

## ความสัมพันธ์ระหว่างราคากุ้งกับคุณภาพของกุ้งในตลาดญี่ปุ่นและสหรัฐ\*

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์\*\* และอารี วิบูลย์พงศ์\*\*\*

### บทนำ

คุณภาพของกุ้งแช่แข็ง สามารถที่จะดูได้จาก (1) ขนาดซึ่งในการศึกษานี้จะมี 3 ขนาด คือ 16 – 20 ตัวต่อปอนด์ 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ และ 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ กุ้งแช่แข็งขนาดใหญ่กว่าจะมีราคาสูงกว่า แต่สูงกว่าแค่ไหนเป็นสิ่งที่เราจะต้องทำการวิเคราะห์ต่อไป (2) ชนิดของกุ้ง ซึ่งส่วนใหญ่ก็มี 2 ชนิด คือ กุ้งกุลาดำ (black tiger shrimp) และกุ้งแช่ขาว (chinese white shrimp) ซึ่งตลาดจะตอบสนองต่อกุ้งทั้งสองชนิดไม่เหมือนกัน (3) แหล่งที่มาของกุ้ง เช่น มาจากประเทศไทยหรือมาจากประเทศอินโดนีเซียหรือประเทศอื่นๆ ทั้งนี้เพราะว่าคุณภาพความสะอาดถูกสุขอนามัยของแต่ละประเทศไม่เหมือนกัน บางประเทศมีการควบคุมคุณภาพในเรื่องความสะอาดถูกสุขอนามัยของกุ้งอย่างเข้มงวด ในขณะที่ตอนการผลิตเพื่อป้องกันการปนเปื้อนของเชื้อจุลินทรีย์ การปนเปื้อนของเศษแมลง เช่น แมลงสาบ และยุง เป็นต้น นอกจากนี้ก็ยังรวมถึงความไว้วางใจในนักธุรกิจประเทศนั้นๆ ต่างกันว่าจะมีการปลอมปนหรือไม่ มีการโกงในรูปร่างหรือไม่อีกเช่นกัน รวมถึงความเชื่อมั่นในการจัดการเรื่องวัตถุดิบให้มีคุณภาพในการผลิตที่ดี เพื่อว่าผลผลิตจะได้มีคุณภาพที่ดีตาม นอกเหนือไปจากการจัดการกระบวนการผลิตให้เป็นไปด้วยดี เพราะฉะนั้นราคากุ้งก็就会有ความสัมพันธ์โดยตรงกับคุณภาพของกุ้ง

นอกจากราคาของกุ้งจะมีความสัมพันธ์กับคุณภาพแล้ว ราคาของกุ้งยังมีแนวโน้มของเวลาเข้ามาเกี่ยวข้องกับอีกด้วย และเนื่องจากว่ากุ้งเป็นส่วนหนึ่งของหมวดอาหาร เราจะทราบว่าแนวโน้มราคากุ้งสูงขึ้นหรือลดลงโดยเปรียบเทียบกับราคาของตัวเองตามแนวโน้มก็มีความหมายไม่มากนัก ทั้งนี้เพราะจะต้องคำนึงถึงภาวะเงินเฟ้อของราคาอาหารอื่นๆ อีกด้วย เพราะฉะนั้นราคาของกุ้งในการศึกษานี้จึงเป็นราคาที่เปรียบเทียบกับดัชนีราคาขายส่ง (wholesale price index) ซึ่งก็คือราคาสัมพัทธ์นั่นเอง จึงจะทำให้ได้ภาพการเคลื่อนไหวของราคาโดยเปรียบเทียบที่ชัดเจนขึ้น

การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาของกุ้งและคุณภาพของกุ้งรวมทั้งแนวโน้มของราคาช่วยทำให้เกิดความเข้าใจการตอบสนองของตลาด โดยผ่านราคาของกุ้งที่ตลาดตอบสนองต่อคุณภาพกุ้งว่าเป็นอย่างไร ซึ่งจะเป็นส่วนสำคัญส่วนหนึ่งที่จะทำให้เราสามารถกำหนดทิศทางในการผลิต และการตลาดกุ้งกุลาดำของเราได้ดีขึ้น

