ ทำการทดสอบผ่านขั้นตอนดังนี้

ขั้นที่ 1: ประมาณสมการโดยใช้ตัวอย่างทั้งหมดเพื่อหาค่า RSS (=  $S_1$ ) โดยมีองศาความเป็นอิสระ (d.f.) เท่ากับ  $(n-k-1)$

ขั้นที่ 2: ประมาณค่าความสัมพันธ์ของสมการและค่า RSS ช่วงก่อน ( $S_2$ ) และหลัง ( $S_3$ ) ที่จะมีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง แล้วนำค่า RSS ของทั้งสองช่วงเวลามารวมกัน กล่าวคือ  $S_4 = S_2 + S_3$  โดยมีองศาความเป็นอิสระ (d.f.) เท่ากับ  $n-2(k+1)$

ขั้นที่ 3: คำนวณค่าสถิติตามวิธี Chow test ดังสมการ (5.6)

$$F = \frac{S_1 - S_4 / (k+1)}{S_4 / n - 2(k+1)} \quad (5.6)$$

ทดสอบภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่า ค่าพารามิเตอร์ของตัวแปรอิสระทุกตัว (ทั้งสองช่วงเวลาดังกล่าว) มีค่าเท่ากัน ในที่นี้ทดสอบ 2 สมมติฐาน โดยสมมติฐานแรก ทดสอบโดยให้ปี 2546 เป็นปีที่มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง โดยแบ่งช่วงเวลาออกเป็นช่วงก่อนปี 2546 (ม.ค. 2532-ธ.ค.2545) และช่วงปี 2546 เป็นต้นไป (ม.ค.2546-มิ.ย.2552) ภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่า ไม่มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างในปี 2546 ผลทดสอบ (ตาราง 5.3) พบว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับความเชื่อมั่น 99 เปอร์เซนต์ นั่นคือ มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเกิดขึ้น ณ ช่วงเวลาดังกล่าว การเปลี่ยนแปลงดังกล่าวอาจเป็นผลมาจากอิทธิพลของการทำข้อตกลงเปิดเขตการค้าเสรีกับประเทศจีน กอปรกับเป็นช่วงที่ตลาดเป็งมันและมันเส้นกำลังขยายตัว ส่วนสมมติฐานที่ 2 ทดสอบโดยให้ปี 2541 และปี 2547 เป็นปีที่มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง ผลการทดสอบพบว่า ยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

หลังทดสอบจุดเปลี่ยน โครงสร้าง ทำให้แบ่งข้อมูลที่จะใช้สำหรับทดสอบออกเป็น 3 ชุดคือ (1) ชุดข้อมูลทั้งหมด (ม.ค.2532 – ถึงมิ.ย.2552) (2) ข้อมูลของตลาดช่วงที่ 1 (ม.ค.2532-ธ.ค.2545) และ (3) ข้อมูลของตลาดช่วงที่ 2 (ม.ค.2546-มิ.ย.2552) และจะใช้ข้อมูลทั้ง 3 ชุด สำหรับการทดสอบในขั้นต่อไป

ตาราง 5.3 ผลทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างด้วยวิธี Chow test

ปีที่คาดว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง	ค่าสถิติ F
2546 (บ่งชี้จากกราฟ CUSUM)	9.354***
2541 และ 2547 (บ่งชี้จากกราฟ CUSUM SQ)	1.658

หมายเหตุ: ทดสอบภายใต้สมมติฐานหลัก ( $H_0$ ) ที่ว่าไม่มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง ณ ปีที่ระบุ  
: \*\*\* ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับความเชื่อมั่น 99 เปอร์เซนต์

### 5.3 ผลทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วย seasonal unit root<sup>19</sup>

ในขั้นนี้เป็นการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยการทดสอบ seasonal unit root ภายใต้จุดเปลี่ยนโครงสร้าง การทดสอบ seasonal unit root ก็คือ การทดสอบนัยสำคัญของพารามิเตอร์ในสมการช่วย (สมการ (5.7)) ด้วยการถดถอยแบบกำลังสองน้อยที่สุด (ordinary least square: OLS) องค์ประกอบในสมการช่วยประกอบด้วย ตัวแปรช่วย (auxiliary variables) ได้แก่  $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{12t}$  และส่วนที่เป็น deterministic term ได้แก่ ค่าตัดแกน (intercept) ตัวแปรหุ่นเกี่ยวกับฤดูกาล

<sup>19</sup> รายละเอียดของวิธีทดสอบ seasonal unit root เพิ่มเติมจากภาคผนวก ก2

(seasonal dummies) 11 ตัว ได้แก่  $S_2, S_3, \dots, S_{12}$  และตัวแปรแนวโน้ม (time trend) สำหรับตัวแปรแนวโน้ม (time trend) อาจใส่หรือไม่ใส่ก็ได้ ขึ้นอยู่กับลักษณะของข้อมูล ในประเด็นนี้ Taylor (1997) แนะนำว่าควรระมัดระวังการเลือกใส่ deterministic term เป็นพิเศษ โดยเฉพาะตัวแปรแนวโน้ม (trend) เนื่องจากในหลายกรณีพบว่า การใส่และไม่ใส่ตัวแปรแนวโน้ม (trend) ให้ผลที่ขัดแย้งกัน เพราะบางชุดข้อมูลอ่อนไหว (sensitive) ต่อการใส่ตัวแปรแนวโน้ม Taylor จึงแนะนำว่า ในทางปฏิบัติควรตรวจสอบลักษณะของข้อมูลโดยพิจารณาจากกราฟ ซึ่งช่วยในการพิจารณาว่าควรหรือไม่ควรใส่ตัวแปรแนวโน้มในสมการช่วย ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลทั้ง 3 ชุดสำหรับการศึกษาใน ส่วนนี้ ไม่มีแนวโน้มดังภาพ 5.3 (ก)-(ค) จึงไม่จำเป็นต้องใส่ตัวแปรแนวโน้มในสมการช่วย แต่เพื่อยืนยันการไม่มีแนวโน้มของชุดข้อมูลทั้งสอง ในการศึกษาครั้งนี้จึงทดสอบเปรียบเทียบทั้งกรณีที่มีและไม่มีแนวโน้มในสมการช่วย (ตัวแปรแนวโน้มคือ T ในสมการ (5.7))

$$\varphi(B)^* Y_{13t} = \alpha_0 + \alpha_1 T + \sum_{k=2}^{12} \alpha_k S_{kt} + \sum_{k=1}^{12} \pi_k Y_{k,t-1} + \varepsilon_t \quad (5.7)$$

นอกจากองค์ประกอบข้างต้นแล้ว ประเด็นสำคัญที่ต้องพิจารณาสำหรับองค์ประกอบในสมการช่วย คือ การใส่และกำหนด lag ของตัวแปรภายใน (endogenous lags) หรือ lag ของ  $y_{13t}$  เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหาสหสัมพันธ์ข้ามเวลาของตัวแปรความคลาดเคลื่อน (autocorrelation) Beaulieu and Miron (1993) พบว่า การไม่รวม lag ของตัวแปรตามในสมการช่วยจะทำให้ผลการทดสอบเอนเอียง (biased) อันเนื่องมาจากการไม่รวม lag ที่จำเป็นในสมการ ซึ่งต้องแลกกับการสูญเสียพลัง (loss of power) จากการรวม lag ที่ไม่จำเป็นเข้าไปในสมการ Beaulieu and Miron (1993) เลือก lag โดยใช้ Akaike information criterion (AIC) และ Schwarz information criterion (SC) ซึ่งพบว่าจำนวน lag จากวิธี AIC มักจะมากเกินไป (over parameterize) และยังทำให้ปฏิเสธสมมติฐานหลักมากขึ้น ข้อแนะนำอื่นๆ ในการเลือกจำนวนความล่าที่เหมาะสม (optimal lag length) สำหรับการทดสอบ seasonal unit root เช่น Darne and Diebolt (2000) แนะนำให้เลือก lag โดยใช้ AIC SC หรือวิธี sequential approach ที่พัฒนาโดย Otto and Wirjanto (1990) นอกจากนี้ นักวิจัยหลายคน (Harvey *et al.*, 2008; Harvey and Dijk, 2003; DeSerres and Guay, 1995) เลือก lag โดยใช้วิธี sequential rule ที่เป็น truncation lag ตามแนวคิดของ Ng and Perron (1995) โดยพิจารณาร่วมกับวิธี AIC และ SIC

สำหรับในวิทยานิพนธ์เล่มนี้ เลือก lag ของตัวแปรภายในโดยพิจารณาจาก วิธี LR test ร่วมกับวิธี AIC, SC, FPE, และ HQ ในการตัดสินใจสำคัญไปพร้อมๆ กัน ดังกล่าวแล้วในบทที่ 3 จำนวนความล่า (lag) ที่ใช้ต้องทำให้ตัวแปรความคลาดเคลื่อน (residual) มีลักษณะเป็น white noise กล่าวคือ ไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์ข้ามเวลาของตัวแปรความคลาดเคลื่อน (no serial correlation)



(ผลทดสอบจำนวนความล่าที่เหมาะสม (optimal lags) แสดงดังตาราง 5.4) หลังจากกำหนดองค์ประกอบที่เหมาะสมในสมการช่วยครบ จากนั้นเป็นการประมาณค่าสมการช่วย (สมการ (5.7)) ด้วย OLS

ประมาณค่าสมการช่วย ( $y_{13t}$ ) ภายใต้สมมติฐาน 2 กลุ่ม ได้แก่ (1) single hypotheses เป็นการทดสอบ unit root ที่ละความถี่ ตั้งแต่  $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_{12}$  โดยที่  $\pi_1$  คือ unit root ณ ความถี่ศูนย์หรือความถี่ที่ไม่ใช่ฤดูกาล (non-seasonal frequency) ในขณะที่  $\pi_2, \pi_3, \dots, \pi_{12}$  คือ unit root ณ ความถี่ที่เป็นฤดูกาล (seasonal frequencies) ทดสอบโดยใช้สถิติ t (t-test) ภายใต้สมมติฐานหลัก  $H_0 : \pi_i = 0$  เมื่อ  $i = 1, 2, \dots, 12$  คู่กับสมมติฐานทางเลือก  $H_1 : \pi_i < 0$  ทั้งหมด 12 สมมติฐาน (ตาราง ก2) หากยอมรับสมมติฐานหลัก ( $H_0$ ) แสดงว่าชุดข้อมูลมี unit root (non-stationary) ณ ความถี่ (frequencies) ที่ทดสอบ ส่วนสมมติฐานกลุ่มที่ (2) เป็นการทดสอบสมมติฐานร่วม (joint hypotheses) ของ  $\pi_k$  กับ  $\pi_{k+1}$  นั่นคือ  $H_0 : \pi_k = \pi_{k+1} = 0$  เมื่อ  $k = 3, 5, 7, 9, 11$  ทั้งหมด 5 สมมติฐาน (ตาราง ก2) โดยใช้สถิติ F (F-test) หากยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลไม่นิ่งแบบฤดูกาล (มี seasonal unit root) ณ ความถี่ที่ทดสอบ

ตาราง 5.4 จำนวนความล่าที่เหมาะสมในสมการช่วยในการทดสอบ seasonal unit root

ตัวแปร	full period					sub-period 1					sub-period 2				
	วิธีกำหนดจำนวนความล่าที่เหมาะสม					วิธีกำหนดจำนวนความล่าที่เหมาะสม					วิธีกำหนดจำนวนความล่าที่เหมาะสม				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LR	FPE	AIC	SC	HQ
	จำนวนความล่า (lag)														
Pnak	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>
Pchi	-	2 <sup>b</sup>	2 <sup>b</sup>	0	0	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	12	0 <sup>b</sup>	12	0 <sup>b</sup>	12
Pcha	0	2 <sup>b</sup>	2 <sup>b</sup>	0	0	4	4	4	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>
Pcho	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	9	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	10 <sup>a</sup>	12	0 <sup>b</sup>	10 <sup>a</sup>
Pray	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	0 <sup>a</sup>	1 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	0	1 <sup>b</sup>
Pkan	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>
Pkon	9	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	0 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	0 <sup>a</sup>	1 <sup>b</sup>

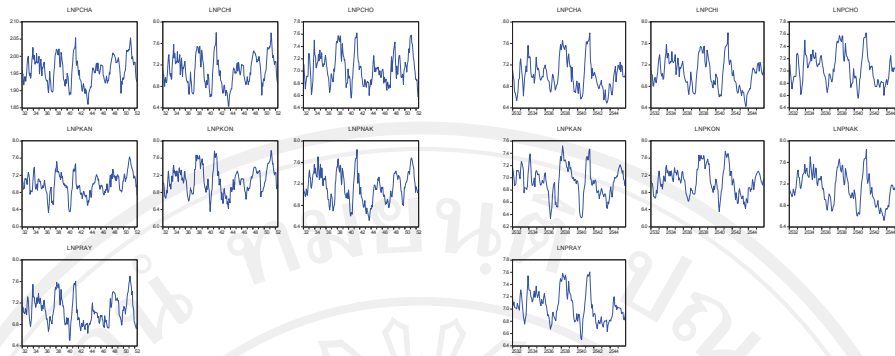
หมายเหตุ: <sup>a</sup> มีปัญหา autocorrelation เมื่อประมาณค่าโดยใช้ lag ดังกล่าว

: <sup>b</sup> ความล่า (lag) ที่เลือกใช้ในสมการช่วยแต่ละชุดข้อมูล

: ตัวแปรทุกตัวอยู่ในรูป logarithms

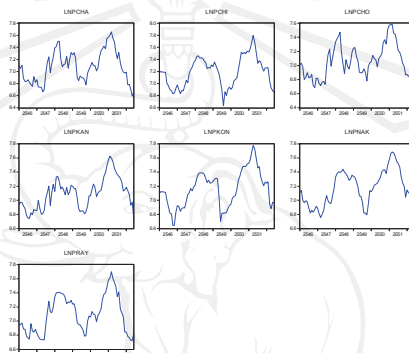
: pnak = ตลาดนครราชสีมา, pchi = ตลาดชัยภูมิ, pkon = ตลาดขอนแก่น, pcha =

ตลาดฉะเชิงเทรา, pcho = ตลาดชลบุรี pray = ตลาดระยอง pkan = ตลาดกาญจนบุรี



(ก) ชุดข้อมูลทั้งหมด

(ข) ข้อมูลของตลาดช่วงที่ 1



(ค) ข้อมูลของตลาดช่วงที่ 2

ภาพ 5.3 ลักษณะข้อมูลของตลาดแต่ละช่วงที่ใช้ทดสอบความเชื่อมโยงตลาดในแนวนอน

**ผลการทดสอบ seasonal unit root**

หลังจากทดสอบจุดเปลี่ยน โครงสร้าง ทำให้แบ่งข้อมูลเป็นสองช่วงเวลา (ก่อนและหลังปี 2546) ดังนั้น จึงแบ่งข้อมูลออกเป็น 3 ชุด ได้แก่ ข้อมูลทั้งหมด (ม.ค.2532 ถึง มิ.ย.2552) จำนวน 246 ตัวอย่าง ข้อมูลในช่วงที่ 1 (ม.ค. 2532-ธ.ค. 2545) จำนวน 168 ตัวอย่าง และข้อมูลในช่วงที่ 2 (ม.ค. 2546 –มิ.ย. 2552) จำนวน 78 ตัวอย่าง แล้วจึงทดสอบ seasonal unit root กับข้อมูลแต่ละชุด

ผลทดสอบ seasonal unit root ในภาพรวม เมื่อเปรียบเทียบระหว่างกรณีที่มีและไม่มีแนวโน้ม (trend) ในแต่ละตัวแปรและแต่ละช่วงเวลา (ตาราง ก1-1 ถึง ก1-3) พบว่า โดยส่วนใหญ่ ทั้งกรณีที่มีและไม่มีแนวโน้ม (trend) ให้ผลทดสอบตรงกันและมีค่าสถิติทดสอบใกล้เคียงกัน แสดงว่าข้อมูลไม่อ่อนไหวกับตัวแปรแนวโน้ม (trend) (ข้อมูลไม่มีแนวโน้ม (trend)) สอดคล้องกับผลที่ได้จากการพิจารณาลักษณะของข้อมูลด้วยกราฟ (ภาพ 5.3 (ก)-(ค)) ดังนั้น ในส่วนนี้จึงรายงานผลทดสอบโดยพิจารณาสมการช่วยเหลือภาวะกรณีที่ไม่มีแนวโน้ม

ผลทดสอบในชุดข้อมูลทั้งหมด (ม.ค.2532 ถึง มิ.ย.2552)

การทดสอบ seasonal unit root ในชุดข้อมูลทั้งหมดแสดงดังตาราง 5.5 ผลการทดสอบ พบว่า ตัวแปรราคาห้วมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (lnpnak) ปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $(\pi)$   $(-\frac{2\pi}{3})$   $(-\frac{\pi}{3})$  และ  $(\frac{\pi}{6})$  จากการทดสอบด้วยสถิติ t และปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $\frac{2\pi}{3}$  และ  $\frac{\pi}{6}$  เมื่อทดสอบด้วยสถิติ F นั่นคือ มี unit root ทั้งความถี่ที่ไม่ใช่ฤดูกาล (ความถี่ศูนย์) และความถี่แบบฤดูกาล ที่ความถี่  $\pm\frac{\pi}{2}$   $\pm\frac{\pi}{3}$  และ  $\pm\frac{5\pi}{6}$  ส่วนตัวแปรราคาห้วมันสดในจังหวัดชัยภูมิ (lnpchi) และ จังหวัดฉะเชิงเทรา (lnpcha) พบว่ามี unit root ในทุกความถี่ที่เป็นฤดูกาล ยกเว้นที่ความถี่ศูนย์ สำหรับตัวแปรราคาห้วมันสดในจังหวัดชลบุรี (lnpcho) พบว่ามี unit root ในทุกความถี่ ยกเว้นที่ความถี่  $\pm\frac{\pi}{3}$  ส่วนตัวแปรราคาห้วมันสดในจังหวัดระยอง (lnpray) พบว่า ปฏิเสธการมี unit root มากกว่าตัวแปรอื่นๆในช่วงเวลาเดียวกัน นั่นคือ ปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $0$   $\pm\frac{2\pi}{3}$   $\pm\frac{5\pi}{6}$  และ  $\pm\frac{\pi}{6}$  นั่นคือ มี unit root เพียงความถี่ศูนย์ (non- seasonal frequency) และความถี่  $\pm\frac{\pi}{2}$  กับ  $\pm\frac{\pi}{3}$  (seasonal frequencies)

สำหรับตัวแปรราคาห้วมันสดในจังหวัดกาญจนบุรี (lnpkan) พบว่ามี unit root ในทุกความถี่ ยกเว้นที่ความถี่  $\pm\frac{5\pi}{6}$  ที่ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์ และความถี่  $\pi$  ที่ปฏิเสธสมมติฐานหลักของการมี unit root ที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ ส่วนตัวแปรราคาห้วมันสดในจังหวัดขอนแก่น (lnpkon) พบว่า ปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่ศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์ จากการทดสอบด้วยสถิติ t และปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $\pm\frac{\pi}{3}$  ที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ จากการทดสอบด้วยสถิติ F หรือกล่าวได้ว่ามี unit root เฉพาะความถี่ที่เป็นฤดูกาล ณ ความถี่  $\frac{\pi}{2}$   $\frac{2\pi}{3}$   $\frac{5\pi}{6}$  และ  $\frac{\pi}{6}$  (สรุปผลทดสอบ seasonal unit root ของทุกตัวแปรในชุดข้อมูลทั้งหมดไว้ในตาราง 5.8)

ผลการทดสอบสำหรับตลาดในช่วงที่ 1: ม.ค. 2532-ธ.ค. 2545

ผลการทดสอบ seasonal unit root ของข้อมูลสำหรับตลาดในช่วงที่ 1 แสดงดังตาราง 5.6 ผลการทดสอบพบว่า มีการปฏิเสธสมมติฐานหลักของการมี unit root น้อยที่สุดในบรรดาข้อมูลทั้ง 3 ชุด กล่าวคือ ตัวแปรส่วนใหญ่ (lnpchi lnpcho lnpray lnpkan และ lnpkon) มี unit root ในทุกความถี่ ยกเว้นตัวแปรราคาห้วมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (lnpnak) ที่ปฏิเสธการมี unit root ณ

ความถี่  $\pm \frac{\pi}{6}$  ที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์ และตัวแปรราคาฟาร์มห้วยมันสดในจังหวัดฉะเชิงเทรา (lnpcha) ปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $\pm \frac{2\pi}{3}$  ที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ หลังจากทดสอบ Seasonal unit root กับทุกตัวแปรในชุดข้อมูลนี้ จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรทุกตัวมี seasonal unit root ดังนั้น จะใช้ filter  $(1-L)^2$  ในการปรับข้อมูลแต่ละตัว (สรุปผลทดสอบ seasonal unit root ของทุกตัวแปรสำหรับตลาดช่วงที่ 1 ไว้ในตาราง 5.8)

#### ผลการทดสอบสำหรับตลาดในช่วงที่ 2 (ม.ค. 2546 –มิ.ย. 2552)

ผลทดสอบจากตาราง 5.7 พบว่า ตัวแปรราคาห้วยมันสดในจังหวัดจันทบุรี (lnpchi) และจังหวัดชลบุรี (lnpcho) ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ในทุกความถี่ทั้งความถี่ที่ไม่ใช่ฤดูกาลและความถี่แบบฤดูกาล ทั้งจากการทดสอบด้วยสถิติ  $t$  และ  $F$  ส่วนผลการทดสอบของตัวแปรราคาห้วยมันสดในจังหวัดกาญจนบุรี (lnpkan) ก็เป็นไปในทำนองเดียวกัน กล่าวคือ มี unit root ในทุกความถี่ทั้งความถี่ศูนย์และความถี่แบบฤดูกาล กล่าวคือ ไม่สามารถปฏิเสธการทดสอบสมมติฐานร่วม โดยใช้สถิติ  $F$  ในทุกความสัมพันธ์ แม้ว่า จะสามารถปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $\frac{\pi}{6}$  ที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์ จากการทดสอบด้วยสถิติ  $t$  ก็ตาม ส่วนตัวแปรราคาห้วยมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (lnpnak) พบว่า ปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่ศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์ จากการทดสอบด้วยสถิติ  $t$  และปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่ที่เป็นฤดูกาล ที่ความถี่  $-\frac{2\pi}{3}$   $\frac{5\pi}{6}$  และ  $\frac{\pi}{6}$  จากการทดสอบด้วยสถิติ  $t$  และปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $\pm \frac{2\pi}{3}$  และ  $\pm \frac{5\pi}{6}$  หรือกล่าวได้ว่า ตัวแปร lnpnak มี seasonal unit root ณ ความถี่  $\pi \pm \frac{\pi}{2} \pm \frac{\pi}{3}$  และ  $\pm \frac{\pi}{6}$

สำหรับตัวแปรราคาห้วยมันสดในจังหวัดฉะเชิงเทรา (lnpcha) พบว่า มี unit root ในทุกความถี่ ทั้งความถี่ศูนย์และความถี่ที่เป็นฤดูกาล ยกเว้นความถี่  $\pm \frac{5\pi}{6}$  ที่ปฏิเสธการมี unit root ทั้งสถิติ  $t$  และ  $F$  สำหรับการทดสอบ seasonal unit root ของตัวแปรราคาห้วยมันสดในจังหวัดระยอง (lnpray) พบว่า มี seasonal unit root ในทุกความถี่ ยกเว้นที่ความถี่  $\pm \frac{5\pi}{6}$  ที่ปฏิเสธการมี unit root ณ ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ ด้วยสถิติ  $F$  ส่วนตัวแปรราคาห้วยมันสดในจังหวัดขอนแก่น (lnpkon) พบว่า มี unit root แบบฤดูกาล ณ ความถี่  $\pm \frac{\pi}{2} \pm \frac{\pi}{3} \pm \frac{5\pi}{6}$  และ  $\frac{\pi}{6}$  คือ ปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $0 \pi \pm \frac{2\pi}{3}$  และ  $\frac{\pi}{3}$  จากการทดสอบด้วยสถิติ  $t$  และปฏิเสธการมี unit root ณ ความถี่  $\pm \frac{2\pi}{3}$  จากการทดสอบสมมติฐานร่วม  $\pi_{5,6}$  ด้วยสถิติ  $F$  ที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ (สรุปผลทดสอบ seasonal unit root ของทุกตัวแปรสำหรับตลาดช่วงที่ 2 ไว้ในตาราง 5.8)

ตาราง 5.5 ผลการทดสอบ seasonal unit root ของข้อมูลทั้งหมด (ม.ค.2532- มิ.ย.2552)

hypotheses	Frequencies (ความถี่)	lnpnak	lnpchi	lnpcha	lnpcho	lnpray	lnpkan	lnpkon
		(0 lag)	(2 lag)	(2 lag)	(0 lag)	(1 lag)	(0 lag)	(1 lag)
		I+S	I+S	I+S	I+S	I+S	I+S	I+S
$\pi_1=0$	0	-1.62	<b>-1.95*</b>	<b>-1.69*</b>	-0.39	<b>-1.77*</b>	-1.46	<b>-2.67***</b>
$\pi_2=0$	$\pi$	<b>-2.22**</b>	-0.41	-0.69	<b>-2.27**</b>	0.13	<b>-2.15**</b>	1.44
$\pi_3=0$	$\frac{\pi}{2}$	-0.65	1.05	0.32	<b>-1.78*</b>	-0.91	0.79	0.76
$\pi_4=0$	$-\frac{\pi}{2}$	-0.10	-0.72	<b>-1.99**</b>	-0.03	-0.38	-0.76	0.97
$\pi_5=0$	$\frac{2\pi}{3}$	-1.45	-0.17	-1.48	-1.17	-0.45	-0.79	0.32
$\pi_6=0$	$-\frac{2\pi}{3}$	<b>2.32**</b>	1.44	0.88	1.11	<b>3.22***</b>	1.62	1.55
$\pi_7=0$	$\frac{\pi}{3}$	-0.74	-0.43	-0.11	-0.15	-0.58	-0.36	<b>-2.43**</b>
$\pi_8=0$	$-\frac{\pi}{3}$	<b>-1.85*</b>	<b>-1.75*</b>	-1.21	<b>-2.39**</b>	-0.93	-1.59	-0.53
$\pi_9=0$	$\frac{5\pi}{6}$	0.75	-1.61	0.45	-0.05	<b>2.81***</b>	-1.60	-0.96
$\pi_{10}=0$	$-\frac{5\pi}{6}$	0.13	0.49	1.22	0.00	-0.49	1.63	0.93
$\pi_{11}=0$	$\frac{\pi}{6}$	<b>-2.09**</b>	-0.17	-1.29	-1.10	<b>-2.29**</b>	-1.16	<b>-1.67*</b>
$\pi_{12}=0$	$-\frac{\pi}{6}$	-1.08	-0.47	-0.97	-1.58	-1.10	-1.41	-1.06
$\pi_3=\pi_4=0$	$\pm\frac{\pi}{2}$	0.22	0.76	2.00	1.61	0.48	0.56	0.77
$\pi_5=\pi_6=0$	$\pm\frac{2\pi}{3}$	<b>4.20**</b>	1.10	1.64	1.48	<b>4.40***</b>	1.72	1.23
$\pi_7=\pi_8=0$	$\pm\frac{\pi}{3}$	2.14	1.59	0.73	<b>2.90*</b>	0.61	1.41	<b>3.13**</b>
$\pi_9=\pi_{10}=0$	$\pm\frac{5\pi}{6}$	0.28	1.48	0.82	0.00	<b>4.04**</b>	2.67*	0.98
$\pi_{11}=\pi_{12}=0$	$\pm\frac{\pi}{6}$	<b>2.94*</b>	0.12	1.30	1.98	<b>3.34**</b>	1.79	2.07

หมายเหตุ: \*, \*\*, \*\*\* ปฏิเสธสมมติฐานหลักของการมี unit root ณ ระดับความถี่ต่างๆ

ที่ระดับนัยสำคัญ 10% 5% และ 1% ตามลำดับ

: I = intercept และ S=seasonal dummies 11 ตัว

: ความถี่ (frequencies) ของ unit root แบ่งเป็น 2 กลุ่ม ได้แก่ (1) zero frequency (ความถี่

ศูนย์) หรือ non-seasonal frequency ทดสอบด้วยสมมติฐาน  $H_0 : \pi_1 = 0$  คู่กับ  $H_a : \pi_1 < 0$

(2) seasonal frequencies (ความถี่ที่เป็นฤดูกาล) ทดสอบด้วยสมมติฐาน  $H_0 : \pi_i = 0$  คู่กับ

$H_a : \pi_i < 0$  เมื่อ  $i = 2, 3, \dots, 12$

ตาราง 5.6 ผลการทดสอบ seasonal unit root ของข้อมูลในตลาดช่วงที่ 1 (ม.ค. 2532-ธ.ค. 2545)

hypotheses	frequencies (ความถี่)	lnpnak	lnpchi	lnpcha	lnpcho	lnpray	lnpkan	lnpkon
		(0 lag)	(0 lag)	(4 lag)	(0 lag)	(0 lag)	(0 lag)	(0 lag)
		I+S	I+S	I+S	I+S	I+S	I+S	I+S
$\pi_1=0$	0	-0.16	-0.39	-0.89	0.00	0.13	-0.76	-0.47
$\pi_2=0$	$\pi$	0.31	0.44	0.62	-0.20	-0.43	0.82	-0.17
$\pi_3=0$	$\frac{\pi}{2}$	-0.44	0.48	0.84	-1.34	-0.83	-0.93	-1.23
$\pi_4=0$	$-\frac{\pi}{2}$	-0.85	-0.91	-0.18	-0.01	-0.41	-0.29	-0.81
$\pi_5=0$	$\frac{2\pi}{3}$	-0.48	-1.21	0.42	-0.39	-0.30	-0.61	-0.53
$\pi_6=0$	$-\frac{2\pi}{3}$	0.04	-0.47	0.14	1.37	1.56	1.10	0.06
$\pi_7=0$	$\frac{\pi}{3}$	-0.54	-0.64	0.07	0.00	-0.51	-0.18	-0.32
$\pi_8=0$	$-\frac{\pi}{3}$	-0.53	-1.58	0.71	-1.60	-0.99	-1.30	-0.17
$\pi_9=0$	$\frac{5\pi}{6}$	-1.21	-1.03	<b>2.09**</b>	-0.61	-0.33	<b>-1.70*</b>	-1.31
$\pi_{10}=0$	$-\frac{5\pi}{6}$	1.14	1.55	<b>1.94*</b>	-0.32	-0.56	-0.35	1.16
$\pi_{11}=0$	$\frac{\pi}{6}$	0.99	0.62	-1.20	0.21	0.37	0.78	0.49
$\pi_{12}=0$	$-\frac{\pi}{6}$	<b>-2.06**</b>	<b>-1.66*</b>	0.22	-0.66	-1.00	-1.32	<b>-1.80*</b>
$\pi_3=\pi_4=0$	$\pm \frac{\pi}{2}$	0.48	0.50	0.37	0.92	0.45	0.49	1.18
$\pi_5=\pi_6=0$	$\pm \frac{2\pi}{3}$	0.12	0.80	0.10	1.08	1.30	0.83	0.15
$\pi_7=\pi_8=0$	$\pm \frac{\pi}{3}$	0.32	1.60	0.25	1.30	0.68	0.89	0.07
$\pi_9=\pi_{10}=0$	$\pm \frac{5\pi}{6}$	1.51	1.87	<b>3.21*</b>	0.23	0.21	1.50	1.67
$\pi_{11}=\pi_{12}=0$	$\pm \frac{\pi}{6}$	<b>2.49*</b>	1.52	0.72	0.23	0.55	1.10	1.70

หมายเหตุ: \*, \*\*, \*\*\* ปฏิเสธสมมติฐานหลักของการมี unit root ณ ระดับความถี่ต่างๆ

ที่ระดับนัยสำคัญ 10% 5% และ 1% ตามลำดับ

: I = intercept และ S = seasonal dummies 11 ตัว

: ความถี่ (frequencies) ของ unit root แบ่งเป็น 2 กลุ่ม ได้แก่ (1) zero frequency (ความถี่

ศูนย์) หรือ non-seasonal frequency ทดสอบด้วยสมมติฐาน  $H_0 : \pi_1 = 0$  คู่กับ  $H_a : \pi_1 < 0$

(2) seasonal frequencies (ความถี่ที่เป็นฤดูกาล) ทดสอบด้วยสมมติฐาน  $H_0 : \pi_i = 0$  คู่กับ

$H_a : \pi_i < 0$  เมื่อ  $i = 2, 3, \dots, 12$

ตาราง 5.7 ผลการทดสอบ seasonal unit root ของข้อมูลในไตรมาสที่ 2 (ม.ค. 2546 – มิ.ย. 2552)

hypotheses	frequencies (ความถี่)	lnpna	lnpch	lnpcha	lnpcho	lnpray	lnpkan	lnpkon
		(0 lag) I+S	(0 lag) I+S	(1 lag) I+S	(0 lag) I+S	(1 lag) I+S	(0 lag) I+S	(1 lag) I+S
$\pi_1=0$	0	<b>-1.18*</b>	0.37	-0.89	-0.02	-1.25	-0.58	<b>-1.83*</b>
$\pi_2=0$	$\pi$	-1.78	0.59	0.62	-0.88	0.69	-1.47	<b>2.05**</b>
$\pi_3=0$	$\frac{\pi}{2}$	-1.12	0.58	0.84	-1.50	-0.53	1.33	1.39
$\pi_4=0$	$-\frac{\pi}{2}$	1.26	-0.06	-0.18	0.94	0.08	0.20	1.37
$\pi_5=0$	$\frac{2\pi}{3}$	-0.21	0.58	0.42	-0.85	0.77	-0.14	<b>2.04**</b>
$\pi_6=0$	$-\frac{2\pi}{3}$	<b>2.48**</b>	0.79	0.14	0.12	<b>2.08**</b>	0.74	<b>2.03**</b>
$\pi_7=0$	$\frac{\pi}{3}$	-0.01	-0.96	0.07	0.52	-0.15	-0.25	<b>-1.69*</b>
$\pi_8=0$	$-\frac{\pi}{3}$	-1.16	-1.64	0.71	-0.59	0.36	-0.52	0.87
$\pi_9=0$	$\frac{5\pi}{6}$	<b>2.80***</b>	-0.15	<b>2.09**</b>	0.46	<b>2.48**</b>	0.01	-0.22
$\pi_{10}=0$	$-\frac{5\pi}{6}$	-0.05	0.01	<b>1.94*</b>	0.52	0.61	<b>1.80*</b>	-0.12
$\pi_{11}=0$	$\frac{\pi}{6}$	<b>-1.86*</b>	0.47	-1.20	-0.80	<b>-1.88*</b>	-1.15	-1.44
$\pi_{12}=0$	$-\frac{\pi}{6}$	-0.55	-1.29	0.22	-0.69	0.22	-0.33	0.35
$\pi_3=\pi_4=0$	$\pm\frac{\pi}{2}$	1.35	0.17	0.37	1.53	0.14	0.93	1.90
$\pi_5=\pi_6=0$	$\pm\frac{2\pi}{3}$	<b>3.19*</b>	0.48	0.10	0.38	2.39	0.30	<b>3.90**</b>
$\pi_7=\pi_8=0$	$\pm\frac{\pi}{3}$	0.67	2.20	0.25	0.28	0.07	0.18	1.79
$\pi_9=\pi_{10}=0$	$\pm\frac{5\pi}{6}$	<b>3.94**</b>	0.01	<b>3.21*</b>	0.24	<b>3.25**</b>	1.63	0.03
$\pi_{11}=\pi_{12}=0$	$\pm\frac{\pi}{6}$	2.09	0.86	0.72	0.59	1.78	0.78	1.05

หมายเหตุ: \*, \*\*, \*\*\* ปฏิเสธสมมติฐานหลักของการมี unit root ณ ระดับความถี่ต่างๆ

ที่ระดับนัยสำคัญ 10% 5% และ 1% ตามลำดับ

: I = intercept และ S=seasonal dummies 11 ตัว

: ความถี่ (frequencies) ของ unit root แบ่งเป็น 2 กลุ่ม ได้แก่ (1) zero frequency (ความถี่ศูนย์) หรือ non-seasonal frequency ทดสอบด้วยสมมติฐาน  $H_0 : \pi_1 = 0$  คู่กับ  $H_a : \pi_1 < 0$

(2) seasonal frequencies (ความถี่ที่เป็นฤดูกาล) ทดสอบด้วยสมมติฐาน  $H_0 : \pi_i = 0$  คู่กับ

$H_a : \pi_i < 0$  เมื่อ  $i = 2, 3, \dots, 12$

### สรุปผลทดสอบ seasonal unit root ของตลาดแต่ละช่วง

หลังทดสอบ seasonal unit root ของแต่ละตัวแปรในแต่ละชุดข้อมูล พบว่า ข้อมูลส่วนใหญ่มีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ซึ่งผลทดสอบมี 3 ลักษณะคือ (1) ข้อมูลไม่นิ่ง ณ ความถี่ศูนย์ (2) ข้อมูลไม่นิ่ง ณ ความถี่ที่เป็นฤดูกาล และ (3) ข้อมูลไม่นิ่งทั้งที่ความถี่ศูนย์และความถี่ที่เป็นฤดูกาล สำหรับในกรณีแรก (ข้อมูลไม่นิ่ง ณ ความถี่ศูนย์) จะจัดความไม่นิ่งด้วย  $(1-L)$  หรือใช้สัญลักษณ์  $\Delta$  แต่ถ้าข้อมูลไม่นิ่งดังเช่นกรณีที่สอง (ไม่นิ่ง ณ ความถี่ที่เป็นฤดูกาล) จะจัดความไม่นิ่งดังกล่าวด้วย  $(1-L^{12})$  หรือใช้สัญลักษณ์  $\Delta_{12}$  สำหรับกรณีที่ข้อมูลไม่นิ่งทั้งความถี่ศูนย์และความถี่ที่เป็นฤดูกาล จะจัดความไม่นิ่งด้วย  $(1-L)(1-L^{12})$  หรือใช้สัญลักษณ์  $\Delta_1\Delta_{12}$

ตาราง 5.8 สรุปผลการทดสอบ seasonal unit root ของตลาดแต่ละช่วง

ตัวแปร	ผลทดสอบ		
	ข้อมูลทั้งหมด	ตลาดช่วงที่ 1	ตลาดช่วงที่ 2
1. lnpnak	z, s	z, s	s
2. lnpci	s	z, s	z, s
3. lnpci	s	z, s	z, s
4. lnpci	z, s	z, s	z, s
5. lnpry	s	z, s	z, s
6. lnpan	z, s	z, s	s
7. lnkon	s	z, s	s

หมายเหตุ: z = non-stationary (unit root) at zero frequencies (ไม่นิ่ง ณ ความถี่ศูนย์)

: s = non-stationary (unit root) at seasonal frequencies (ไม่นิ่ง ณ ความถี่ที่เป็นฤดูกาล)

: กรณีที่ข้อมูลไม่นิ่ง ณ ความถี่ศูนย์ (z): filter ด้วย  $\Delta$  หรือ  $(1-L)$

: กรณีที่ข้อมูลไม่นิ่ง ณ ความถี่ที่เป็นฤดูกาล (s): filter ด้วย  $(1-L^{12})$  หรือ  $\Delta_{12}$

: กรณีที่ข้อมูลไม่นิ่งทั้งที่ความถี่ศูนย์ (z) และความถี่ที่เป็นฤดูกาล (s): filter ด้วย  $(1-L)(1-L^{12})$  หรือ  $\Delta_1\Delta_{12}$