### ระเบียบวิธีวิจัย : การทดสอบ unit root การสร้างแบบจำลองและการเลือกแบบจำลอง

ในการศึกษานี้เราจะเสนอวิธีสร้างแบบจำลองขึ้นมาเพื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ แต่แบบจำลองที่สร้างขึ้นมานั้นตัวแปรบางตัวอาจไม่มีนัยสำคัญ เราก็คงจะ

\* งานวิจัยนี้ได้รับทุนวิจัยภายใต้โครงการ “ผลกระทบเชิงสังคมเศรษฐกิจของการเลี้ยงกุ้งกุลาดำ” จากศูนย์พันธุวิศวกรรมและเทคโนโลยีชีวภาพแห่งชาติ สำนักงานพัฒนาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีแห่งชาติ

\*\* อาจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

\*\*\* รองศาสตราจารย์ ประจำภาควิชาเศรษฐศาสตร์เกษตร คณะเกษตรศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

ผู้เขียนขอขอบคุณ คุณกุลศล ทองงาม นักวิชาการประจำศูนย์วิจัยเพื่อเพิ่มผลผลิตทางเกษตร มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ คุณอัครพงศ์ อ้นทอง และคุณนฤมล เซาวนวิทย์ยางกูร ผู้ช่วยนักวิจัยที่ช่วยกรุณาเก็บรวบรวมข้อมูลและ process ข้อมูล

ต้องตัดทิ้งไป แต่คำถามก็คือว่าแบบจำลองที่ไม่ตัดตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญไปกับแบบจำลองที่ตัดตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญออกไปนั้น เราควรเลือกแบบจำลองแบบไหน และเนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการศึกษานี้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (time series) จึงต้องมีกรทดสอบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) หรือไม่ นั่นคือจะต้องมีการทดสอบ unit root ด้วย เพราะฉะนั้นในหัวข้อนี้จึงแบ่งออกเป็น 3 หัวข้อย่อย คือ การทดสอบ unit root การสร้างแบบจำลอง และการเลือกแบบจำลอง

### 1) การทดสอบ unit root

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงษ์ (2543) ได้สรุปวิธีการทดสอบ unit root ของ Dickey และ Fuller (1979) ไว้ดังนี้คือ ในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่นั้น Dickey และ Fuller (1979) ได้ใช้สมการถดถอย 3 รูปแบบ ดังนี้

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \text{ (random walk process) } \dots(1)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \text{ (random walk with drift) } \dots(2)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \text{ (random walk with drift และมี linear time trend) } \dots(3)$$

โดยตัวพารามิเตอร์ ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการคือ  $\theta$  นั่นคือ ถ้า  $\theta = 0$ ,  $x_t$  จะมี unit root โดยการเปรียบเทียบ t - statistic ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ใน Dickey - Fuller tables (Enders, 1995) หรือ กับ MacKinnon critical values (Gujarati, 1995, p 719) โดยมี  $H_0 : \theta = 0$  และ  $H_a : \theta \neq 0$  และถ้าเราไม่สามารถปฏิเสธ  $H_0$  ได้ก็หมายความว่า  $x_t$  เป็น nonstationary

อย่างไรก็ตาม สมการ (1), (2) และ (3) อาจจะมี autocorrelation หรือ serial correlation ได้ และ

เพื่อแก้ปัญหา serial correlation สมการ (1),(2),(3) จะถูกแทนที่โดย autoregressive processes

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \dots(4)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \dots(5)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \dots(6)$$

ตามลำดับซึ่งค่า critical values ก็จะไม่เปลี่ยนแปลงในการทดสอบ unit root (Enders, 1995, p 222 และ Gujarati, 1995, p 720) จำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามารวมในสมการนั้นจะต้องมีมากพอที่จะทำให้ error terms มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำเอา Dickey - Fuller (DF) test มาใช้กับสมการ (4) - (6) เราจะเรียกว่า augmented Dickey - Fuller (ADF) test. ADF test statistic มีการแจกแจงแบบ asymptotic distribution เหมือนกับ DF statistic ดังนั้น ก็สามารถใช้ critical values แบบเดียวกัน (Gujarati, 1995, p 720)