#### 5.4 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงคูลยภาพระยะยาว (cointegration test)

ในขั้นนี้เป็นการทดสอบ cointegration โดยใช้ Johansen's cointegration ดังสมการ (5.8) โดยเมทริกซ์  $\Pi$  ( $\Pi$ ) เป็นเมทริกซ์ผลกระทบ (impact matrix) ที่ประกอบด้วย  $\alpha\beta'$  โดยสัมประสิทธิ์  $\beta$  ในสมการ cointegration แสดงถึงความยืดหยุ่นในระยะยาว (long-run elasticity) และเมทริกซ์  $\alpha$  แสดงถึงการปรับตัวในระยะสั้น (short run adjustment) ในแต่ละความสัมพันธ์ (cointegration relations) ดังกล่าวแล้วในบทที่ 3 ในที่นี้สมมติให้ต้นทุนในการเคลื่อนย้ายสินค้า (transfer cost) คงที่ (ปรากฏเป็นส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดของค่าคงที่,  $\mu$ )

$$\Delta P_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

ในส่วนนี้ทดสอบทั้งหมด 3 สมมติฐานได้แก่

- 1) ทดสอบหา cointegration rank ( $r$ ) จากสมการ (5.8) ภายใต้สมมติฐาน  $H_0 : \Pi = \alpha\beta'$

การหา cointegration rank เพื่อตรวจสอบว่าชุดข้อมูลดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงคูลยภาพระยะยาว (cointegration) ระหว่างกันหรือไม่ หากทดสอบแล้วพบว่าเป็น full rank กล่าวคือ จำนวนความสัมพันธ์ ( $r$ ) เท่ากับจำนวนตัวแปร ( $n$ ) บ่งชี้ว่าข้อมูลมีความนิ่ง<sup>20</sup> (stationary) จะใช้แบบจำลอง vector autoregressive (VAR) ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร สำหรับกรณีที่พบว่า จำนวนความสัมพันธ์ ( $r$ ) เป็นศูนย์ ( $r=0$ ) จะใช้แบบจำลอง VAR ที่อยู่ในรูปผลต่าง (difference) แต่หากทดสอบแล้วพบว่ามีจำนวนความสัมพันธ์ ( $r$ ) มากกว่าศูนย์แต่น้อยกว่าจำนวนตัวแปร ( $n$ ) ( $0 < r < n$ ) ก็แสดงว่า มีความสัมพันธ์เชิงคูลยภาพระยะยาว (cointegration relations) เท่ากับ  $r$  ความสัมพันธ์ระหว่าง  $n$  ตัวแปร ในกรณีเช่นนี้จะใช้ แบบจำลอง vector error correction (VEC)

<sup>20</sup> กรณีเช่นนี้ไม่ควรเกิดขึ้น แต่ก็มีข้อยกเว้นสำหรับกรณีดังกล่าว ดังที่ คู่มือ Eviews 6 แนะนำว่า บางกรณีผลทดสอบ unit root อาจขัดแย้งกับผลการทดสอบ cointegration เช่น ผลการทดสอบ unit root บอกว่าชุดข้อมูลมีการเคลื่อนไปด้วยกัน (series are integrated) (เกิดเมื่อข้อมูลไม่นิ่ง) แต่ผลการทดสอบ cointegration กลับบอกว่า เมทริกซ์  $\Pi$  เป็น full rank (บ่งชี้ว่าข้อมูลนิ่ง) ผลทดสอบที่ขัดแย้งกันอย่างชัดเจนเช่นนี้ อาจเกิดจาก low power ในการทดสอบ cointegration หรือเกิดจากกลุ่มตัวอย่างที่นำมาทดสอบมีขนาดเล็ก นอกจากนี้อาจบ่งชี้ถึงการสร้างตัวแบบไม่เหมาะสม (specification error)

2) ทดสอบกฎราคาเดียว (law of one price, LOP) ด้วยการทดสอบใส่ข้อจำกัดใน beta matrix ( $\beta$ )

ภายใต้สมมติฐานหลัก  $H_0 : R'\beta = 0$

การทดสอบกฎราคาเดียว (LOP) ทำได้ด้วยการใส่ข้อจำกัด (1, -1) กับ cointegrating vector (กรณี 2 ตัวแปร) สำหรับกรณีหลายตัวแปร (multivariate) ผลรวมของความสัมพันธ์ (cointegrating vector) ใดใดต้องเท่ากับศูนย์ สมมติว่าพิจารณาตลาดทั้งหมด  $n$  ตลาด กฎราคาเดียวระหว่างตลาดที่พิจารณาทั้งหมด เกิดขึ้นเมื่อราคาในทุกตลาดถูกกำหนดขึ้นพร้อมกัน ซึ่งก็คือกรณี full rank ( $r = n$ ) แต่หากข้อมูลไม่นิ่งและมีลักษณะเคลื่อนไปด้วยกันแล้ว การกำหนดราคาในแต่ละตลาดที่เกิดขึ้นพร้อมกัน (เป็นไปตามกฎราคาเดียว) จะมีได้สูงสุดเท่ากับ  $n-1$  ตลาด ( $r=n-1$ ) แต่หาก  $r < n-1$  แล้ว กฎราคาเดียวจะปฏิเสธการเกิดขึ้นพร้อมกันของชุดราคาทั้งหมด ในกรณีเช่นนี้ สมมติฐานที่สามารถทดสอบได้ก็คือ การทดสอบกฎราคาเดียวระหว่าง 2 ตัวแปรใดใด (Nanang, 2000)

3) ทดสอบความเป็นนอกระบบ (weak exogeneity) ด้วยการใส่ข้อจำกัดใน alpha matrix ( $\alpha$ )

ภายใต้สมมติฐานหลัก  $H_0 : \beta'\alpha = 0$

$\alpha$  เป็นพารามิเตอร์ที่แสดงถึงการปรับตัว (adjustment parameter) ซึ่งสัมพันธ์กับแนวคิดความเป็นนอกระบบ (weak exogeneity)<sup>21</sup> ถ้า adjustment parameter ( $\alpha$ ) ทั้งหมดของตัวแปรหนึ่งๆ เป็นศูนย์ แสดงว่าตัวแปรนั้นเป็น weak exogeneity ของพารามิเตอร์ในระยะยาว (ตัวแปรนั้นไม่ได้มีอิทธิพลต่อพารามิเตอร์ในระยะยาว) (Vinuya, 2006: 7) การทดสอบความเป็นนอกระบบทำได้โดยทดสอบใส่ข้อจำกัดในเมทริกซ์  $\alpha$  ภายใต้สมมติฐานหลัก  $H_0 : \beta'\alpha = 0$

#### 5.4.1 ผลทดสอบ cointegration rank

ผลทดสอบ cointegration rank ในชุดข้อมูลทั้งหมด (ม.ค.2532 ถึง มิ.ย.2552)

การทดสอบ cointegration ต้องประมาณค่าแบบจำลอง VAR in level เพื่อกำหนดจำนวนความล่าที่เหมาะสม และทดสอบ cointegration rank โดยใช้สถิติ 2 ตัวคือ trace test ( $\lambda_{\text{trace}}$ ) และ maximal eigenvalue test ( $\lambda_{\text{max}}$ ) ผลทดสอบจากตาราง 5.9 พบว่า trace test บ่งชี้ว่ามี 4 ความสัมพันธ์ (cointegrating equations) ในขณะที่ maximal eigenvalue test บ่งชี้ว่ามี 3

<sup>21</sup> การทดสอบความเป็นนอกระบบสามารถบ่งชี้ถึงพฤติกรรมความเป็นผู้นำตลาด (price leadership) ได้ ดังนั้นจึงมีนักวิจัยหลายคนใช้การทดสอบความเป็นนอกระบบเพื่อตรวจสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุผลภาพ (causality test) ระหว่างตัวแปร แต่ในวิทยานิพนธ์เล่มนี้ทดสอบความเป็นนอกระบบ (weak exogeneity) กับความสัมพันธ์เชิงเหตุผลภาพ (causality test) แยกกัน

ความสัมพันธ์ (cointegrating equations) ที่เป็นไปได้ระหว่าง 7 ตัวแปร กรณีที่ผลการทดสอบ cointegration rank จาก  $\lambda_{\text{trace}}$  และ  $\lambda_{\text{max}}$  ไม่ตรงกัน Eviews 6 แนะนำให้ตรวจสอบผลจากการประมาณค่า cointegrating vectors และตัดสินใจเลือกโดยพิจารณาจากความสามารถในการอธิบายของ cointegrating relations ในกรณีนี้เลือกใช้ cointegration rank เท่ากับ 3 เนื่องจาก เมื่อทดสอบเปรียบเทียบระหว่างการประมาณค่าที่จำนวน cointegration rank เท่ากับ 3 และ 4 พบว่า ค่าประมาณที่ใช้ cointegration rank เท่ากับ 3 อธิบายความสัมพันธ์ได้ดีกว่าและให้ค่า AIC กับ SC ต่ำกว่า

**ตาราง 5.9** ผลทดสอบ cointegration rank ที่ใช้ในชุดข้อมูลทั้งหมด

Trace test ( $\lambda_{\text{trace}}$ )				Maximal eigen value ( $\lambda_{\text{max}}$ )			
$H_0$	$H_1$	test statistic	C(5%)	$H_0$	$H_1$	test statistic	C(5%)
$r=0$	$r>1$	161.8358**	111.7805	$r=0$	$r=1$	44.54602**	42.77219
$r \leq 1$	$r>2$	117.2898**	83.93712	$r=1$	$r=2$	40.95385**	36.63019
$r \leq 2$	$r>3$	76.33591**	60.06141	$r=2$	$r=3$	30.70846**	30.43961
$r \leq 3$	$r>4$	44.62745**	40.17493	$r=3$	$r=4$	22.40238	24.15921
$r \leq 4$	$r>5$	23.22506	24.27596	$r=4$	$r=5$	13.72893	17.79730
$r \leq 5$	$r>6$	9.496136	12.32090	$r=5$	$r=6$	9.467318	11.22480
$r \leq 6$	$r>7$	0.028818	4.129906	$r=6$	$r=7$	0.028818	4.129906

Note: \*\* ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ( $H_0$ ) ของ cointegration rank  $r$  ที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

ผลการทดสอบ cointegration rank สำหรับตลาดในช่วงที่ 1 (ม.ค. 2532-ธ.ค. 2545)

ทดสอบ cointegration rank ของข้อมูลในตลาดช่วงที่ 1 เช่นเดียวกับในชุดข้อมูลทั้งหมด ผลทดสอบจาก Trace test ( $\lambda_{\text{trace}}$ ) ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า มี cointegration rank ( $r$ ) อย่างมากเท่ากับ 5 ( $r \leq 5$ ) บ่งชี้ว่ามี cointegration rank ( $r$ ) เท่ากับ 6 ความสัมพันธ์ ส่วน Maximal eigenvalue test ( $\lambda_{\text{max}}$ ) บ่งชี้ว่ามี cointegration rank ( $r$ ) เท่ากับ 2 ความสัมพันธ์ โดยปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า มี cointegration rank ( $r$ ) เท่ากับ 1 ( $r = 1$ ) (ตาราง 5.10) ในกรณีนี้เลือกอธิบายที่ 2 ความสัมพันธ์ (cointegration rank) เนื่องจาก เมื่อทดสอบเปรียบเทียบระหว่างการประมาณค่าที่กำหนดจำนวน cointegration rank เท่ากับ 2 และ 6 พบว่า ค่าประมาณที่ใช้ cointegration rank เท่ากับ 2 อธิบายความสัมพันธ์ได้ดีกว่าและให้ค่า AIC กับ SC ต่ำกว่า ในขั้นต่อไปเป็นการประมาณค่าโดยใช้แบบจำลอง VEC ที่ 2 ความสัมพันธ์และทดสอบกฎราคาเกี่ยวกับความเป็นนอกระบบในแบบจำลอง VEC ดังกล่าว

**ตาราง 5.10** ผลการทดสอบ cointegration rank สำหรับตลาดในช่วงที่ 1

Trace test ( $\lambda_{\text{trace}}$ )				Maximal eigen value ( $\lambda_{\text{max}}$ )			
$H_0$	$H_1$	test statistic	C(5%)	$H_0$	$H_1$	test statistic	C(5%)
$r=0$	$r>1$	196.1397**	134.6780	$r=0$	$r=1$	61.38829**	47.07897
$r \leq 1$	$r>2$	134.7514**	103.8473	$r=1$	$r=2$	41.95730**	40.95680
$r \leq 2$	$r>3$	92.79412**	76.97277	$r=2$	$r=3$	30.12678	34.80587
$r \leq 3$	$r>4$	62.66734**	54.07904	$r=3$	$r=4$	24.69101	28.58808
$r \leq 4$	$r>5$	37.97633**	34.19275	$r=4$	$r=5$	17.39013	22.29962
$r \leq 5$	$r>6$	20.58620**	20.26184	$r=5$	$r=6$	13.50473	14.89210
$r \leq 6$	$r>7$	7.081470	9.164546	$r=6$	$r=7$	7.081470	9.164546

Note: \*\* ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ( $H_0$ ) ของ cointegration rank  $r$  ที่ระดับนัยสำคัญ 5%

ผลทดสอบ cointegration rank สำหรับตลาดในช่วงที่ 2 (ม.ค. 2546 – มิ.ย. 2552)

ทดสอบ cointegration rank ของข้อมูลในตลาดช่วงที่ 2 เช่นเดียวกับข้อมูลชุดอื่นๆ Trace test และ Maximal eigenvalue test ให้ผลทดสอบที่ตรงกัน โดยบ่งชี้ว่ามี 1 ความสัมพันธ์ (cointegrating relations) ที่เป็นไปได้ระหว่าง 7 ตัวแปร (ตาราง 5.11) ในขั้นต่อไป จึงเป็นการประมาณค่าโดยใช้แบบจำลอง VEC ที่ 1 ความสัมพันธ์ และทดสอบกฎราคาเกี่ยวกับความเป็นนอกระบบ

**ตาราง 5.11** ผลการทดสอบ cointegration rank สำหรับตลาดในช่วงที่ 2

Trace test ( $\lambda_{\text{trace}}$ )				Maximal eigen value ( $\lambda_{\text{max}}$ )			
$H_0$	$H_1$	test statistic	C(5%)	$H_0$	$H_1$	test statistic	C(5%)
$r=0$	$r>1$	144.0210**	111.7805	$r=0$	$r=1$	67.30758**	42.77219
$r \leq 1$	$r>2$	77.71346	83.93712	$r=1$	$r=2$	33.61285	36.63019
$r \leq 2$	$r>3$	44.10061	60.06141	$r=2$	$r=3$	21.11705	30.43961
$r \leq 3$	$r>4$	22.98356	40.17493	$r=3$	$r=4$	11.27926	24.15921
$r \leq 4$	$r>5$	11.70430	24.27596	$r=4$	$r=5$	6.981373	17.79730
$r \leq 5$	$r>6$	4.722928	12.32090	$r=5$	$r=6$	4.640954	11.22480
$r \leq 6$	$r>7$	0.081974	4.129906	$r=6$	$r=7$	0.081974	4.129906

หมายเหตุ: \*\* ปฏิเสธสมมติฐานหลัก ( $H_0$ ) ของ cointegration rank  $r$  ที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

ขั้นต่อไปเป็นการประมาณค่าแบบจำลอง VEC<sup>22</sup> (restricted VAR) ภายใต้จำนวน rank ที่เลือก (ในกรณีนี้คือ 3 ranks) การประมาณค่า (estimate) แบบจำลอง VEC ในวิทยานิพนธ์เล่มนี้มีวัตถุประสงค์ 3 ประการคือ (1) เพื่อทดสอบกฎราคาเดียวและความเป็นนอกระบบ<sup>23</sup> (ใส่ข้อจำกัดในเมทริกซ์  $\beta$  และ  $\alpha$ ) (2) เพื่อนำ residual ที่ได้จาก VEC เข้ามาช่วยอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร (innovation account) ในรูป impulse response function (IRF) และ forecast error variance decomposition (FEVD) และ (3) เพื่อใช้ residual จาก VEC เป็น input เข้าไปทดสอบใน Pc algorithms ในการหาความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพตามแนวคิด DAG

#### 5.4.2 การทดสอบกฎราคาเดียวและความเป็นนอกระบบ

##### ชุดข้อมูลทั้งหมด

- 1) ผลทดสอบกฎราคาเดียว (law of one price, LOP) ของชุดข้อมูลทั้งหมด

ผลทดสอบกฎราคาเดียว ด้วยการทดสอบใส่ข้อจำกัดใน beta matrix ( $\beta$ ) ของสมการ (5.9) ภายใต้สมมติฐานหลัก  $H_0 : R'\beta = 0$  (ตาราง 5.12) บ่งชี้ว่า ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ในทุกข้อจำกัด (ทุกคู่ตลาด) ยกเว้นสมมติฐาน  $\beta_{11} + \beta_{15} = 0$  ที่ทดสอบกฎราคาเดียวระหว่างตลาดขอนแก่น (pkon) กับจะเขิงเทรา (pcha) ผลทดสอบในชุดข้อมูลนี้บ่งชี้ว่า นอกจากตลาดจะเชื่อมโยงกันอย่างดีแล้ว ความสัมพันธ์ระหว่างตลาดส่วนใหญ่ยังเป็นไปตามกฎราคาเดียว (LOP) แสดงว่า ตลาดในชุดข้อมูลนี้มีประสิทธิภาพ แต่ประเด็นที่น่าสังเกตคือ การที่ตลาดทุกคู่เป็นไปตามกฎราคาเดียว ยกเว้นตลาดขอนแก่น (pkon) กับจะเขิงเทรา (pcha)

$$\alpha\beta'P_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} \\ \alpha_{71} & \alpha_{72} & \alpha_{73} \end{bmatrix}_{7 \times 3} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} & \beta_{17} \\ 0 & 1 & 0 & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{26} & \beta_{27} \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{34} & \beta_{35} & \beta_{36} & \beta_{37} \end{bmatrix}_{3 \times 7} \begin{bmatrix} Pkon \\ Pray \\ Pkan \\ Pcho \\ Pcha \\ Pchi \\ Pnak \end{bmatrix}_{7 \times 1} \quad (5.9)$$

<sup>22</sup> การประมาณค่า VEC ในวิทยานิพนธ์เล่มนี้ไม่ได้อธิบายค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\beta$  และ  $\alpha$  ซึ่งแสดงถึงความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้น (แต่แสดงผลทดสอบไว้ในภาคผนวก ค2) เนื่องจากกรณีที่มีหลายความสัมพันธ์ (cointegration vectors) การตีความค่อนข้างยาก การศึกษาในวิทยานิพนธ์เล่มนี้จึงใช้ residual (innovation) จาก VEC เข้ามาช่วยอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร (innovation account) ดังที่นักวิจัยหลายคนแนะนำ

<sup>23</sup> เฉพาะในส่วนของกรทดสอบความเชื่อมโยงตลาดในแนวนอนหรือตลาดเชิงพื้นที่ (spatial market integration)

ตาราง 5.12 ผลทดสอบกฎราคาเดียวในชุดข้อมูลทั้งหมด

hypothesis ( $H_0 : R'\beta = 0$ )		$\chi^2$ test statistic	Prob.	ผล
$\beta_{11} + \beta_{14} = 0$	pkon=1, pcho= -1	0.084779	0.770922	ยอมรับ
$\beta_{11} + \beta_{15} = 0$	pkon=1, pcha= -1	7.250207	0.007089	ปฏิเสธ
$\beta_{11} + \beta_{16} = 0$	pkon=1, pchi= -1	1.326333	0.249459	ยอมรับ
$\beta_{11} + \beta_{17} = 0$	pkon=1, pnak= -1	0.703432	0.401633	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{24} = 0$	pray=1, pcho= -1	0.117931	0.731289	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{25} = 0$	pray=1, pcha= -1	0.059543	0.807220	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{26} = 0$	pray=1, pchi= -1	0.803173	0.370146	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{27} = 0$	pray=1, pnak= -1	1.427376	0.232193	ยอมรับ
$\beta_{33} + \beta_{34} = 0$	pkan=1, pcho= -1	0.197615	1.000000	ยอมรับ
$\beta_{33} + \beta_{35} = 0$	pkan=1, pcha= -1	3.740491	1.000000	ยอมรับ
$\beta_{33} + \beta_{36} = 0$	pkan=1, pchi= -1	0.699504	1.000000	ยอมรับ
$\beta_{33} + \beta_{37} = 0$	pkan=1, pnak= -1	1.228547	1.000000	ยอมรับ