ในกรณีของการหา lag length ที่เหมาะสมนั้น Enders (1992, p227) ได้เสนอแนะว่าวิธีหนึ่งในการหา lag length ก็คือ เริ่มต้นด้วยการให้มี lag length ที่ยาวมากพอและกิลดขนาดของ lag length ลงโดยใช้ t-test และ/หรือ F-test สมมุติว่าเราใช้ lag length เท่ากับ  $n^*$  ถ้า t - statistic ของ lag  $n^*$  ไม่มีนัยสำคัญ ณ critical value ที่กำหนดให้ เราก็จะต้องทำการประมาณค่าการถดถอยใหม่ โดยใช้ lag length  $n^*-1$  ทำอย่างนี้เรื่อยไปจนกระทั่ง lag นั้นมีค่าแตกต่างไปจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ อย่างไรก็ตามในการศึกษานี้จะใช้วิธีแรกที่กล่าวมาข้างต้น จะไม่ใช้วิธีที่สองนี้ในการหา lag length เพราะวิธีแรกมีความง่ายและความสะดวกกว่าวิธีที่สอง

## 2) การสร้างแบบจำลอง

Ladd และ Suvannunt (1976) ได้พัฒนาแบบจำลอง hedonic price ด้วยข้อสมมติ (assumptions) ที่เหมาะสมสำหรับการวิเคราะห์สินค้าอาหาร ในแบบจำลองนี้จำนวนของคุณลักษณะ (characteristic) ชนิดหนึ่งที่ได้รับจากสินค้าชนิดหนึ่งนั้นมีค่าคงที่ (fixed) สำหรับผู้บริโภค (แต่จะมีค่าเปลี่ยนแปลงได้แล้วแต่ผู้ผลิต) ซึ่งเป็นผู้กำหนดปริมาณสินค้าที่จะบริโภค ที่กล่าวมานี้สมเหตุสมผลสำหรับอาหารเพราะว่าจำนวนของสารอาหาร (nutrients) หรือคุณลักษณะทางรสชาติที่อยู่ในสินค้าอาหารไม่สามารถที่จะกำหนดโดยผู้บริโภคได้ ยิ่งกว่านั้น hedonic prices ในแบบจำลอง Ladd และ Suvannunt (1976) ไม่ได้มีข้อบังคับว่าจะต้องไม่มีค่าเป็นลบ (non - negative) เหมือนอย่างที่เป็นปรากฏในแบบจำลองของ Lancaster (1966) และสมเหตุสมผลในการศึกษาเชิงประจักษ์ที่จะสมมติว่าคุณลักษณะบางประการมาจากคุณภาพ และให้ความพอใจเป็นลบ (Unnevehr, 1992)

Unnevehr (1992) ได้สรุปแบบจำลอง Ladd และ Suvannunt (1976) ไว้ดังนี้

ให้  $Z_{oj}$  = จำนวนรวมของคุณลักษณะ (ของสินค้า) ที่  $j$  ซึ่งได้จากการบริโภคทุกสินค้า

$Z_{ij}$  = จำนวนคุณลักษณะที่  $j$  ที่ได้มาจาก 1 หน่วยของสินค้า  $i$

$q_i$  = ปริมาณการบริโภคสินค้า  $i$

การบริโภครวมของแต่ละคุณลักษณะเป็นฟังก์ชัน ของ  $q_i, i=1, \dots, n$  และ  $Z_{ij}$  (สัมประสิทธิ์ input - output ของคุณลักษณะ) ซึ่งคือ

$$Z_{oj} = f(q_1, q_2, \dots, q_n, Z_{ij}, \dots, Z_{nj}) \quad j = 1, \dots, k \quad \dots(7)$$

ฟังก์ชันความพอใจ (utility function) ของผู้บริโภคเป็นฟังก์ชันของคุณลักษณะของสินค้า ซึ่งสามารถเขียนในรูปของฟังก์ชัน ได้ดังนี้

$$U = U(Z_{01}, Z_{02}, \dots, Z_{0k}) \quad \dots(8)$$

และเนื่องจากแต่ละ  $Z_{oj}$  เป็นฟังก์ชันของ  $q_i$ s และ  $Z_{ij}$ s ดังนั้นจะได้

$$U = U(q_1, \dots, q_n, Z_{11}, Z_{12}, \dots, Z_{21}, \dots, Z_{nk}) \quad \dots(9)$$

ซึ่งผู้บริโภคจะสามารถเปลี่ยนแปลงได้ก็เฉพาะแต่  $q_i$ s เท่านั้น (โดยที่  $Z_{ij}$  เป็นสิ่งที่กำหนดมาให้สำหรับผู้บริโภค) และเราก็มักมีข้อสมมติว่าผู้บริโภคต้องการที่จะทำความพอใจให้มีค่าสูงสุด (maximizes utility) ภายใต้ข้อจำกัดทางด้านงบประมาณ (budget constraint)

$$y = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad \dots(10)$$

โดยที่  $p_i$  = ราคา (ตลาด) ของสินค้าที่  $i$   
 $y$  = รายได้ของผู้บริโภค

ผู้บริโภคจะหาค่าของ  $q_i$  ที่ทำให้เขาได้รับความพอใจสูงสุด นั่นคือการ maximize Lagrangian equation

$$L = U(Z_{01}, Z_{02}, \dots, Z_{0k}) + \lambda [y - \sum_{i=1}^n p_i q_i] \quad \dots(11)$$

จะได้

$$\frac{dL}{dq_i} = \sum_{j=1}^k \left( \frac{dU}{dZ_{oj}} \right) \left( \frac{dZ_{oj}}{dq_i} \right) - \lambda p_i = 0 \quad \dots(12)$$

และโดยทฤษฎีแล้วเราสามารถพิสูจน์ได้ว่า  $\lambda$  คือ ความพอใจส่วนเพิ่มของรายได้ (marginal utility of income) ซึ่งคือ  $\frac{dU}{dy}$  เพราะฉะนั้นจากสมการ (12) จะได้

$$p_i = \sum_{j=1}^k \left( \frac{dZ_{oj}}{dq_j} \right) \left( \frac{dU/dZ_{oj}}{dU/dy} \right) \quad \dots(13)$$

ผลได้ส่วนเพิ่ม (marginal yield) ของคุณลักษณะผลิตภัณฑ์ โดยผลิตภัณฑ์ที่  $i$  คือ  $dZ_{oj}/dq_j$ ; ความพอใจส่วนเพิ่ม (marginal utility) ของคุณลักษณะที่  $j$  คือ  $dU/dZ_{oj}$  และ  $dU/dy$  คือความพอใจส่วนเพิ่มของรายได้ (marginal utility of income) เพราะฉะนั้นอัตราส่วนในวงเล็บ (ratio) ก็คืออัตราส่วนเพิ่ม (marginal rate) ของการทดแทนระหว่างรายได้และคุณลักษณะ (ของสินค้า) ที่  $j$

Unnevehr (1992) กล่าวว่า เนื่องจากเรามีข้อสมมุติให้ค่าใช้จ่ายมีค่าเท่ากับรายได้ ดังนั้นเทอมในวงเล็บก็คือราคา (โดยนัย) ส่วนเพิ่ม (marginal implicit price) ของคุณลักษณะที่  $j$  เพราะฉะนั้นสมการ (13) ก็อธิบายได้ว่าราคาสินค้าที่จ่ายโดยผู้บริโภคเท่ากับผลบวกของมูลค่าส่วนเพิ่มของคุณลักษณะของสินค้านั้น มูลค่าแต่ละมูลค่าเท่ากับปริมาณของคุณลักษณะที่ได้รับจาก 1 หน่วยส่วนเพิ่ม (a marginal unit) ของสินค้านั้นคูณด้วยราคาโดยนัยส่วนเพิ่ม (marginal implicit price) ของคุณลักษณะนั้น

เนื่องจากผลได้ (yield) ของคุณลักษณะ (ของสินค้า) ต่างๆ ส่วนใหญ่มีค่าคงที่สำหรับแต่ละหน่วยของสินค้า เราก็จะสมมุติว่า  $dZ_{oj}/dq_j = Z_{ij} = \text{constant}$  นอกจากนี้เราจะสมมุติว่าราคาโดยนัยส่วนเพิ่ม (marginal implicit price) มีค่าคงที่ (constant) และใช้สัญลักษณ์  $p_{ij}$  ดังนั้นสมการ (13) สำหรับสินค้า  $A$  ก็จะกลายเป็น

$$P_A = \sum_{j=1}^k Z_{Aj} P_{Aj} \quad \dots(14)$$

และเราก็สามารถเพิ่มเทอมความคลาดเคลื่อน (error term) เข้าไปในสมการ (14) เราก็จะได้สมการสำหรับประมาณค่า hedonic prices ( $P_{Aj}$ ) จากค่าสังเกตของคุณลักษณะ ( $Z_{Aj}$ ) และราคาตลาด  $P_A$  ของคุณภาพที่แตกต่างกันของสินค้า  $A$  (Unnevehr, 1992)