หมายเหตุ: ทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

2) ผลทดสอบความเป็นนอกระบบ (weak exogeneity) ในชุดข้อมูลทั้งหมด

ทดสอบความเป็นนอกระบบด้วยการใส่ข้อจำกัดใน alpha matrix ( $\alpha$ ) ภายใต้สมมติฐาน  $H_0 : \beta'\alpha = 0$  ผลทดสอบจากตาราง 5.13 บ่งชี้ว่า  $\alpha_3$  (ราคาหัวมันสดในจังหวัดกาญจนบุรี, pkan) และ  $\alpha_4$  (ราคาหัวมันสดในจังหวัดชลบุรี, pcho) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ บ่งชี้ว่าทั้งสองตัวแปรดังกล่าว (แถวที่ 2 และ 3 ของเมทริกซ์  $\alpha$  ในสมการ (5.9)) ไม่ได้มีอิทธิพลต่อตลาดขอนแก่น (pkon) ระวัง (pray) และกาญจนบุรี (pkan) ในสมการความสัมพันธ์ (cointegration equation) ที่ 1 2 และ 3 ตามลำดับ

ตาราง 5.13 ผลทดสอบความเป็นนอกระบบ (weak exogeneity) ในชุดข้อมูลทั้งหมด

$H_0$ : test of weak exogeneity ( $H_0 : \beta' \alpha = 0$ )		$\chi^2$ test statistic	Prob.	ผล
$\alpha_{1j} = 0$ for $j = 1, 2, 3$	( $\alpha_1 = \text{pkon}$ )	10.30224	0.016164	ปฏิเสธ
$\alpha_{2j} = 0$ for $j = 1, 2, 3$	( $\alpha_2 = \text{pray}$ )	10.10933	0.017659	ยอมรับ
$\alpha_{3j} = 0$ for $j = 1, 2, 3$	( $\alpha_3 = \text{pkan}$ )	5.753452	0.124241	ยอมรับ
$\alpha_{4j} = 0$ for $j = 1, 2, 3$	( $\alpha_4 = \text{pcho}$ )	7.210895	0.065471	ยอมรับ
$\alpha_{5j} = 0$ for $j = 1, 2, 3$	( $\alpha_5 = \text{pcha}$ )	11.99708	0.007393	ปฏิเสธ
$\alpha_{6j} = 0$ for $j = 1, 2, 3$	( $\alpha_6 = \text{pchi}$ )	12.01275	0.007340	ปฏิเสธ
$\alpha_{7j} = 0$ for $j = 1, 2, 3$	( $\alpha_7 = \text{pnak}$ )	12.37384	0.006206	ปฏิเสธ

หมายเหตุ: ทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

:  $\alpha_{ij}$  = adjustment parameters เมื่อ  $i$  แสดงถึงตัวแปรที่  $i$  ( $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$ )

ส่วน  $j$  แสดงถึงความสัมพันธ์ (cointegrating vectors) ที่  $j$  ( $j = 1, 2, 3$ )

#### ตลาดช่วงที่ 1

##### 1) ผลทดสอบกฎราคาเดียวของตลาดช่วงที่ 1

ผลทดสอบกฎราคาเดียว โดยใส่ข้อจำกัดใน beta matrix ( $\beta$ ) ของสมการ (5.10) แสดงดังตาราง 5.14 ผลทดสอบพบว่า ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าตลาดเป็นไปตามกฎราคาเดียวในทุกความสัมพันธ์ ยกเว้นความสัมพันธ์ระหว่าง (1) ตลาดขอนแก่น (pkon) กับตลาดกาญจนบุรี (pkan) (2) ตลาดขอนแก่น (pkon) กับตลาดชลบุรี (pcho) (3) ตลาดขอนแก่น (pkon) กับตลาดชัยภูมิ (pchi) และ (4) ตลาดขอนแก่น (pkon) กับตลาดนครราชสีมา (pnak)

$$\alpha \beta' P_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} \\ \alpha_{71} & \alpha_{72} \end{bmatrix}_{7 \times 2} \begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} & \beta_{17} & \beta_{18} \\ 0 & 1 & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{26} & \beta_{27} & \beta_{28} \end{bmatrix}_{2 \times 7} \begin{bmatrix} \text{Pkon} \\ \text{Pray} \\ \text{Pkan} \\ \text{Pcho} \\ \text{Pcha} \\ \text{Pchi} \\ \text{Pnak} \\ C \end{bmatrix}_{7 \times 1} \quad (5.10)$$

ตาราง 5.14 ผลทดสอบกฎราคาเดียว (LOP) ของตลาดช่วงที่ 1

$H_0$ : test of market integration ( $H_0 : R'\beta = 0$ )		$\chi^2$ test statistic	Prob.	ผล
$\beta_{11} + \beta_{13} = 0$	pkon=1, pkan= -1	8.465386	0.003620	ปฏิเสธ
$\beta_{11} + \beta_{14} = 0$	pkon=1, pcho= -1	11.67607	0.000633	ปฏิเสธ
$\beta_{11} + \beta_{15} = 0$	pkon=1, pcha= -1	0.011070	6.454055	ยอมรับ
$\beta_{11} + \beta_{16} = 0$	pkon=1, pchi= -1	13.00149	0.000311	ปฏิเสธ
$\beta_{11} + \beta_{17} = 0$	pkon=1, pnak= -1	8.641457	0.003286	ปฏิเสธ
$\beta_{22} + \beta_{23} = 0$	pray=1, pkan= -1	4.600813	0.999358	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{24} = 0$	pray=1, pcho= -1	0.101268	1.000000	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{25} = 0$	pray=1, pcha= -1	4.063570	0.999734	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{26} = 0$	pray=1, pchi= -1	3.133368	0.999961	ยอมรับ
$\beta_{22} + \beta_{27} = 0$	pray=1, pnak= -1	7.164282	0.988666	ยอมรับ

หมายเหตุ: ทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

1) ผลทดสอบความเป็นนอกระบบของตลาดช่วงที่ 1

ผลทดสอบความเป็นนอกระบบในชุดข้อมูลนี้พบว่า ค่าสถิติ  $\chi^2$  ของตลาดขอนแก่น (pkon) กาญจนบุรี (pkan) และฉะเชิงเทรา (pcha) ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์ (ตาราง 5.15) บ่งชี้ว่า ราคาหัวมันสดในจังหวัดขอนแก่น (pkon) กาญจนบุรี (pkan) และฉะเชิงเทรา (pcha) เป็นตัวแปรที่เป็นตัวขับเคลื่อนในระบบและส่งผลกระทบต่อราคาคืออื่นไหวในระยะยาวของตัวแปรในสมการ แต่ไม่มีอิทธิพลต่อตัวแปรในสมการ ในขณะที่ตัวแปรอื่นในแบบจำลองแสดงถึงความสัมพันธ์ในระยะยาวที่มีการปรับตัวในระยะสั้น

ตาราง 5.15 ผลทดสอบความเป็นนอกระบบ (weak exogeneity) ของตลาดช่วงที่ 1

$H_0$ : test of weak exogeneity ( $H_0 : \beta'\alpha = 0$ )		$\chi^2$ test statistic	Prob.	ผล
$\alpha_{1j} = 0$ for $j = 1, 2$	( $\alpha_1 = \text{pkon}$ )	4.756359	0.092719	ยอมรับ
$\alpha_{2j} = 0$ for $j = 1, 2$	( $\alpha_2 = \text{pray}$ )	10.22418	0.006023	ปฏิเสธ
$\alpha_{3j} = 0$ for $j = 1, 2$	( $\alpha_3 = \text{pkan}$ )	5.480369	0.064558	ยอมรับ
$\alpha_{4j} = 0$ for $j = 1, 2$	( $\alpha_4 = \text{pcho}$ )	10.17909	0.006161	ปฏิเสธ
$\alpha_{5j} = 0$ for $j = 1, 2$	( $\alpha_5 = \text{pcha}$ )	4.800001	0.090718	ยอมรับ
$\alpha_{6j} = 0$ for $j = 1, 2$	( $\alpha_6 = \text{pchi}$ )	7.038173	0.029626	ปฏิเสธ
$\alpha_{7j} = 0$ for $j = 1, 2$	( $\alpha_7 = \text{pnak}$ )	10.49145	0.005270	ปฏิเสธ

หมายเหตุ: ทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์



## ตลาดช่วงที่ 2

1) ผลทดสอบกฎราคาเดียว (law of one price, LOP) ของตลาดช่วงที่ 2

ผลทดสอบกฎราคาเดียวจากการใส่ข้อจำกัดใน beta matrix ( $\beta$ ) ของสมการ (5.11) (ตาราง 5.16) พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐาน  $H_0 : R'\beta = 0$  ของความสัมพันธ์ระหว่างตลาดขอนแก่น (pkon) กับตลาดกาญจนบุรี (pkan) และนะเชิงเทรา (pcha) แสดงว่าตลาดดังกล่าวในชุดข้อมูลนี้มีประสิทธิภาพตามกฎราคาเดียว

$$\alpha\beta'P_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \\ \alpha_{41} \\ \alpha_{51} \\ \alpha_{61} \\ \alpha_{71} \end{bmatrix}_{7 \times 1} \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} & \beta_{17} \end{bmatrix}_{7 \times 1} \begin{bmatrix} Pkon \\ Pray \\ Pkan \\ Pcho \\ Pcha \\ Pchi \\ Pnak \end{bmatrix}_{7 \times 1} \quad (5.11)$$

ตาราง 5.16 ผลทดสอบกฎราคาเดียว (LOP) สำหรับตลาดช่วงที่ 2

$H_0$ : test of market integration ( $H_0 : R'\beta = 0$ )		$\chi^2$ test statistic	Prob.	ผล
$\beta_{11} + \beta_{12} = 0$	pkon=1, pray= -1	13.66343	0.000219	ปฏิเสธ
$\beta_{11} + \beta_{13} = 0$	pkon=1, pkan= -1	2.897311	0.234886	ยอมรับ
$\beta_{11} + \beta_{14} = 0$	pkon=1, pcho= -1	17.82320	0.000135	ปฏิเสธ
$\beta_{11} + \beta_{15} = 0$	pkon=1, pcha= -1	1.142098	0.564932	ยอมรับ
$\beta_{11} + \beta_{16} = 0$	pkon=1, pchi= -1	19.33641	0.000063	ปฏิเสธ
$\beta_{11} + \beta_{17} = 0$	pkon=1, pnak= -1	17.39124	0.000167	ปฏิเสธ

หมายเหตุ: ทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

2) ผลทดสอบความเป็นนอกระบบของตลาดช่วงที่ 2

ผลทดสอบความเป็นนอกระบบของตลาดช่วงที่ 2 (ตาราง 5.17) พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานในตลาดกาญจนบุรี (pkan,  $\alpha_3$ ) นะเชิงเทรา (pcha,  $\alpha_5$ ) ชัยภูมิ (pchi,  $\alpha_6$ ) และ นครราชสีมา (pnak,  $\alpha_7$ ) แสดงว่าทั้ง 4 ตลาดดังกล่าวไม่ได้มีอิทธิพลต่อตลาดขอนแก่น (pkon) ในระยะยาวในชุดข้อมูลนี้

ตาราง 5.17 ผลทดสอบความเป็นนอกระบบ (weak exogeneity) สำหรับตลาดช่วงที่ 2

$H_0$ : test of weak exogeneity ( $H_0 : \beta' \alpha = 0$ )		$\chi^2$ test statistic	Prob.	ผล
$\alpha_{1j} = 0$ for $j = 1$	( $\alpha_1 = \text{pkon}$ )	14.64515	0.000130	ปฏิเสธ
$\alpha_{2j} = 0$ for $j = 1$	( $\alpha_2 = \text{pray}$ )	4.321000	0.037645	ปฏิเสธ
$\alpha_{3j} = 0$ for $j = 1$	( $\alpha_3 = \text{pkan}$ )	0.559749	0.454361	ยอมรับ
$\alpha_{4j} = 0$ for $j = 1$	( $\alpha_4 = \text{pcho}$ )	9.918984	0.001636	ปฏิเสธ
$\alpha_{5j} = 0$ for $j = 1$	( $\alpha_5 = \text{pcha}$ )	3.807929	0.051010	ยอมรับ
$\alpha_{6j} = 0$ for $j = 1$	( $\alpha_6 = \text{pchi}$ )	0.184414	0.667607	ยอมรับ
$\alpha_{7j} = 0$ for $j = 1$	( $\alpha_7 = \text{pnak}$ )	0.447487	0.503531	ยอมรับ

หมายเหตุ: ทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 5 เปอร์เซ็นต์

:  $\alpha_{ij}$  = adjustment parameters เมื่อ  $i$  แสดงถึงตัวแปรที่  $i$  ( $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$ )

ส่วน  $j$  แสดงถึงความสัมพันธ์ (cointegrating vectors) ที่  $j$  ( $j = 1, 2, 3$ )

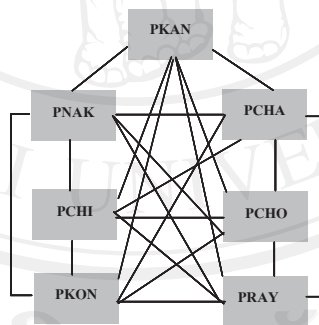
แม้ผลทดสอบจากทุกชุดข้อมูลบ่งชี้ว่าตลาดเชื่อมโยงกัน (ดูจากการมี cointegration relation ในการทดสอบ cointegration rank) แต่มีเพียงตลาดบางคู่เท่านั้นที่เป็นไปตามกฎราคาเดียว สอดคล้องกับหลักฐานเชิงประจักษ์หลายชิ้นที่บ่งชี้ว่า การที่ตลาดเชื่อมโยงกันไม่ได้หมายความว่า ตลาดมีประสิทธิภาพเสมอไป ผลทดสอบกฎราคาเดียวของตลาดช่วงที่ 1 และตลาดช่วงที่ 2 บ่งชี้ว่า แม้ตลาดช่วงที่ 2 เชื่อมโยงกันมากขึ้นเมื่อเทียบกับตลาดช่วงที่ 1 แต่นัยจากผลทดสอบบ่งชี้ว่า ประสิทธิภาพของตลาดลดลง (พิจารณาจากผลทดสอบ LOP ของตลาดช่วงที่ 1 เทียบกับตลาดช่วงที่ 2) สะท้อนถึงแนวโน้มการกระจุกตัวที่สูงขึ้นของตลาด (โดยเฉพาะในตลาดแป้งมัน)

หลังประมาณค่าแบบจำลอง VEC และทดสอบกฎราคาเดียวกับความเป็นนอกระบบแล้ว ในขั้นต่อมาเป็นการนำ residual จากแบบจำลอง VEC เข้ามาช่วยอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในรูปแบบ innovation accounts (FEVD และ IRF) และความสัมพันธ์เชิงเหตุผลภาพ (causality test) ในที่นี้แสดงผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุผลภาพก่อน แล้วจึงอธิบายผลในส่วนของการ innovation accounts เป็นส่วนสุดท้าย

## 5.5 ผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพด้วย DAG

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพด้วย DAG Awokuse แนะนำให้ใช้เมทริกซ์สหสัมพันธ์ (correlation matrix, corr) ของ innovation ที่ได้จากแบบจำลอง VEC เพื่อเป็น input สำหรับนำไปทดสอบใน Pc algorithm ในการตรวจหาความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพตามแนวคิดของ DAG เดียวกับการศึกษาที่ผ่านมา (เช่น Bessler and Loper (2001); Awokuse and Bessler (2003); Babula *et al.* (2004); และ Awokuse (2005)) correlation matrix (corr) จากแบบจำลอง VEC ของข้อมูลทั้ง 3 ชุด (ข้อมูลทั้งหมด ข้อมูลของตลาดช่วงที่ 1 และตลาดช่วงที่ 2) แสดงดังสมการ (5.12) (5.13) และ (5.14) ตามลำดับ

Pc algorithms ทำงานโดยทดสอบทีละขั้น (stepwise testing) ผ่านสองขั้นตอนหลัก ขั้นแรกเป็นการทดสอบนัยสำคัญของความเป็นอิสระแบบมีเงื่อนไข (conditional independent) ระหว่างตัวแปร โดยโปรแกรมจะขจัดเส้นเชื่อม (remove edge) ระหว่างตัวแปรที่ไม่มีความสัมพันธ์ระหว่างกัน ออก โดยเริ่มจากกราฟความสัมพันธ์ที่ไม่มีทิศทาง (complete undirected graph) ระหว่างตัวแปรทั้ง 7 ตัว (ภาพ 5.4) จากนั้นโปรแกรมจะขจัดเส้นเชื่อม (edge) ระหว่างตัวแปรที่ไม่มีสหสัมพันธ์ระหว่างกันออก ขั้นที่สองเป็นการกำหนดทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่เหลือ



Complete undirected graph

ภาพ 5.4 ความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพที่เป็นไปได้ทั้งหมดระหว่างตลาดห้วมันสด

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพด้วย DAGs Scheines *et al.* (1993. Quoted in Bessler and Awokuse (2003)) แนะนำให้ทดสอบ DAG โดยพิจารณาที่ระดับนัยสำคัญหลายระดับเพื่อให้ได้โครงสร้างความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพระหว่างตัวแปรที่แน่นชัดที่สุด (robust) เพราะบางครั้งโปรแกรมมีแนวโน้มรวม edge น้อยเกินไป (under fit) โดยเฉพาะในตัวอย่างขนาดเล็ก เช่น ในการศึกษาของ Awokuse and Bessler (2003) ที่ใช้ข้อมูลรายไตรมาสทั้งหมด 127 ตัวอย่าง โดย

ทดสอบเปรียบเทียบตั้งแต่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 10 15 20 และ 30 ซึ่งพบว่าที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 30 อธิบายความสัมพันธ์ได้ชัดเจนมากที่สุด แม้ว่าการใช้ระดับนัยสำคัญที่ร้อยละ 30 จะดูไม่สมเหตุสมผลในมุมมองของผู้อ่านหลายคนก็ตาม การศึกษาในวิทยานิพนธ์เล่มนี้ ทดสอบเปรียบเทียบที่ระดับนัยสำคัญเพียง 3 ระดับคือที่ร้อยละ 1 5 และ 10

$$\text{corr}_{\text{full}} = \begin{bmatrix} \text{pkon} & \text{pray} & \text{pkan} & \text{pcho} & \text{pcha} & \text{pchi} & \text{pnak} \\ 1.00 & & & & & & \\ 0.42 & 1.00 & & & & & \\ 0.30 & 0.33 & 1.00 & & & & \\ 0.42 & 0.80 & 0.33 & 1.00 & & & \\ 0.38 & 0.52 & 0.36 & 0.49 & 1.00 & & \\ 0.46 & 0.45 & 0.32 & 0.39 & 0.43 & 1.00 & \\ 0.46 & 0.53 & 0.45 & 0.44 & 0.50 & 0.76 & 1.00 \end{bmatrix} \quad (5.12)$$

$$\text{corr}_{\text{sub1}} = \begin{bmatrix} \text{pkon} & \text{pray} & \text{pkan} & \text{pcho} & \text{pcha} & \text{pchi} & \text{pnak} \\ 1.00 & & & & & & \\ 0.51 & 1.00 & & & & & \\ 0.33 & 0.35 & 1.00 & & & & \\ 0.55 & 0.86 & 0.39 & 1.00 & & & \\ 0.40 & 0.45 & 0.37 & 0.41 & 1.00 & & \\ 0.44 & 0.52 & 0.48 & 0.53 & 0.40 & 1.00 & \\ 0.50 & 0.52 & 0.57 & 0.53 & 0.44 & 0.88 & 1.00 \end{bmatrix} \quad (5.13)$$

$$\text{corr}_{\text{sub2}} = \begin{bmatrix} \text{pkon} & \text{pray} & \text{pkan} & \text{pcho} & \text{pcha} & \text{pchi} & \text{pnak} \\ 1.00 & & & & & & \\ 0.27 & 1.00 & & & & & \\ 0.12 & 0.36 & 1.00 & & & & \\ 0.20 & 0.59 & 0.44 & 1.00 & & & \\ 0.33 & 0.69 & 0.35 & 0.76 & 1.00 & & \\ 0.70 & 0.31 & 0.10 & 0.33 & 0.47 & 1.00 & \\ 0.47 & 0.56 & 0.21 & 0.40 & 0.50 & 0.60 & 1.00 \end{bmatrix} \quad (5.14)$$

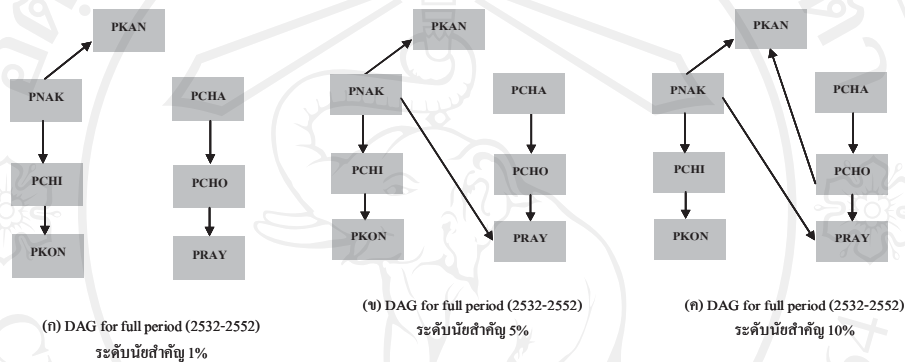
แม้ว่ามันสำปะหลังถูกจัดอยู่ในสินค้าเกษตรกลุ่มพืชไร่ ซึ่งมีการสูญเสียทางกายภาพหลังเก็บเกี่ยวน้อยกว่าสินค้าเกษตรกลุ่มพืชสวน โดยนิยาม แต่ในหัวมันสดมีน้ำเป็นองค์ประกอบมากถึงร้อยละ 60-65 ดังนั้น จึงเสื่อมสภาพได้ง่ายหลังเก็บเกี่ยว (สูญเสียจากการเน่าและเปอร์เซ็นต์แป้งในหัวลดลง) ดังนั้นหลังขุดหัวมัน เกษตรกรส่วนใหญ่จึงมักขายหัวมันสดเข้าโรงงานแป้งมันหรือมันเส้นในพื้นที่เพื่อแปรสภาพทันที หรือเก็บไว้อย่างมากไม่เกิน 4 วัน (ไม่นับรวมเกษตรกรที่ขายมันสำปะหลังในรูปแบบมันเส้นซึ่งมีเพียงส่วนน้อย) ในขณะที่ตลาดท้องถิ่นส่วนใหญ่ในแต่ละจังหวัดมักมีลานมัน (มันเส้น) จำนวนมาก ดังนั้น การค้าหัวมันสดระหว่างตลาดเชิงพื้นที่ที่เป็นไปได้ก็คือ กรณีที่โรงงานแป้งมันมีหัวมันสดไม่พอแปรรูป โดยเฉพาะโรงงานแป้งมันที่อยู่ในเครือเดียวกัน ทำให้ต้องนำเข้ามันสำปะหลังจากตลาดอื่น ดังนั้น การทดสอบความเชื่อมโยงระหว่างตลาดหัวมันสดที่แยกกันในพื้นที่อาจให้ผลไม่ชัดเจนเหมือนการพิจารณาตลาดมันสำปะหลังและผลิตภัณฑ์ตามห่วงโซ่อุปทาน ในรูปความเชื่อมโยงตลาดในแนวตั้ง เพราะในสถานการณ์จริงอาจไม่ได้มีการค้าในลักษณะที่ขนหัวมันสดจากตลาดในจังหวัดหนึ่งไปยังจังหวัดอื่น แต่อาจเป็นการส่งสัญญาณราคาของตลาดข้ามจังหวัด เพราะโรงงานแป้งมันในประเทศไทยอยู่ในมือของผู้ประกอบการรายใหญ่ไม่กี่ราย (การกระจุกตัวสูง) การกำหนดราคาจึงอาจเป็นการกำหนดราคาของโรงงานในจังหวัดหนึ่งแล้วมีการส่งสัญญาณข้อมูลราคานั้นไปยังโรงงาน (ในเครือ) ในจังหวัดอื่น

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพด้วย DAG ในชุดข้อมูลทั้งหมด (2532:1-2552:6)

ผลการทดสอบจาก DAG (ภาพ 5.5 (ก)-(ค)) บ่งชี้ว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ ตรวจพบ 5 ความสัมพันธ์ (causal linkages) ระหว่าง 7 ตลาด และ DAG สามารถอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตลาดหัวมันสดได้เพิ่มขึ้นเป็น 6 และ 7 causal linkages เมื่อเพิ่มระดับนัยสำคัญเป็น 5 และ 10 เปอร์เซ็นต์ตามลำดับ โดยที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์ DAG สามารถอธิบายความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพระหว่างตัวแปรได้มากที่สุด ดังนั้นในกรณีนี้จึงอธิบายความสัมพันธ์ที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์

ผลทดสอบบ่งชี้ว่า มีการส่งผ่านสัญญาณราคา (price signals) จากตลาดใหญ่ (ตลาดที่มีการผลิตมาก) ไปยังตลาดที่ตลาดเล็กกว่าในแต่ละภูมิภาค กล่าวคือตลาดหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) ซึ่งเป็นแหล่งผลิตมันสำปะหลังแหล่งใหญ่ที่สุดของประเทศ เป็นผู้ส่งสัญญาณราคาไปยังตลาดในจังหวัดชัยภูมิ (pchi) และจังหวัดชัยภูมิ (pchi) ก็ส่งผ่านสัญญาณราคาต่อไปยังตลาดขอนแก่น (pkon) ซึ่งเป็นตลาดที่อยู่ติดกันและในภูมิภาคเดียวกันเช่นเดียวกับตลาดในภาคตะวันออกเฉียงเหนือที่มีการส่งผ่านสัญญาณราคาจากตลาดในจังหวัดฉะเชิงเทรา (pcha) ไปยังตลาดชลบุรี

(pcho) ในขณะที่ตลาดระยอง (pray) เป็นผู้รับสัญญาณราคาจากตลาดชลบุรี (pcho) นอกจากนี้ยังมีการส่งผ่านสัญญาณราคาข้ามภูมิภาคจากตลาดหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) ไปยังตลาดในจังหวัดกาญจนบุรี (pkan) และระยอง (pray) ทั้งนี้อาจเนื่องจากการที่จังหวัดนครราชสีมา (pnak) เป็นแหล่งผลิตมันสำปะหลังแหล่งใหญ่ที่สุดของประเทศโดยมีพื้นที่ปลูกและปริมาณการผลิตเป็นอันดับหนึ่ง คิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 25 ของประเทศ<sup>24</sup> ในขณะที่จังหวัดอื่น ๆ มีสัดส่วนการผลิตอยู่ที่ร้อยละ 1-6 ในแต่ละจังหวัด นอกจากนี้ยังมีการส่งผ่านราคาจากตลาดชลบุรี (pcho) ไปยังตลาดกาญจนบุรี (pkan) อีกด้วย



ภาพ 5.5 ผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพจาก DAG ของตลาดหัวมันสำปะหลังสดในชุดข้อมูลทั้งหมด

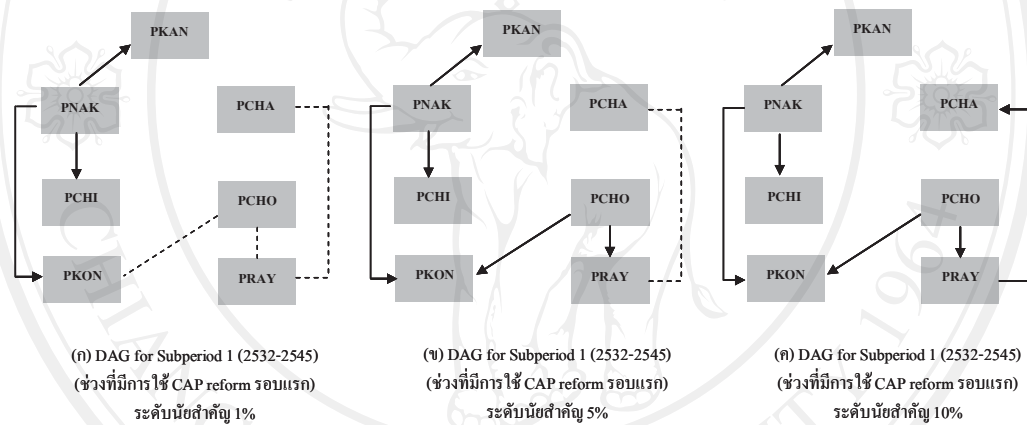
หมายเหตุ: Pkan = ตลาดกาญจนบุรี, Pnak = ตลาดนครราชสีมา, Pchi = ตลาดชัยภูมิ, Pkon = ตลาดขอนแก่น, Pcha = ตลาดฉะเชิงเทรา, Pcho = ตลาดชลบุรี, Pray = ตลาดระยอง

ผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพด้วย DAG ของตลาดช่วงที่ 1 (2532:1-2545:12)

ผลทดสอบสำหรับตลาดในช่วงที่ 1 ซึ่งเป็นช่วงที่ยุโรปนำนโยบาย CAP reform มาใช้ทำให้ตลาดเปลี่ยนจากมันอัดเม็ดซึ่งเคยเป็นตลาดหลักมาเป็นตลาดแป้งมัน กอปรกับตลาดมันเส้นเริ่มขยายตัวในช่วงปี 2544 ผลทดสอบจาก DAG (ภาพ 5.6 (ก)-(ค)) ในชุดข้อมูลนี้บ่งชี้ความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพได้เพียง 3 causal linkages ที่ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ และความสัมพันธ์แบบไม่มีทิศทาง (แสดงด้วยเส้นปะ) อีก 3 causal linkages ที่สะท้อนการมีอยู่ของความสัมพันธ์ระหว่าง 4 ตลาด แต่ความสัมพันธ์ไม่มากพอที่ DAG algorithms จะระบุทิศทางได้ จึงทดสอบโดยเพิ่มระดับ

<sup>24</sup> อาจดูภาพ 4.3 หรือภาคผนวก ข1 ซึ่งแสดงสัดส่วนปริมาณการผลิต ผลผลิต รวมถึงจำนวนแหล่งแปรรูปในแต่ละตลาด (จังหวัด) ประกอบกัน

นัยสำคัญเป็น 5 และ 10 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งพบว่า DAG สามารถระบุความสัมพันธ์ที่ไม่มีทิศทางดังกล่าวได้ ผลทดสอบจาก DAG ที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์แสดงความสัมพันธ์เชิงเหตุผลภาพ 6 causal links ระหว่าง 7 ตัวแปร โดยความสัมพันธ์ในชุดข้อมูลนี้มีรูปแบบคล้ายข้อมูลในชุดข้อมูลทั้งหมด กล่าวคือ ยังคงมีการส่งผ่านสัญญาณราคาระหว่างตลาดหัวมันสดในภูมิภาคเดียวกัน โดยเป็นการส่งผ่านสัญญาณราคาจากตลาดใหญ่ไปยังตลาดที่เล็กกว่า กล่าวคือ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ตลาดหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) ยังคงเป็นผู้ส่งสัญญาณราคาไปยังตลาดชัยภูมิ (pchi) เช่นเดียวกับตลาดหัวมันสดในจังหวัดชลบุรี (pcho) ที่ยังคงเป็นผู้ส่งผ่านสัญญาณราคาไปยังระยอง (pray) แต่ในชุดข้อมูลนี้มีการส่งผ่านราคาจากตลาดนครราชสีมา (pnak) ไปยังตลาดขอนแก่น (pkon) ด้วย



ภาพ 5.6 ผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุผลภาพจาก DAG ของตลาดช่วงที่ 1

หมายเหตุ: Pkan = ตลาดกาญจนบุรี, Pnak = ตลาดนครราชสีมา, Pchi = ตลาดชัยภูมิ, Pkon = ตลาดขอนแก่น, Pcha = ตลาดฉะเชิงเทรา, Pcho = ตลาดชลบุรี, Pray = ตลาดระยอง

นอกจากนี้พบว่า ตลาดหัวมันสดในจังหวัดระยอง (pray) ซึ่งเป็นตลาดที่เล็กที่สุดในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ในบรรดาตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) ชลบุรี (pcho) และ ระยอง (pray)) กลายเป็นผู้ส่งผ่านสัญญาณราคาไปยังตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) ที่เป็นเช่นนี้อาจเป็นเพราะระยองเป็นจังหวัดที่มีจำนวนโรงงานแปรรูปมันมากที่สุด ในบรรดา 13 จังหวัดที่มีการผลิตมันสำปะหลังในโซนภาคตะวันตก ภาคกลางและภาคตะวันออกเฉียงเหนือ คือ 8 โรงงาน ในขณะที่จังหวัดฉะเชิงเทรา (pcha) ชลบุรี (pcho) และกาญจนบุรี (pkan) มีโรงงานแปรรูปมันเท่ากับ 4 โรง 5 โรง และ 2 โรงตามลำดับ (ภาพ 4.3) จึงเป็นไปได้ว่า เพราะระยองเป็นจังหวัดที่มีสัดส่วนการผลิตมันสำปะหลังน้อยที่สุดในบรรดา 4 จังหวัด (กาญจนบุรี ฉะเชิงเทรา ชลบุรี และระยอง) แต่กลับเป็นจังหวัดที่มีโรงงานแปรรูปมันมากที่สุด อีกทั้ง

ช่วงเวลาดังกล่าวเป็นช่วงที่ตลาดแป้งขยายตัว กอปรกับผลผลิตมันสำปะหลังในแถบภาคตะวันออก ออกสู่ตลาดในช่วงกลางปีซึ่งเป็นฤดูฝน ในขณะที่มันสำปะหลังในแหล่งผลิตภาคตะวันออกเฉียงเหนือออกสู่ตลาดช่วงพฤษภาคมถึงมีนาคมซึ่งเป็นช่วงที่อากาศแล้ง จึงทำให้แป้งมันเป็นผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังที่มีความยืดหยุ่นมากกว่ามันเส้นและมันอัดเม็ด เนื่องจากผลิตได้ทั้งปี จึงเป็นไปได้ที่ตลาดระยะของ (pray) จะมีการนำเข้ามามันสำปะหลังจากพื้นที่อื่น ทำให้เกิดการค้าระหว่างพื้นที่ (spatial arbitrage) โดยเฉพาะกับตลาดที่อยู่ใกล้กัน และเหตุที่นำเข้ามามันสำปะหลังจากยะเชิงตรา (pcha) แทนที่จะเป็นจังหวัดจันทบุรี และชลบุรี (pcho) ที่อยู่ใกล้กว่านั้นจะเป็นเพราะจังหวัดยะเชิงตรา (pcha) มีการผลิตมันสำปะหลังมากที่สุดในบรรดา 4-5 จังหวัดที่อยู่ติดกับระยะของ (pray)

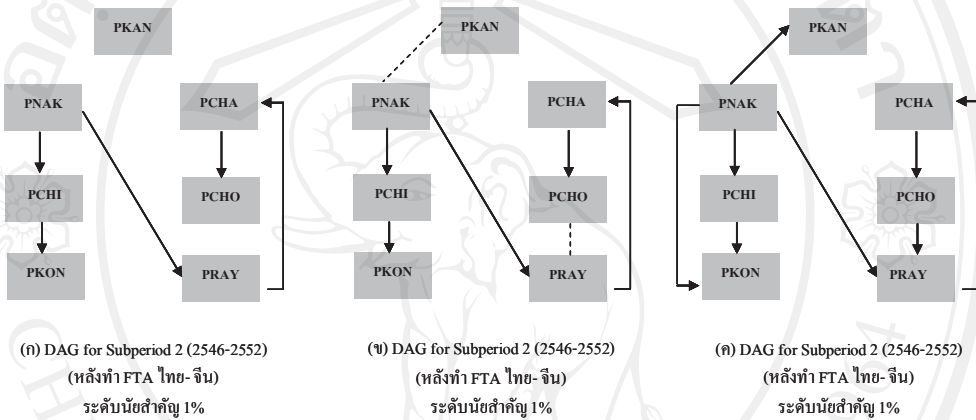
#### ผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพด้วย DAG ของตลาดช่วงที่ 2 (2546:1-2552:6)

สำหรับตลาดช่วงที่ 2 ซึ่งเป็นช่วงที่ครอบคลุมการเปิดข้อตกลงการค้าเสรี (FTA) กับจีน (ต.ค. 2546) และตลาดมันสำปะหลังมีการเปลี่ยนแปลงเป็นอย่างมากทั้งในตลาดมันเส้นและแป้งมัน (ภาพ 5.8) กล่าวคือ ตลาดแป้งมันขยายตัวอย่างต่อเนื่อง (ภาพ 5.8 (จ)) โดยเฉพาะในเชิงมูลค่าแต่อุปสงค์มีแนวโน้มลดลงหลังจากปี 2549 เช่นเดียวกับตลาดมันเส้น (ภาพ 5.8 (ค)) ที่อุปสงค์เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องตั้งแต่ปี 2544 แต่มีแนวโน้มลดลงหลังปี 2549 โดยเป็นการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นและลดลงแบบฉับพลันอย่างรวดเร็วในระยะสั้น หรือกล่าวได้ว่า ตลาดมันเส้นผันผวนและมีความเสี่ยงมากกว่าตลาดแป้งมันที่ค่อนข้างมีเสถียรภาพ (แต่กระจุกตัวสูง)

ผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพจาก DAG ในข้อมูลชุดนี้ (ภาพ 5.7 (ก)-(ค)) บ่งชี้ว่ามี 5 ความสัมพันธ์ (casual linkages) ที่ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ เมื่อเพิ่มระดับนัยสำคัญเป็น 5 เปอร์เซ็นต์ DAG บ่งชี้ความสัมพันธ์ได้เพิ่มขึ้นอีก 2 ความสัมพันธ์แต่เป็นความสัมพันธ์แบบไม่มีทิศทาง และเมื่อเพิ่มระดับนัยสำคัญเป็น 10 เปอร์เซ็นต์ DAG สามารถระบุทิศทางให้กับความสัมพันธ์แบบไม่มีทิศทางดังกล่าวได้ นั่นคือ ที่ระดับนัยสำคัญ 10 เปอร์เซ็นต์ DAG บ่งชี้ว่ามี 8 ความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพระหว่าง 7 ตลาด การส่งผ่านสัญญาณราคาในชุดข้อมูลนี้ ก็ยังคงเป็นการส่งผ่านสัญญาณราคากระหว่างตลาดภายในภูมิภาคเดียวกัน โดยเป็นการส่งสัญญาณราคาจากตลาดใหญ่ไปยังตลาดที่เล็กกว่า กล่าวคือ ตลาดในโซนภาคตะวันออกเฉียงเหนือ มีการส่งผ่านสัญญาณราคาจากตลาดนครราชสีมา (pnak) ไปยังตลาดชัยภูมิ (pchi) และตลาดขอนแก่น (pkon) และมีการส่งผ่านสัญญาณราคาจากตลาดชัยภูมิ (pchi) ไปตลาดขอนแก่น (pkon) ส่วนตลาดหัวมันสดในแถบภาคตะวันออก มีการส่งผ่านสัญญาณราคาจากตลาดยะเชิงตรา (pcha) ไปยังตลาดชลบุรี (pcho) ซึ่ง



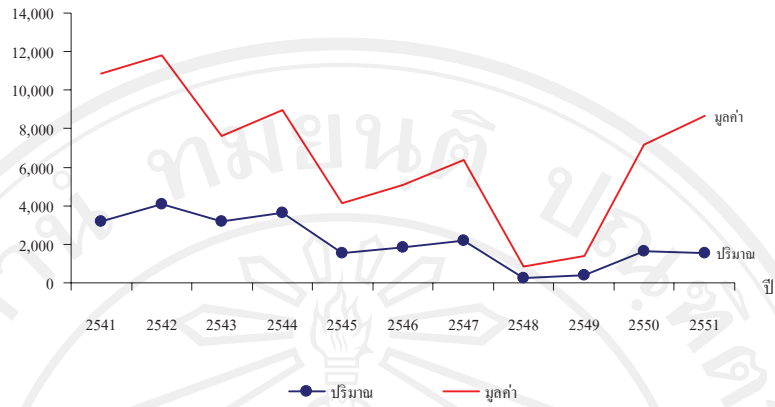
เป็นตลาดเล็กกว่า แต่ทว่าเป็นตลาดที่เป็นศูนย์กลางการขนส่งที่สำคัญโดยเฉพาะการขนส่งทางน้ำ เนื่องจากเป็นที่ตั้งของท่าเรือแหลมฉบัง (ท่าเรือที่ใหญ่ที่สุดของไทย) เช่นเดียวกับที่ตลาดชลบุรี (pcho) ส่งผ่านสัญญาธรรมาไปยังตลาดระยอง (pray) ซึ่งเป็นตลาดเล็กกว่า ในขณะที่ตลาดระยอง (pray) ยังคงมีการส่งผ่านสัญญาธรรมาไปยังตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) สังเกตได้ว่าตลาดหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) เป็นผู้ส่งสัญญาธรรมาไปยังตลาดอื่นมากที่สุด กล่าวคือ มีการส่งสัญญาธรรมาไปยังตลาดหัวมันสดในจังหวัดชัยภูมิ (pchi) ขอนแก่น (pkon) กาญจนบุรี (pkan) และตลาดระยอง (pray) ซึ่งแสดงถึงการมีอำนาจเหนือตลาดอื่น