ด้วยทฤษฎีที่ว่าราคา (สัมพัทธ์) กับคุณลักษณะที่แสดงถึงคุณภาพของกุ้งตามที่กล่าวมาแล้วข้างต้น มีความสัมพันธ์เชิงเส้น (linear relationship) และในตลาดญี่ปุ่นนั้นในอดีตที่ผ่านมาจนกระทั่งปัจจุบัน ประเทศไทยและอินโดนีเซียเป็นผู้ส่งออกที่สำคัญให้กับตลาดญี่ปุ่น แม้ว่าในระยะหลังๆ ประเทศไทยจะส่งกุ้งแช่แข็งเข้าประเทศญี่ปุ่นน้อยลงไปบ้างก็ตาม ทำให้เราสามารถสร้างแบบจำลองความสัมพันธ์ระหว่างราคากุ้งกับคุณภาพ (hedonic price relationship) ของกุ้งในตลาดญี่ปุ่น เพื่อประมาณค่า ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} P_t^j = & \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 \\ & + \beta_6 t + \beta_7 D_1 t + \beta_8 D_2 t + \beta_9 D_3 t + \beta_{10} D_4 t \\ & + \beta_{11} D_5 t + \beta_{12} D_1 D_5 + \beta_{13} D_2 D_5 + \beta_{14} D_1 D_5 t \\ & + \beta_{15} D_2 D_5 t + \beta_{16} D_1 D_4 + \beta_{17} D_2 D_4 \\ & + \beta_{18} D_1 D_4 t + \beta_{19} D_2 D_4 t + \varepsilon_t \quad \dots(15) \end{aligned}$$

เมื่อ  $P_t^j$  = เป็นราคาของกุ้งแช่แข็งในตลาดค้าส่งญี่ปุ่น / ดัชนีราคาขายส่งรายเดือนหมวดอาหารที่มี ปี 1995=100 ;  $t$  เป็น ค่า Time Trend ,  $t = 1 \dots 107$  ตั้งแต่ 17 มกราคม 2538 ถึง 15 สิงหาคม 2542

$$\begin{aligned} D_1 &= 1 \text{ เมื่อ กุ้งมีขนาด } 16-20; \\ &= 0 \text{ เมื่อกุ้งมีขนาดอื่น} \\ D_2 &= 1 \text{ เมื่อกุ้งมีขนาด } 21-25; \\ &= 0 \text{ เมื่อ กุ้งมีขนาดอื่น} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D_3 &= 1 \text{ เมื่อ เป็นกึ่งกุลาดำ} \\
 &= 0 \text{ เมื่อ เป็นกึ่งชนิดอื่น} \\
 D_4 &= 1 \text{ เมื่อ เป็นกึ่งนำเข้าจากไทย;} \\
 &= 0 \text{ เมื่อ เป็นกึ่งนำเข้าจากแหล่งอื่น} \\
 D_5 &= 1 \text{ เมื่อ เป็นกึ่งนำเข้าจากอินโดนีเซีย} \\
 &= 0 \text{ เมื่อ เป็นกึ่งนำเข้าจากแหล่งอื่น} \\
 \varepsilon_t &= \text{เทอมความคลาดเคลื่อน (error term)}
 \end{aligned}$$