ภาพ 5.7 ผลทดสอบจาก DAG ในตลาดหัวมันสำปะหลังสดสำหรับตลาดในช่วงที่ 2  
หมายเหตุ: Pkan = ตลาดกาญจนบุรี, Pnak = ตลาดนครราชสีมา, Pchi = ตลาดชัยภูมิ, Pkon = ตลาดขอนแก่น, Pcha = ตลาดฉะเชิงเทรา, Pcho = ตลาดชลบุรี, Pray = ตลาดระยอง

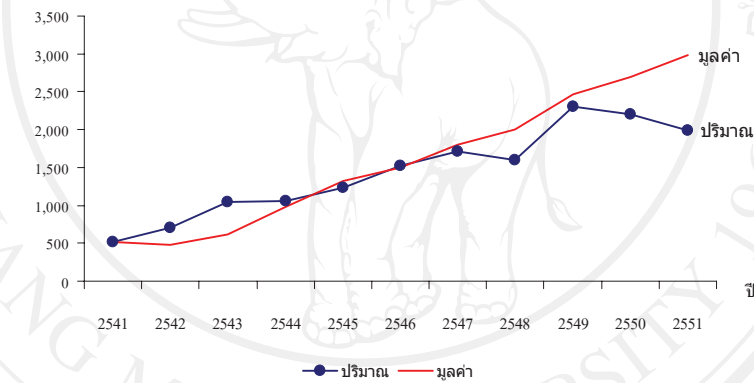
ผลทดสอบจาก DAG โดยสรุปบ่งชี้ว่า มีการส่งผ่านสัญญาธรรมากระหว่างตลาดที่มีความใกล้ชิดกันในเชิงพื้นที่ จึงกล่าวได้ว่าตลาดมันสำปะหลังที่มีพื้นที่อยู่ติดกันหรือใกล้เคียงกัน มีโอกาสทางการค้าระหว่างกันมากกว่าตลาดที่อยู่ไกลออกไป เนื่องจากต้นทุนในการเคลื่อนย้ายสินค้าระหว่างตลาด (transfer cost) ต่ำกว่าโดยเปรียบเทียบ สอดคล้องกับ Feenstra (2004: 154. Quoted in Awokuse, 2007: 62) ที่กล่าวว่า การเติบโตของการค้าระหว่างตลาดที่แยกกันในเชิงพื้นที่ขึ้นอยู่กับ การเปลี่ยนแปลงของต้นทุนในการเคลื่อนย้ายสินค้าระหว่างตลาด (transfer cost) และนโยบายที่เป็นอุปสรรคทางการค้าอื่นๆ

ปริมาณ (ล้านตัน)  
และมูลค่า (ล้านบาท)



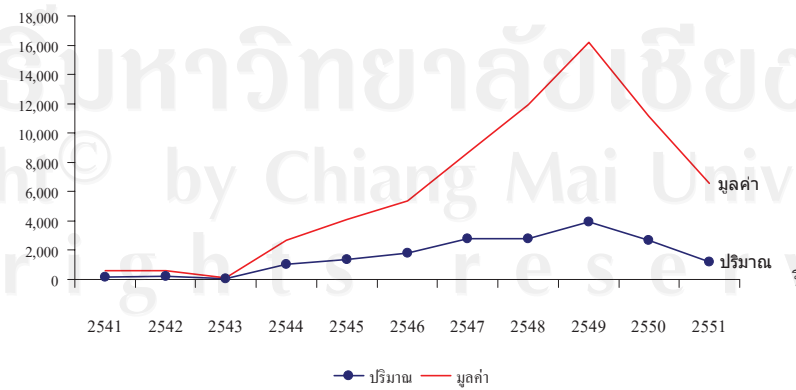
(ก) มันอัดเม็ด

ปริมาณ (ล้านตัน)  
และมูลค่า (ล้านบาท)



(ข) แป้งมัน

ปริมาณ (ล้านตัน) และ  
มูลค่า (ล้านบาท)



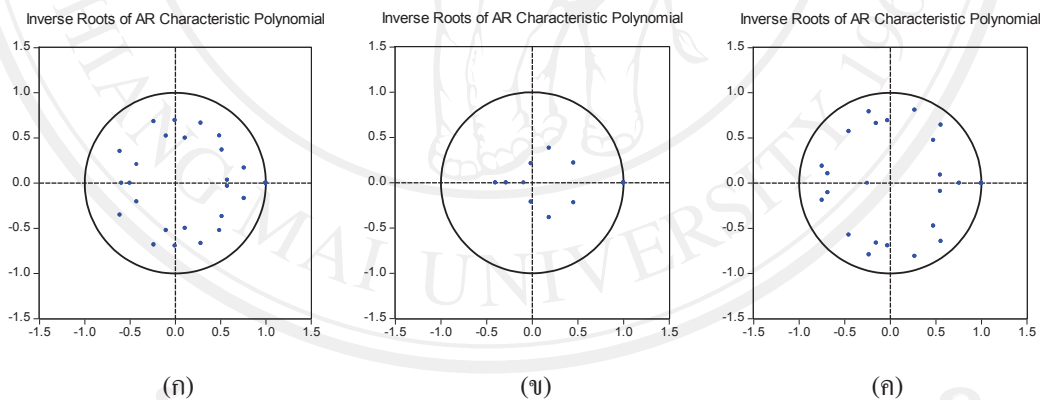
(ค) มันเส้น

ภาพ 5.8 ปริมาณและมูลค่าการส่งออกมันอัดเม็ด แป้งมันและมันเส้นในช่วงปี 2541-2551

## 5.6 ผลทดสอบการแยกองค์ประกอบของความแปรปรวน (forecast error variance decomposition: FEVD)

ในขั้นแรกจำเป็นต้องทดสอบเสถียรภาพของแบบจำลอง VEC ก่อน เพราะหากแบบจำลองไม่มีเสถียรภาพ ผลจาก innovation account เช่น IRFs จะไม่สามารถใช้ได้ การทดสอบเสถียรภาพทำได้โดยพิจารณาค่า eigen หรือ root ของ AR จากแบบจำลอง VAR หรือ VEC โดย inverse roots of AR characteristic polynomial ต้องมี roots ที่มี modulus น้อยกว่า 1 และมีค่าอยู่ในวงกลมหนึ่งหน่วย (lie inside the unit circle) บ่งชี้ว่าแบบจำลองมีเสถียรภาพ (stability) และสามารถใช้อinnovation accounts ได้

ผลทดสอบ stability ในชุดข้อมูลทั้งหมด ข้อมูลของตลาดช่วงที่ 1 และ 2 แสดงดังภาพ 5.9 (ก) (ข) และ (ค) ตามลำดับ ผลการทดสอบพบว่า inverse roots of AR characteristic polynomial มี roots ที่มี modulus น้อยกว่า 1 และมีค่าอยู่ในวงกลมหนึ่งหน่วย (lie inside the unit circle) แสดงว่าแบบจำลอง VEC มีเสถียรภาพ



ภาพ 5.9 ผลทดสอบเสถียรภาพของแบบจำลอง VEC ในแต่ละชุดข้อมูล

หลังทราบทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรจากการทดสอบด้วย DAG แล้ว การทดสอบแยกองค์ประกอบของความแปรปรวนจะทำให้ทราบขนาดอิทธิพลของตัวแปรหนึ่งๆ ถูกกำหนดจากความผันผวนในตัวเองและจากตัวแปรอื่นในสัดส่วนเท่าใดในช่วงเวลาหนึ่ง สามารถหา FEVD จาก shocks (innovations) ของ VEC ของตัวแปรภายในแต่ละตัว โดยพิจารณาจากการพยากรณ์ความคลาดเคลื่อนของความแปรปรวนใน innovation ไปข้างหน้า  $n$  ช่วงเวลา ในที่นี้พิจารณาที่  $n$  เท่ากับ 12 เดือน สำหรับการทดสอบที่ใช้ข้อมูลรายเดือน โดยอิงกับผลการทดสอบ

DAG (ผลทดสอบ FEVD ของชุดข้อมูลทั้งหมด ตลาดช่วงที่ 1 และตลาดช่วงที่ 2 แสดงดังตาราง 5.18 5.19 และ 5.20 ตามลำดับ)

ผลการทดสอบ FEVD ในชุดข้อมูลทั้งหมด (2532:1- 2552:6)

ผลทดสอบจากตาราง 5.18 พบว่าตลาดห้วมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) ถูกกำหนดจากความผันผวนในตัวเองเป็นหลัก ทั้งในระยะสั้น (1-2 เดือน) และในระยะยาว (12 เดือน) และถูกกำหนดจากความผันผวนของตลาดห้วมันสดในจังหวัดขอนแก่น (pkon) อีกประมาณร้อยละ 10-20 ในช่วง 6-12 เดือน ส่วนอิทธิพลจากตลาดอื่นมีน้อยมาก ส่วนห้วมันสดที่ตลาดชัยภูมิ (pchi) พบว่าความผันผวนที่เกิดจากตัวมันเองมีเพียงประมาณร้อยละ 10-40 ในช่วง 1-12 เดือน และได้รับอิทธิพลจากความผันผวนในตลาดขอนแก่น (pkon) ซึ่งเป็นจังหวัดที่อยู่ติดกัน ที่ร้อยละ 11.64 และ 17.57 ในช่วงเดือนที่ 6 และ 12 โดยความผันผวนส่วนใหญ่มาจากตลาดห้วมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) ที่อธิบายความผันผวนในตลาดชัยภูมิ (pchi) ได้ถึงร้อยละ 58-63 ในทุกคาบเวลา สอดคล้องกับผลการทดสอบจาก DAG ที่พบว่าตลาดห้วมันสดที่จังหวัดนครราชสีมา (pnak) เป็นผู้ส่งสัญญาณราคาไปยังตลาดชัยภูมิ (pchi)

สำหรับตลาดห้วมันสดในจังหวัดฉะเชิงเทรา (pcha) ชลบุรี (pcho) กาญจนบุรี (pkan) และขอนแก่น (pkon) พบว่า ความผันผวนส่วนใหญ่ถูกกำหนดมาจากตลาดตัวมันเองประมาณร้อยละ 50-70 ในระยะสั้น (1-2 เดือน และลดลงเหลือประมาณร้อยละ 20-40 ในช่วง 6-12 เดือน

ส่วนความผันผวนในตลาดระยอง (pray) ถูกกำหนดมาจากตัวมันเอง จากตลาดชลบุรี (pcho) และนครราชสีมา (pnak) ในสัดส่วนใกล้เคียงกันในระยะสั้น (1-2 เดือน) ประมาณร้อยละ 25-35 แต่เมื่อเวลาเพิ่มขึ้นไปจนถึง 6-12 เดือน ความผันผวนที่มาจากตลาดระยอง (pray) และชลบุรี (pcho) จะลดลงเหลือประมาณร้อยละ 15-20 ในขณะที่ความผันผวนที่มาจากตลาดนครราชสีมา (pnak) เพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 40-45

ตาราง 5.18 ผลทดสอบแยกองค์ประกอบความแปรปรวน (FEVD) ของหัวมันสดในชุดข้อมูล  
ทั้งหมด (2532:1-2552:6)

forecast error variance decomposition (FEVD)								
horizontal (month)	S.E.	Pkon	Pray	Pkan	Pcho	Pcha	Pchi	Pnak
Pnak								
1	0.12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>100.00</b>
2	0.19	2.87	1.96	0.29	0.29	0.96	0.05	<b>93.58</b>
6	0.33	13.65	3.81	0.86	2.94	2.62	0.30	<b>74.81</b>
12	0.46	16.19	6.47	4.12	7.12	2.02	1.27	<b>62.81</b>
Pchi								
1	0.10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>38.08</b>	<b>61.92</b>
2	0.16	4.93	3.19	0.29	0.82	2.87	<b>26.45</b>	<b>61.44</b>
6	0.31	11.64	3.89	0.71	3.36	7.12	<b>10.52</b>	<b>62.77</b>
12	0.41	17.57	6.24	2.09	3.38	4.81	<b>7.74</b>	<b>58.17</b>
Pcha								
1	0.12	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>72.90</b>	1.46	<b>24.65</b>
2	0.17	1.40	0.08	1.49	2.38	<b>59.80</b>	2.89	<b>31.97</b>
6	0.29	8.49	0.59	2.46	2.76	<b>38.34</b>	1.84	<b>44.50</b>
12	0.37	13.02	1.04	3.26	4.15	<b>30.25</b>	4.36	<b>43.91</b>
Pcho								
1	0.11	0.00	0.00	0.00	<b>70.96</b>	9.63	0.70	<b>18.71</b>
2	0.16	0.18	0.49	0.40	<b>60.06</b>	9.27	0.56	<b>29.06</b>
6	0.28	12.65	2.90	0.59	<b>40.71</b>	7.51	0.67	<b>34.97</b>
12	0.36	14.99	6.46	1.95	<b>37.43</b>	4.76	1.97	<b>30.44</b>
Pkan								
1	0.14	0.00	0.00	<b>71.03</b>	1.95	2.78	0.72	<b>23.51</b>
2	0.19	0.76	0.24	<b>53.47</b>	3.41	4.91	0.35	<b>36.85</b>
6	0.32	7.24	2.96	<b>32.70</b>	7.45	4.08	0.56	<b>44.02</b>
12	0.39	13.82	7.10	<b>22.28</b>	14.02	4.43	1.81	<b>34.54</b>
Pray								
1	0.12	0.00	32.07	0.04	<b>33.91</b>	6.61	0.28	<b>27.09</b>
2	0.18	0.31	27.61	1.38	<b>26.69</b>	6.89	0.17	<b>36.96</b>
6	0.33	8.34	18.37	1.06	<b>19.93</b>	6.27	0.54	<b>44.48</b>
12	0.43	8.91	18.79	1.62	<b>20.86</b>	4.88	1.95	<b>42.97</b>
Pkon								
1	0.12	<b>66.90</b>	1.49	0.77	6.45	0.34	4.63	<b>19.44</b>
2	0.17	<b>52.19</b>	1.27	0.68	8.81	2.70	4.80	<b>29.54</b>
6	0.31	<b>38.32</b>	3.27	0.79	7.61	4.41	2.02	<b>43.57</b>
12	0.42	<b>40.07</b>	4.01	2.54	9.95	2.91	2.17	<b>37.34</b>

ผลทดสอบ FEVD สำหรับตลาดในช่วงที่ 1 (2532:1- 2545:12)

ผลทดสอบ FEVD จากตาราง 5.19 พบว่า ความผันผวนของตลาดหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) มีลักษณะเช่นเดียวกับในชุดข้อมูลทั้งหมด กล่าวคือ ความผันผวนถูกกำหนดมา จากตัวเองเป็นส่วนใหญ่ เพียงแต่ความผันผวนในตลาดนครราชสีมา (pnak) ที่มาจากความผันผวน ในตลาดขอนแก่น (pkon) เพิ่มขึ้นประมาณร้อยละ 7 ในเดือนที่ 6 และ 12 เช่นเดียวกับตลาดชัยภูมิ (pchi) ที่พบว่า ความผันผวนของข้อมูลทั้งสองชุด (ชุดข้อมูลทั้งหมดและตลาดในช่วงที่ 1) มีลักษณะ คล้ายกัน เพียงแต่ความผันผวนของตลาดชัยภูมิ (pchi) ที่มาจากตลาดนครราชสีมา (pnak) เพิ่มขึ้น ประมาณร้อยละ 10-15 ในระยะสั้น (เดือนที่ 1 และ 2) เมื่อเปรียบเทียบกับในชุดข้อมูลทั้งหมด ซึ่ง สัดส่วนความผันผวนที่เพิ่มขึ้นในตลาดนครราชสีมา (pnak) มาจากสัดส่วนความผันผวนที่ลดลงใน ตลาดชัยภูมิ (pchi) เอง ส่วนในเดือนที่ 6 และ 12 พบว่า สัดส่วนความผันผวนของตลาดชัยภูมิ (pchi) ที่มาจากตลาดขอนแก่น (pkon) เพิ่มขึ้นประมาณร้อยละ 6-8 เมื่อเปรียบเทียบกับชุดข้อมูลทั้งหมด โดยสัดส่วนความผันผวนที่เพิ่มขึ้นดังกล่าวมาจากความผันผวนที่ลดลงของในตลาดนครราชสีมา (pnak) และตลาดอื่นๆ

สำหรับตลาดชะเชิงเตรา (pcha) พบว่า รูปแบบความผันผวนเปลี่ยนแปลงไปจากชุดข้อมูล ทั้งหมดอย่างสิ้นเชิง กล่าวคือ ความผันผวนของตลาดชะเชิงเตรา (pcha) ถูกอธิบายด้วยความผัน ผวนในตลาดกาญจนบุรี (pkan) และตลาดขอนแก่น (pkon) ที่ร้อยละ 80 และ 20 ตามลำดับ จากที่ เคยกำหนดจากความผันผวนในตัวเอง (pcha) และกำหนดจากความผันผวนในตลาดนครราชสีมา (pnak) ร้อยละ 75 และ 25 ตามลำดับ

ส่วนความผันผวนของตลาดชลบุรี (pcho) ในชุดข้อมูลนี้ พบว่ามีรูปแบบเหมือนในชุด ข้อมูลทั้งหมด เพียงแต่ความผันผวนของตลาดชลบุรี (pcho) ที่มาจากตลาดขอนแก่น (pkon) เพิ่มขึ้นร้อยละ 10-15 ในเดือนที่ 6 และ 12 ซึ่งมาจากความผันผวนที่ลดลงในตลาดนครราชสีมา (pnak) และในตลาดชลบุรี (pcho) เอง

เช่นเดียวกับตลาดหัวมันสดในจังหวัดกาญจนบุรี (pkan) ที่มีรูปแบบความผันผวนคล้ายกับ ในชุดข้อมูลทั้งหมด เพียงแต่ความผันผวนของตลาดกาญจนบุรี (pkan) ที่มาจากความผันผวนใน ตลาดนครราชสีมา (pnak) เพิ่มขึ้นประมาณร้อยละ 20-30 ในเดือนที่ 6 และ 12 (เพิ่มจาก 44.02 และ 34.54 ไปเป็น 60.59 และ 62.09 ในเดือนที่ 6 และ 12 ตามลำดับ) ซึ่งมาจากความผันผวนที่ลดลงใน ตลาดขอนแก่น (pkon) ชลบุรี (pcho) และตลาดกาญจนบุรี (pkan) เอง

ลักษณะความผันผวนของตลาดหัวมันสดในจังหวัดระยอง (pray) ในชุดข้อมูลทั้ง 2 ชุดมี ลักษณะคล้ายกัน เพียงแต่ในระยะสั้น (1-2 เดือน) ความผันผวนของตลาดหัวมันสดในจังหวัด

ระของ (pray) ที่มาจากความผันผวนของตลาดชลบุรี (pcho) เพิ่มขึ้นประมาณร้อยละ 7-10 ซึ่งมาจากความผันผวนที่ลดลงในตลาดระของ (pray) เอง ส่วนความผันผวนของตลาดระของ (pray) ที่มาจากความผันผวนในตลาดนครราชสีมา (pray) มีสัดส่วนความผันผวนต่อตลาดระของ (pray) เท่าเดิมคือประมาณร้อยละ 25-30