โดยที่  $\varepsilon \sim \text{iidN}(0, \sigma_\varepsilon^2)$

สำหรับแบบจำลอง hedonic price หรือสมการ hedonic price equation ของสหรัฐอเมริกา ก็จะแตกต่างกันไปบ้างเล็กน้อย เนื่องจากแหล่งที่มาหรือประเทศที่ส่งออกกึ่งให้ตลาดสหรัฐอเมริกาที่สำคัญๆ มีหลายประเทศด้วยกัน เช่น ประเทศไทย อินโดนีเซีย เอกวาดอร์ เม็กซิโก บังคลาเทศ เป็นต้น มิได้มีแต่ประเทศไทยและอินโดนีเซียเท่านั้น เพราะฉะนั้นแบบจำลองในตลาดสหรัฐอเมริกาจึงสามารถเขียน ได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 P_t^{US} &= \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 \\
 &+ \beta_6 D_6 + \beta_7 t + \beta_8 D_1 t + \beta_9 D_2 t + \beta_{10} D_3 t \\
 &+ \beta_{11} D_4 t + \beta_{12} D_5 t + \beta_{13} D_6 t + \beta_{14} D_3 D_1 + \beta_{15} D_3 D_2 \\
 &+ \beta_{16} D_4 D_1 + \beta_{17} D_4 D_2 + \beta_{18} D_5 D_1 + \beta_{19} D_5 D_2 \\
 &+ \beta_{20} D_3 D_1 t + \beta_{21} D_3 D_2 t + \beta_{22} D_4 D_1 t + \beta_{23} D_4 D_2 t \\
 &+ \beta_{24} D_5 D_1 t + \beta_{25} D_5 D_2 t + \varepsilon_t \quad \dots(16)
 \end{aligned}$$

โดยที่  $P_t^{US}$  = เป็นราคาของกึ่งแช่แข็งในตลาดค้าส่งสหรัฐอเมริกา / ดัชนีราคาขายส่งรายเดือนหมวดอาหารที่มีปี 1995 = 100,  $t$  = Time Trend ;

$$\begin{aligned}
 D_1 &= 1 \text{ เมื่อเป็นกึ่งขนาด 16-20} \\
 &= 0 \text{ เมื่อเป็นกึ่งขนาดอื่น} \\
 D_2 &= 1 \text{ เมื่อเป็นกึ่งขนาด 21-25} \\
 &= 0 \text{ เมื่อเป็นกึ่งขนาดอื่น} \\
 D_3 &= 1 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากไทย} \\
 &= 0 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากแหล่งอื่น}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D_4 &= 1 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากอินโดนีเซีย} \\
 &= 0 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากแหล่งอื่น} \\
 D_5 &= 1 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากบังคลาเทศ} \\
 &= 0 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากแหล่งอื่น} \\
 D_6 &= 1 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากเม็กซิโก} \\
 &= 0 \text{ เมื่อเป็นกึ่งนำเข้าจากแหล่งอื่น} \\
 \varepsilon_t &= \text{เทอมความคลาดเคลื่อน (error term)}
 \end{aligned}$$

โดยที่  $\varepsilon \sim \text{iidN}(0, \sigma_\varepsilon^2)$

### 3) การเลือกแบบจำลอง

ดังได้กล่าวไว้แล้วว่าตัวแปรอิสระบางตัวอาจเป็นตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญ จึงทำให้เราอาจทิ้งตัวแปรเหล่านั้นออกไปจากแบบจำลองได้ แต่เราจะต้องมีเกณฑ์ในการเลือกว่าจะเลือกแบบจำลองหรือสมการที่มีตัวแปรครบทุกตัวหรือสมการที่ใส่ restrictions โดยให้ค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทุกตัวเป็นศูนย์ อย่างไรก็ตาม เกณฑ์ในการเลือกแบบจำลองนั้นมีหลายเกณฑ์ด้วยกันสำหรับในการศึกษานี้จะใช้  $\bar{R}^2$  (adjusted  $R^2$ ), Amemiya's (1985) prediction criterion (APC), Akaike's (1973) information criterion (AIC) และ F-statistic โดยที่

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{(n-1)(1-R^2)}{(n-k)}$$

(Greene 1997, p 400)

$$APC = E(\hat{y} - y)^2 = \sigma^2 \left(1 + \frac{k}{n}\right)$$

(Intriligator et.al. 1996, p 108)

$$\hat{APC} = \hat{\sigma}^2 \left(1 + \frac{k}{n}\right) \quad \text{โดยที่}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \sum e_i^2 / (n - k) \quad (\text{Greene 1997, p 400})$$

$$AIC = \ln \tilde{\sigma}^2 + 2 \frac{k}{n} \quad \text{โดยที่}$$

$$\tilde{\sigma}^2 = \sum e_i^2 / n \quad (\text{Greene 1997, p 401})$$

และ

$$F(q, n-k) = \frac{(e_r' e_r - e' e) / q}{e' e / (n-k)}$$

$$= \frac{(Rb-r)' [R(X'X)^{-1} R']^{-1} (Rb-r) / q}{e' e / (n-k)}$$

(Johnston 1991, pp 184-185, 189)