ความผันผวนของตลาดหัวมันสดในจังหวัดขอนแก่น (pkon) พบว่า ความผันผวนของตลาดขอนแก่น (pkon) ที่มาจากความผันผวนในตลาดชลบุรี (pcho) มีสัดส่วนเพิ่มขึ้นจากชุดข้อมูลทั้งหมดประมาณร้อยละ 5-8 ในเดือนที่ 2 6 และ 12

ตาราง 5.19 ผลทดสอบแยกองค์ประกอบความแปรปรวน (FEVD) ของหัวมันสดในช่วงที่ 1 (2532:1- 2545:12)

forecast error variance decomposition (FEVD)								
horizontal (month)	S.E.	Pkon	Pray	Pkan	Pcho	Pcha	Pchi	Pnak
<b>Pnak</b>								
1	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>100.00</b>
2	0.22	6.98	0.06	0.36	3.45	2.35	0.00	<b>86.80</b>
6	0.43	20.11	0.05	0.55	4.14	4.99	0.03	<b>69.14</b>
12	0.63	23.71	0.03	0.38	4.21	4.09	0.02	<b>64.56</b>
<b>Pchi</b>								
1	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>22.96</b>	77.04
2	0.22	6.88	0.00	0.48	3.53	3.96	<b>14.00</b>	71.14
6	0.43	<b>19.31</b>	0.22	0.36	4.84	4.74	10.02	<b>59.51</b>
12	0.63	<b>23.26</b>	0.37	0.19	4.82	4.60	8.93	<b>56.83</b>
<b>Pcha</b>								
1	0.16	<b>19.77</b>	0.07	<b>80.17</b>	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.23	<b>22.70</b>	0.54	<b>69.37</b>	1.97	0.25	0.60	4.57
6	0.45	<b>26.27</b>	0.48	<b>56.00</b>	2.41	0.24	2.79	11.80
12	0.66	<b>26.57</b>	0.41	<b>51.15</b>	2.36	0.42	3.69	14.40
<b>Pcho</b>								
1	0.12	0.00	0.00	0.00	<b>66.25</b>	3.49	1.87	<b>28.39</b>
2	0.19	2.20	0.92	0.02	<b>54.58</b>	4.52	1.83	<b>34.92</b>
3	0.25	10.26	2.65	0.187	<b>46.65</b>	4.84	1.47	<b>33.95</b>
6	0.40	23.32	4.19	1.53	<b>36.15</b>	3.36	0.91	<b>29.55</b>
12	0.59	29.36	6.22	2.34	<b>31.82</b>	2.58	0.66	<b>27.02</b>
<b>Pkan</b>								
1	0.14	0.00	0.00	<b>64.49</b>	0.63	1.80	0.32	<b>32.77</b>
2	0.21	0.36	1.29	<b>46.21</b>	1.46	4.18	0.14	<b>46.35</b>
6	0.43	4.92	6.65	<b>21.84</b>	2.48	3.49	0.04	<b>60.59</b>
12	0.63	8.33	8.59	<b>14.46</b>	2.51	2.99	0.020	<b>62.09</b>
<b>Pray</b>								

1	0.12	0.00	24.16	0.08	<b>40.86</b>	4.97	1.52	<b>27.42</b>
2	0.20	2.75	18.62	0.43	<b>37.39</b>	8.05	2.05	<b>30.69</b>
6	0.42	17.29	19.52	0.270	<b>27.98</b>	7.07	1.33	<b>26.55</b>
12	0.63	21.72	20.35	0.38	<b>24.37</b>	6.19	1.10	<b>24.88</b>
Pkon								
1	0.15	<b>61.61</b>	0.01	0.02	9.13	4.07	0.00	<b>24.16</b>
2	0.23	<b>43.95</b>	0.01	0.15	13.75	9.76	0.11	<b>32.27</b>
6	0.47	<b>32.03</b>	0.89	0.42	14.00	9.77	0.27	<b>41.60</b>
12	0.71	<b>32.72</b>	1.36	0.75	14.38	8.95	0.25	<b>41.60</b>

### ผลทดสอบ FEVD สำหรับตลาดในช่วงที่ 2 (2546:1- 2545:12)

ผลการทดสอบ FEVD จากตาราง 5.20 พบว่า ความผันผวนของตลาดหัวมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) ยังคงถูกกำหนดจากความผันผวนในตัวเองเป็นหลัก คือ กำหนดมาจากความผันผวนในตัวเองจากร้อยละ 100 ในเดือนที่ 1 แล้วลดลงเหลือร้อยละ 62.05 ในเดือนที่ 12

สำหรับตลาดหัวมันสดในจังหวัดชัยภูมิ (pchi) พบว่า ความผันผวนของตลาดชัยภูมิ (pchi) ถูกกำหนดมาจากตลาดชัยภูมิเอง (pchi) และถูกกำหนดมาจากความผันผวนในตลาดนครราชสีมา (pnak) แต่ในระยะสั้น (เดือนที่ 1 และ 2) ค่าความผันผวนในตลาดชัยภูมิ (pchi) เพิ่มขึ้นจากตลาดในช่วงที่ 1 ถึงร้อยละ 30-40 ซึ่งความผันผวนที่เพิ่มขึ้นนี้ มาจากความผันผวนที่ลดลงในตลาดนครราชสีมา (pnak) คือลดลงจาก 77.04 และ 71.14 (ตลาดในช่วงที่ 1) มาเป็น 38.32 และ 47.96 (ตลาดในช่วงที่ 2)

ส่วนตลาดหัวมันสดในจังหวัดฉะเชิงเทรา (pcha) พบว่า ตลาดที่อธิบายความผันผวนในตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) คือตลาดนครราชสีมา (pnak) และตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) เอง ซึ่งแตกต่างจากตลาดช่วงที่ 1 ที่ตลาดหัวมันสดในจังหวัดขอนแก่น (pkon) และกาญจนบุรี (pkan) เป็นตลาดหลักที่อธิบายความผันผวนในตลาดฉะเชิงเทรา (pcha)

ส่วนตลาดที่อธิบายความผันผวนในตลาดชลบุรี (pcho) หลังจากเปิดเสรีการค้ากับจีนและช่วงที่ตลาดเป้งมันกับมันเส้นขยายตัวในชุดข้อมูลนี้คือ ตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) ตลาดนครราชสีมา (pnak) และตลาดชลบุรีเอง (pcho) แต่ตลาดชลบุรี (pcho) มีผลต่อตัวมันเองเฉพาะในระยะสั้น (1-2 เดือน) เท่านั้น ในขณะที่ความผันผวนที่มาจากตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) มีค่ามากในระยะสั้น ส่วนในระยะยาวจะลดลงจาก 1-2 เดือนแรก ประมาณร้อยละ 5-15 เหลือร้อยละ 25 ส่วนความผันผวนของตลาดชลบุรี (pcho) ที่มาจากตลาดนครราชสีมา (pnak) เพิ่มขึ้นจากช่วง 1-2 เดือนแรกเป็นร้อยละ 43.07 และ 48.31 ในเดือนที่ 6 และ 12 ต่างจากตลาดในช่วงที่ 1 ที่พบว่า ความผัน



ผวนในตลาดชลบุรี (pcho) ถูกอธิบายด้วยความผันผวนในตลาดขอนแก่น (pkon) นครราชสีมา (pnak) และตัวมันเอง (pcho)

สำหรับความผันผวนของราคาหัวมันสดในตลาดกาญจนบุรี (pkan) (ตลาดในช่วงที่ 2) ยังคงถูกกำหนดมาจากตัวของมันเอง (pkan) และกำหนดจากความผันผวนในตลาดนครราชสีมา (pnak) แต่ความผันผวนที่กำหนดมาจากตัวเอง (pkan) มีสัดส่วนเพิ่มมากขึ้นประมาณร้อยละ 5-10 นอกจากนี้พบว่า ความผันผวนในตลาดกาญจนบุรี (pkan) ยังถูกกำหนดมาจากความผันผวนของตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) ในเดือนที่ 6 และ 12

ส่วนความผันผวนของราคาหัวมันสดในจังหวัดระยอง (pray) พบว่า ความผันผวนของตลาดฉะเชิง (pcha) ที่มีต่อความผันผวนของตลาดระยอง (pray) เข้ามาแทนที่อิทธิพลจากความผันผวนของตลาดขอนแก่น (pkon) และตลาดชลบุรี (pcho) ที่เคยมีอิทธิพลต่อความผันผวนของราคาหัวมันสดในจังหวัดระยอง (pray) ในตลาดช่วงที่ 1 นอกจากนี้ยังพบว่าตลาดระยอง (pray) กำหนดความผันผวนในตัวเอง (pray) เฉพาะในระยะสั้น (1-2 เดือน) ส่วนในระยะยาวถูกกำหนดมาจากตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) และตลาดนครราชสีมา (pnak) เป็นหลัก

สำหรับความผันผวนในตลาดขอนแก่น (pkon) ในช่วงนี้ พบว่า ความผันผวนที่เคยถูกกำหนดมาจากตัวเอง (pkon) และตลาดชลบุรี (pcho) ในระยะยาว (6 และ 12 เดือน) ถูกถ่ายไปยังตลาดฉะเชิงเทรา (pcha) ตลาดกาญจนบุรี (pkan) และตลาดนครราชสีมา (pnak) เช่นเดียวกับในระยะสั้นที่ความผันผวนของตลาดชัยภูมิ (pchi) เข้ามามีอิทธิพลต่อตลาดขอนแก่น (pkon) จากเดิมที่เคยมีเฉพาะอิทธิพลจากตัวมันเอง (pkon) และตลาดนครราชสีมา (pnak)

เมื่อการค้ำมันสำปะหลังขยายตัวในช่วงหลังจากที่เปิดเสรีการค้ากับจีนและอิทธิพลจากวิกฤตอาหารและพลังงาน (ตลาดช่วงที่ 2) จะเห็นได้ว่า ตลาดหัวมันสดเชื่อมโยงกันมากขึ้น สอดคล้องกับผลทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพจาก DAG สังเกตได้จากการที่ความผันผวนหลายๆตลาด ถูกกำหนดกระจายไปยังตลาดอื่นเพิ่มขึ้น เช่น ความผันผวนของตลาดขอนแก่น (Pkon) ในระยะสั้น (1-2 เดือน) ของตลาดช่วงที่ 2 ได้รับอิทธิพลจากความผันผวนของตัวมันเอง จากตลาดชัยภูมิและตลาดนครราชสีมา จากเดิมที่เคยถูกกำหนดมาจากความผันผวนของตัวเองและตลาดนครราชสีมา นอกจากนี้ยังพบว่า หลายตลาดมีรูปแบบความเชื่อมโยงเปลี่ยนแปลงไป

ตาราง 5.20 ผลทดสอบแยกองค์ประกอบความแปรปรวน (FEVD) ของหัวมันสดในตลาดช่วงที่ 2  
(2546:1-2552:6)

forecast error variance decomposition (FEVD)								
horizontal (month)	S.E.	Pkon	Pray	Pkan	Pcho	Pcha	Pchi	Pnak
Pnak								
1	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>100.00</b>
2	0.13	0.03	0.02	0.48	3.35	1.02	0.41	<b>94.701</b>
6	0.45	0.56	4.38	1.61	4.50	14.09	0.81	<b>73.05</b>
12	0.81	1.42	4.86	2.71	1.67	23.13	3.14	<b>62.08</b>
Pchi								
1	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>61.68</b>	<b>38.32</b>
2	0.16	2.42	0.14	0.07	4.28	0.64	<b>44.45</b>	<b>47.96</b>
6	0.44	1.14	3.89	7.65	0.64	14.94	<b>11.92</b>	<b>58.83</b>
12	0.86	1.78	4.41	8.51	0.28	22.27	<b>4.88</b>	<b>54.87</b>
Pcha								
1	0.10	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>53.31</b>	6.21	<b>40.49</b>
2	0.15	0.04	0.36	0.91	7.22	<b>26.96</b>	13.52	<b>50.99</b>
6	0.32	2.66	2.43	1.83	2.02	<b>22.35</b>	7.42	<b>61.29</b>
12	0.62	2.66	2.71	4.22	0.72	<b>24.09</b>	7.45	<b>57.15</b>
Pcho								
1	0.13	0.00	0.00	0.00	<b>38.18</b>	<b>39.24</b>	2.13	<b>20.44</b>
2	0.19	1.33	1.70	3.01	<b>26.20</b>	<b>30.37</b>	7.39	<b>29.99</b>
6	0.44	4.45	2.33	4.33	<b>9.97</b>	<b>24.04</b>	9.82	<b>43.07</b>
12	0.78	3.83	1.83	7.93	<b>4.15</b>	<b>24.97</b>	8.97	<b>48.31</b>
Pkan								
1	0.12	0.00	0.00	<b>74.25</b>	<b>11.42</b>	7.25	0.01	<b>6.07</b>
2	0.20	1.08	0.32	<b>51.70</b>	<b>14.73</b>	6.17	0.03	<b>24.98</b>
6	0.48	2.18	3.43	<b>24.40</b>	4.85	<b>14.27</b>	1.66	<b>47.24</b>
12	0.86	2.25	4.59	<b>19.23</b>	2.87	<b>22.29</b>	3.64	<b>44.14</b>
Pray								
1	0.11	0.00	<b>39.82</b>	0.05	2.51	<b>14.77</b>	0.36	<b>41.50</b>
2	0.17	1.10	<b>17.57</b>	8.62	4.09	8.44	1.22	<b>58.97</b>
6	0.46	2.71	3.26	3.76	2.08	<b>18.67</b>	6.58	<b>62.93</b>
12	0.84	3.12	1.98	4.33	1.51	<b>24.81</b>	8.78	<b>54.48</b>
Pkon								
1	0.09	<b>49.87</b>	0.14	0.69	0.31	0.39	<b>27.84</b>	<b>20.77</b>
2	0.15	<b>26.76</b>	2.02	3.38	4.54	1.52	<b>14.18</b>	<b>46.6</b>
6	0.40	2.77	3.79	11.10	1.17	13.90	4.95	<b>62.33</b>
12	0.75	2.10	4.58	9.65	0.55	22.11	3.89	<b>56.13</b>

### 5.7 ผลวิเคราะห์ฟังก์ชันการตอบสนองต่อความแปรปรวน (impulse response functions: IRFs)

หลังจากทราบตลาดที่เป็นผู้นำ (ตลาดที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดราคาในตลาดอื่น) จากการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุภาพ (causality test) และทราบขนาดอิทธิพลระหว่างตัวแปรจากการทดสอบ FEVD ในขั้นตอนสุดท้ายนี้เป็นการทดสอบ IRF เพื่อดูทิศทางของการตอบสนองของตลาดหัวมันสดแต่ละตลาดเมื่อได้รับ shock จากตลาดอื่น

การวิเคราะห์ฟังก์ชันการตอบสนองของตัวแปรเป็นวิธีที่ใช้พิจารณาผลกระทบจาก shock (innovation) ของตัวแปรใดใดในแบบจำลองที่มีต่อตัวแปรอื่นในระบบทั้งในช่วงเวลาเดียวกันและช่วงเวลาในอนาคตโดยวัดในรูปส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานหนึ่งหน่วย (one standard deviation: 1 s.d.) เพื่อให้เข้าใจถึงกลไกการส่งผ่านผลกระทบของความผันผวนด้านราคาของหัวมันสดในแต่ละตลาดในรอบ 12 เดือน (1 ปี) ข้างหน้า ผลวิเคราะห์การตอบสนองของตัวแปรในชุดข้อมูลทั้งหมดตลาดช่วงที่ 1 และตลาดช่วงที่ 2 แสดงดังภาพ 5.10 5.11 และ 5.12 ตามลำดับ

#### ผลวิเคราะห์ฟังก์ชันการตอบสนองต่อความแปรปรวนในชุดข้อมูลทั้งหมด (2532:1-2552:6)

พิจารณาผลวิเคราะห์การตอบสนองของตัวแปรในดังภาพ 5.10 โดยคอลัมน์แรกแสดงการตอบสนองของตลาดอื่นๆเมื่อได้รับ shock จากราคาหัวมันสดในจังหวัดขอนแก่น (pkon) โดยพบว่าตลาดอื่นๆมีการตอบสนองต่อ shock ทันที และเป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ เมื่อได้รับ shock ดังกล่าว ตลาดอื่นๆ มีการตอบสนองเพิ่มขึ้นและเริ่มลดลงในเดือนที่ 10 (ยกเว้นผลที่มีต่อตลาดขอนแก่น (pkon) เอง)

ส่วน shock จากตลาดหัวมันสดในจังหวัดระยอง (pray) นอกจากผลที่มีต่อตัวมันเองแล้วพบว่า ผลจาก shock ดังกล่าวยังส่งผลต่อตัวแปรอื่นในรูปแบบเดียวกัน กล่าวคือ ทำให้ตลาดอื่นตอบสนองเพิ่มขึ้นในช่วงแรกและเริ่มเข้าสู่เสถียรภาพในเดือนที่ 3-6 โดยตลาดชลบุรี (pcho) ได้รับผลกระทบจาก shock ในตลาดระยอง (pray) มากที่สุด

สำหรับ shock จากตลาดกาญจนบุรี (pkan) พบว่า มีผลต่อตลาดอื่นน้อยที่สุด ในขณะที่ shock จากตลาดนครราชสีมา (pnak) ส่งผลต่อตลาดอื่นมากที่สุด ส่วน shock จากตลาดชลบุรี (pcho) ส่งผลต่อตลาดระยอง (pray) มากที่สุด

ผลวิเคราะห์ฟังก์ชันการตอบสนองต่อความแปรปรวนสำหรับตลาดช่วงที่ 1 (2532:1-2545:12)

ผลวิเคราะห์การตอบสนองของตัวแปรใน ภาพ 5.11 พบว่า ส่วนใหญ่ทุกตลาดมีทิศทาง การตอบสนองต่อ shock จากตลาดอื่นในรูปแบบเดียวกัน กล่าวคือ มีการตอบสนองเพิ่มขึ้นในช่วงแรก และเข้าสู่เสถียรภาพในช่วงสั้นๆ (เดือนที่ 2-4) แต่มีรูปแบบแตกต่างจากในชุดข้อมูลทั้งหมด โดยพบว่า shock จากตลาดน้ำมันสดในจังหวัดนครราชสีมา (pnak) ยังคงมีผลกระทบต่อตลาดอื่นมากที่สุด โดยเฉพาะต่อตลาดกาญจนบุรี (pkan) ในขณะที่ shock จากตลาดกาญจนบุรี (pkan) ส่งผลต่อตลาดอื่นน้อยที่สุด และเมื่อพิจารณา shock จากแต่ละตลาดพบว่า shock จากตลาดขอนแก่น (pkon) ในคอลัมน์ที่แรก มีผลต่อตลาดชัยภูมิ (pchi) และตลาดนครราชสีมา (pnak) ซึ่งเป็นตลาดที่อยู่ในภูมิภาคเดียวกันมากกว่าตลาดอื่นๆ ส่วน shock จากตลาดระยอง (pray) ในคอลัมน์ที่ 2 พบว่า ส่งผลต่อตลาดกาญจนบุรี (pkan) และตลาดชลบุรี (pcho) มากกว่าตลาดอื่น ทั้งนี้อาจเป็นเพราะ ระยองมีโรงงานแป้่งมันมากที่สุด ในบรรดาตลาดในภาคตะวันตก ภาคกลางและภาคตะวันออก กอปรกับตลาดแป้่งมันขยายตัวอย่างต่อเนื่อง ส่วนผลจาก shock ของตลาดระยอง (pray) ที่มีต่อตลาดอื่นอยู่ในระดับใกล้เคียงกัน

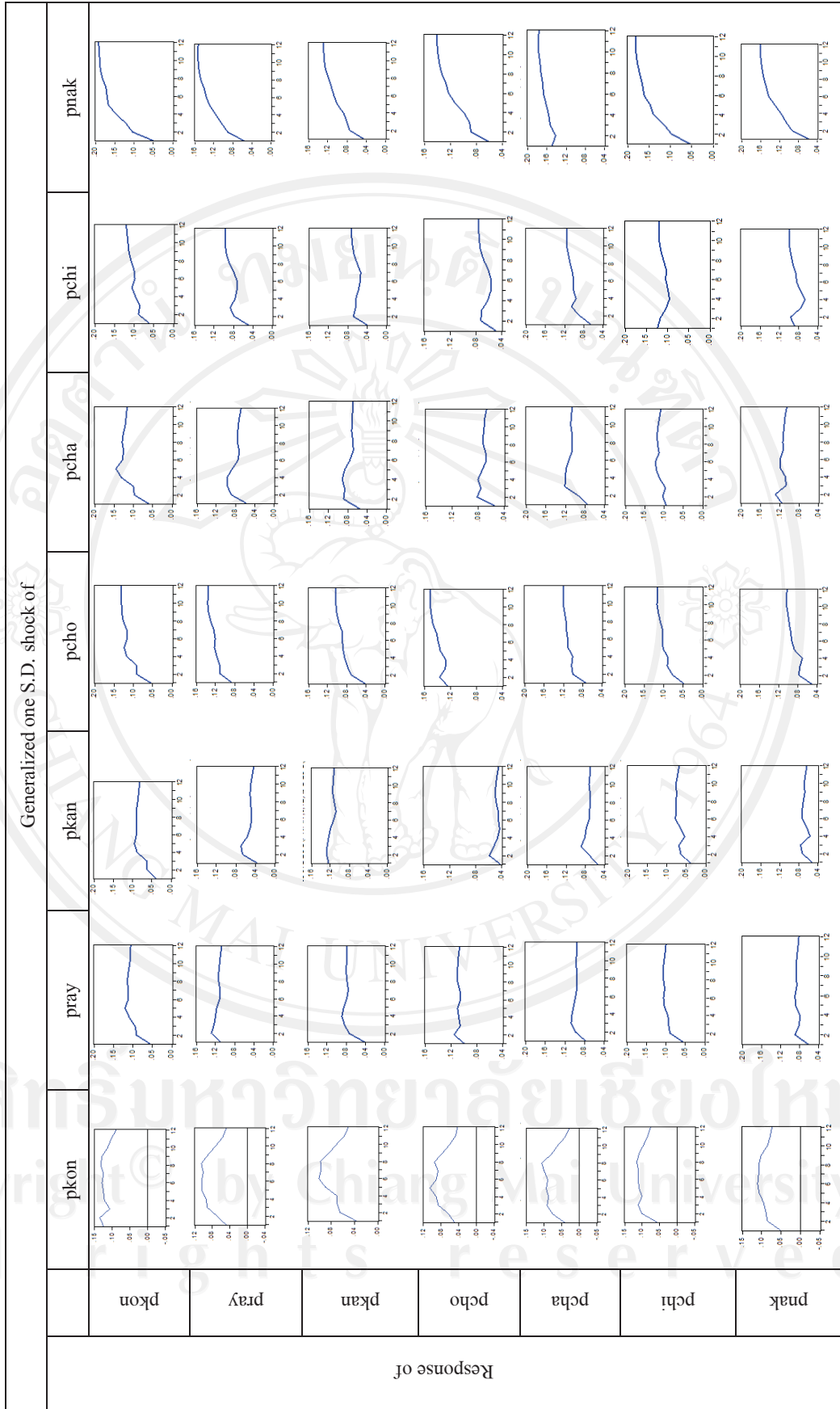
สำหรับ shock จากตลาดชลบุรี (pcho) นอกจากผลกระทบต่อตัวมันเองแล้ว พบว่า ยังส่งผลกระทบต่อตลาดอื่นในระดับใกล้เคียงกันและมีรูปแบบเดียวกัน ส่วน shock จากตลาดชัยภูมิ (pchi) มีผลต่อตลาดกาญจนบุรี (pkan) ตัวมันเอง (pchi) และตลาดนครราชสีมา (pnak) มากที่สุด ส่วนผลกระทบที่มีต่อตลาดอื่นอยู่ในระดับใกล้เคียงกัน

ผลวิเคราะห์ฟังก์ชันการตอบสนองต่อความแปรปรวนสำหรับตลาดช่วงที่ 2 (2546:1-2552:6)

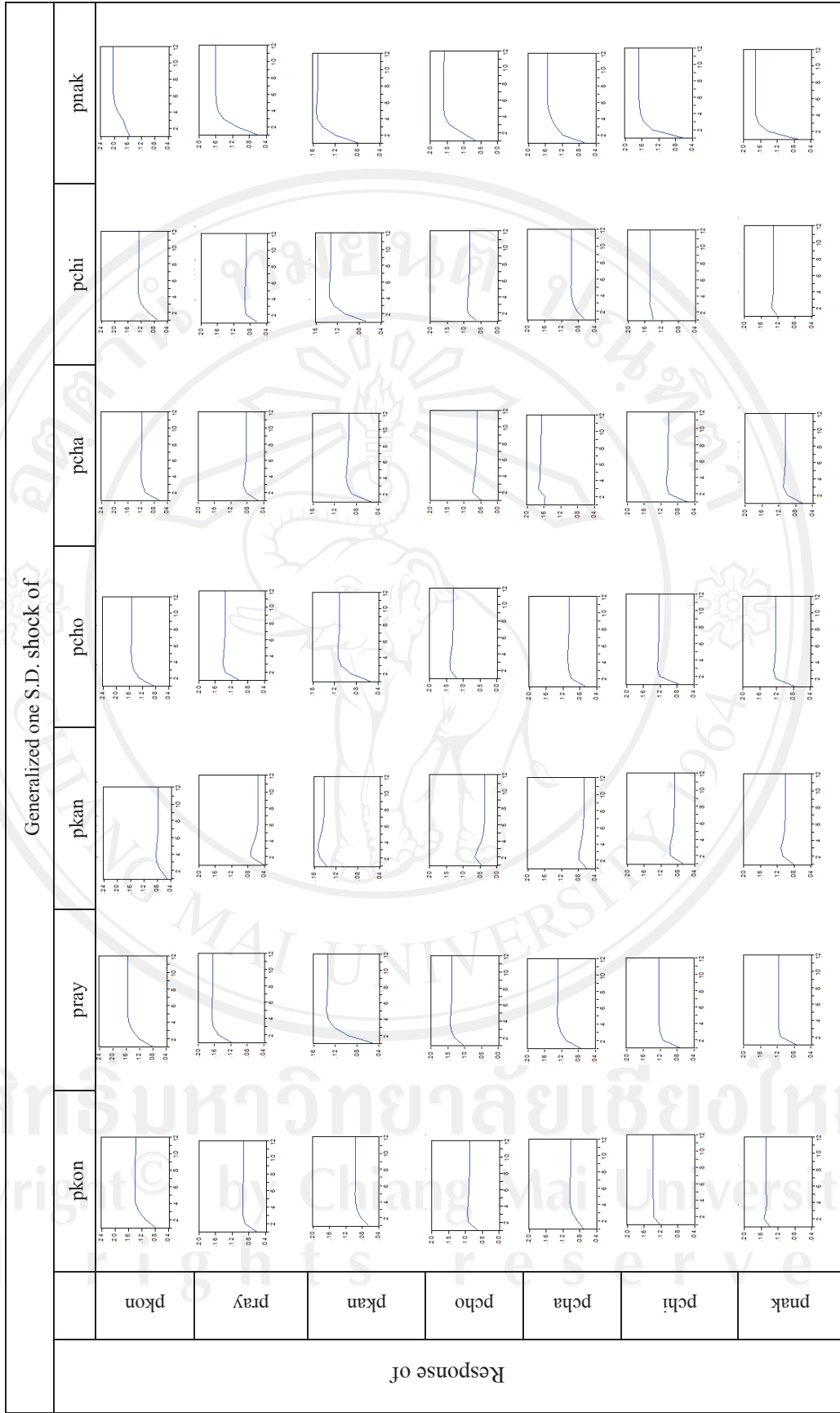
ผลวิเคราะห์การตอบสนองของตัวแปรสำหรับตลาดช่วงที่ 2 (ภาพ 5.12) พบว่า การตอบสนองของแต่ละตลาดเมื่อได้รับ shock เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ มีการตอบสนองเพิ่มขึ้นในทิศทางบวก และมีการตอบสนองสูงสุดในเดือนที่ 12 โดย shock จากตลาดนครราชสีมา (pnak) มีผลกระทบต่อตลาดอื่นมากที่สุด ส่วน shock จากตลาดอื่นมีอิทธิพลต่อตลาดอื่นๆ ในขนาดใกล้เคียงกัน

สังเกตได้ว่าในชุดข้อมูลนี้ (ช่วงที่ตลาดมันเส้น และแป้่งมันขยายตัว) ตลาดต่างๆเข้ามามีอิทธิพลต่อกันมากขึ้นเมื่อเปรียบเทียบกับในข้อมูลของตลาดช่วงที่ 1

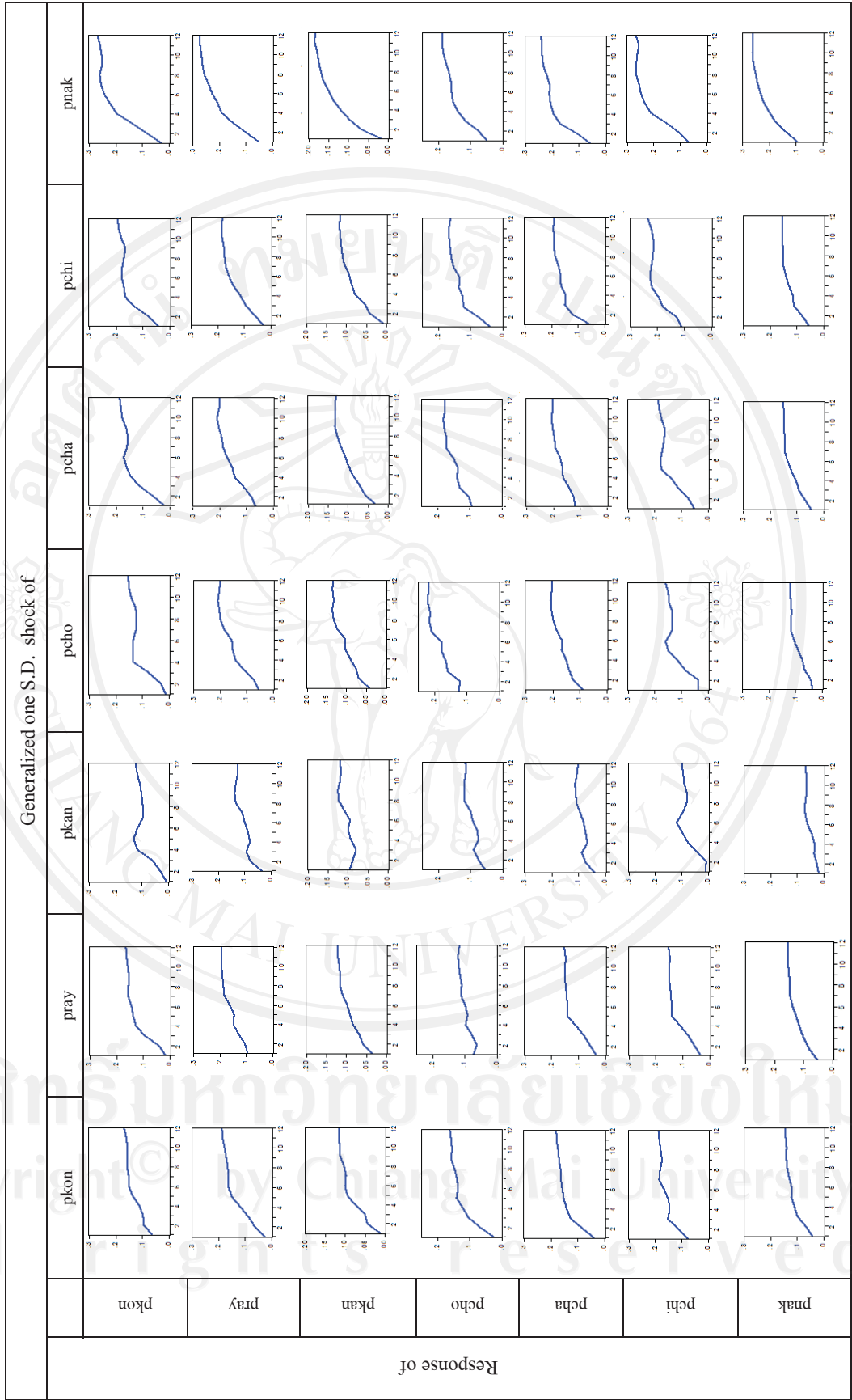
ภาพ 5.10 Generalized impulse response functions ในชุดข้อมูลทั้งหมด (2532:1 - 2552:6)



ภาพ 5.11 Generalized impulse response functions สำหรับตลาดช่วงที่ 1 (2532:1- 2545:12)



ภาพ 5.12 Generalized impulse response functions สำหรับตลาดช่วงที่ 2 (2546:1- 2552:6)



## สรุปและบทวิจารณ์

บทนี้เป็นการทดสอบประสิทธิภาพราคาของตลาดหัวมันสด เพื่อตรวจสอบความมีประสิทธิภาพของตลาดเชิงพื้นที่ (spatial market) โดยพิจารณาความมีประสิทธิภาพของตลาดจากการที่ตลาดเชื่อมโยงกันและเป็นไปตามกฎราคาเดียว

จากการศึกษาพบว่า มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างในช่วงที่ทำการศึกษา ทำให้แบ่งข้อมูลออกเป็น 3 ชุดก่อนทำการทดสอบขั้นอื่นๆต่อไป คือ ข้อมูลทั้งหมด (2532:01-2552:06) ตลาดช่วงที่ 1 (2532:01-2545:12) และตลาดช่วงที่ 2 (2546:01-2552:06) ซึ่งครอบคลุมช่วงการเปิดเสรีการค้า (FTA) กับประเทศจีน แม้จะมีการเปิดเสรีการค้ากับจีน แต่ผู้ศึกษามีความเห็นว่าการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างดังกล่าวไม่น่าจะเป็นผลมาจากอิทธิพลของ FTA ไทย-จีน ทั้งหมด แต่น่าจะมาจากอิทธิพลของ shock ด้านอุปสงค์ที่เพิ่มขึ้นในตลาดประเทศจีนเป็นส่วนใหญ่ ซึ่งเป็นเพียง shock ที่เข้ามากระทบต่ออุตสาหกรรมมันสำปะหลังของไทยในระยะสั้นๆเท่านั้น เพราะถ้าพิจารณาจากปริมาณการส่งออกมันเส้น (ส่วนใหญ่ส่งออกไปประเทศจีน) พบว่า ปริมาณการส่งออกเพิ่มขึ้นตั้งแต่ปี 2544 และส่งออกได้เพิ่มขึ้นเรื่อยๆ จนกระทั่งส่งออกได้สูงสุดในปี 2549 จากนั้นปริมาณการส่งออกก็ลดลงมาเป็นลำดับ จนกระทั่งส่งออกได้ต่ำสุดในปี 2551 และส่งออกได้เพิ่มขึ้นอีกครั้งในปี 2552 ดังนั้น การศึกษาของปีฉาบ (2551) ที่ศึกษาตลาดมันเส้นเพื่อดูอิทธิพลจากการเปิดเสรีการค้ากับประเทศจีน โดยแบ่งข้อมูลออกเป็นช่วงก่อนและหลังเปิดเสรีการค้ากับประเทศจีนแล้วสรุปว่า การเปิดเสรีการค้า (FTA) กับประเทศจีนทำให้ไทยส่งออกมันเส้นได้เพิ่มขึ้น และทำให้ราคาที่เกษตรกรและพ่อค้าส่งได้รับสูงขึ้นกว่าก่อนมี FTA นั้นอาจไม่ใช่อิทธิพลของการเปิดเสรีการค้า (FTA) กับประเทศจีนจริงหรืออาจไม่ใช่อิทธิพลจากการเปิดเสรีดังกล่าวเพียงอย่างเดียวทั้งหมดดังที่ปีฉาบ (2551) กล่าวสรุปไว้

แม้ผลทดสอบจากทุกชุดข้อมูลบ่งชี้ว่าตลาดเชื่อมโยงกัน (ดูจากการมี cointegration relation ในการทดสอบ cointegration rank) แต่มีเพียงตลาดบางคู่เท่านั้นที่เป็นไปตามกฎราคาเดียว สอดคล้องกับหลักฐานเชิงประจักษ์หลายชิ้นที่บ่งชี้ว่า การที่ตลาดเชื่อมโยงกันไม่ได้หมายความว่าตลาดมีประสิทธิภาพเสมอไป ผลทดสอบกฎราคาเดียวของตลาดช่วงที่ 1 และตลาดช่วงที่ 2 บ่งชี้ว่าแม้ตลาดช่วงที่ 2 เชื่อมโยงกันมากขึ้นเมื่อเทียบกับตลาดช่วงที่ 1 แต่นัยจากผลทดสอบบ่งชี้ว่าประสิทธิภาพของตลาดลดลง (พิจารณาจากผลทดสอบ LOP ของตลาดช่วงที่ 1 เทียบกับตลาดช่วงที่ 2) สะท้อนถึงแนวโน้มการกระจุกตัวที่สูงขึ้นของตลาด (โดยเฉพาะในตลาดแป้งมัน) ถ้าพิจารณาจากสถิติการส่งออกผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังจะเห็นได้ว่า ในรอบทศวรรษที่ผ่านมา การค้าในตลาดมันเส้นและตลาดแป้งมันขยายตัวเพิ่มขึ้นเรื่อยมาจนกระทั่งปัจจุบัน ดังที่กล่าวมาแล้วหลายตอนใน



บทที่ผ่านมา แต่เนื่องจากมันเส้นเป็นผลิตภัณฑ์ที่แปรรูปได้ง่าย ไม่ต้องใช้เทคโนโลยีขั้นสูง และใช้เงินลงทุนต่ำ ดังนั้น การเข้าออกจากตลาดของผู้ประกอบการจึงทำได้ง่าย การแข่งขันจึงสูง ในขณะที่ผลตอบแทนไม่สูงนัก เนื่องจากมันเส้นเป็นผลิตภัณฑ์ที่มีมูลค่าเพิ่มจากการแปรรูปต่ำ

ในขณะที่ตลาดแป้งมันเส้นเป็นตลาดที่ต้องเฝ้าระวังเป็นพิเศษ เพราะถึงแม้แป้งมันมีแนวโน้มเติบโตอย่างต่อเนื่องและมีเสถียรภาพ แต่จากการศึกษาเชิงประจักษ์ที่ผ่านมา (สถาบันเพื่อการพัฒนาประเทศไทย, 2537; ศรีนยา, 2545) บ่งชี้ว่า ระดับการกระจุกตัวของตลาดแป้งมัน (ทั้งแป้งดิบและแป้งแปรรูป) เพิ่มสูงขึ้นเรื่อยมา เนื่องจากเป็นอุตสาหกรรมที่ใช้เงินลงทุนมากและต้องใช้เทคโนโลยีการผลิตขั้นสูง จึงเป็นอุปสรรคสำคัญต่อการเข้าสู่ตลาดของผู้ประกอบการรายใหม่ ดังนั้น แม้ข้อมูลทางสถิติจะบ่งชี้ว่า ประเทศไทยมีโรงงานแป้งมันจำนวนมากตั้งกระจายอยู่ในแหล่งผลิต แต่โรงงานดังกล่าวตกอยู่ในมือผู้ประกอบการเพียงไม่กี่ราย การกระจุกตัวสูงดังกล่าวนี้บ่งชี้ถึงระดับการแข่งขันต่ำ ทำให้ตลาดไม่มีประสิทธิภาพ ซึ่งความไม่มีประสิทธิภาพอันเนื่องมาจากสาเหตุดังกล่าวส่งผลต่อเกษตรกรและผู้บริโภคโดยตรง ดังนั้น การกำหนดแนวทางพัฒนาตลาดมันสำปะหลังให้เติบโตอย่างยั่งยืนและมีประสิทธิภาพ ควรพัฒนาในลักษณะที่เพิ่มการแข่งขันในตลาดด้วยโดยเฉพาะในตลาดแป้งมัน

ในบทต่อไป เป็นการพิจารณาประสิทธิภาพราคาของตลาดที่แบ่งตามระดับตลาด (ตามห่วงโซ่อุปทาน) เพื่อตรวจสอบการทำหน้าที่ของคนกลางในตลาดในการถ่ายทอดราคาระหว่างตลาดแต่ละระดับ