โดยที่

$q$  = จำนวน restrictions

$e_r$  =  $n \times 1$  vector ของ residuals จาก restricted OLS

$e$  =  $n \times 1$  vector ของ residuals จาก unrestricted OLS

$b$  =  $k \times 1$  vector ของ OLS estimator

$r$  =  $q \times 1$  vector ของค่า restrictions

$n$  = จำนวน observations

$k$  = จำนวน parameters

$R$  =  $q \times k$  matrix ที่ทำให้  $Rb = r$

$X$  =  $n \times k$  matrix ของตัวแปรอิสระซึ่งรวม constant term

โดยเลือกแบบจำลองที่ให้ค่า  $\bar{R}^2$  สูงสุดถ้าใช้เกณฑ์  $\bar{R}^2$  (Greene 1997, p 400) และเลือกแบบจำลองที่ให้ค่า  $AIC$  และ  $AIC$  ต่ำสุด (Intriligator et.al. 1996, pp 108-109) สำหรับเกณฑ์ F-statistic นั้น ถ้าปฏิเสธสมมติฐานก็ให้ใช้แบบจำลองที่มีการใช้ unrestricted regression แต่ถ้าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ก็ให้ใช้สมการ restricted regression

### ข้อมูล

ข้อมูลทางด้านราคาสำหรับการศึกษานี้เป็นข้อมูลรายปักษ์ (2 สัปดาห์) ของกุ้ง คือ กุ้งกุลาดำ และ กุ้งแชบ๊วย หน่วยเป็นดอลลาร์ต่อกิโลกรัม ในตลาดค้าส่งประเทศญี่ปุ่น โดยเริ่มตั้งแต่ 17 มกราคม 2538 ถึง 15 สิงหาคม 2542 จาก *INFOFISH Trade News* (FAO 1995-1999) สำหรับดัชนีราคาที่ทำมาเปรียบเทียบเป็นดัชนีราคาขายส่งหมวดอาหารรายเดือนของประเทศญี่ปุ่นที่มีปี 1995 = 100 จาก Bank of Japan; <http://www.boj.or.jp/en/sityo-f.htm>

สำหรับข้อมูลราคาในตลาดค้าส่งประเทศสหรัฐอเมริกา ก็เป็นข้อมูลรายปักษ์ เช่นเดียวกัน ของ กุ้งกุลาดำ และ กุ้งแชบ๊วย หน่วยเป็นดอลลาร์ต่อปอนด์ โดยเริ่มตั้งแต่ 15 มกราคม 2533 ถึง 15 กันยายน 2542 ทางด้านดัชนีราคาขายส่งหมวดอาหารในสหรัฐอเมริกาให้ฐาน 1982 = 100 โดยข้อมูลนี้เป็นข้อมูลรายเดือนจาก Bureau of Labor Statistic Data; <http://stats.bls.gov> ; <http://146.142.4.24/cgi-bin/surveymost>

ตารางที่ 1 สมการ hedonic price ในตลาดประเทศญี่ปุ่น ประมาณค่าตัว parameters ด้วยวิธี unrestricted OLS

Variable	Coefficient	t-statistic
Constant	14.3247 <sup>***</sup>	55.579
D <sub>1</sub>	4.5666 <sup>***</sup>	13.319
D <sub>2</sub>	2.1026 <sup>***</sup>	6.133
D <sub>3</sub>	-2.5767 <sup>***</sup>	-15.668
D <sub>4</sub>	1.2744 <sup>***</sup>	3.595
D <sub>5</sub>	0.9930 <sup>***</sup>	2.894
t	-0.0207 <sup>***</sup>	-5.012
D <sub>1</sub> * t	-0.0082	-1.504
D <sub>2</sub> * t	-0.0021	-0.380
D <sub>3</sub> * t	0.0235 <sup>***</sup>	8.297
D <sub>4</sub> * t	0.0067	1.074
D <sub>5</sub> * t	0.0001	0.016
D <sub>1</sub> *D <sub>5</sub>	0.2558	0.529
D <sub>2</sub> *D <sub>5</sub>	0.3408	0.705
D <sub>1</sub> *D <sub>5</sub> *t	0.0001	0.006
D <sub>2</sub> *D <sub>5</sub> *t	-0.0007	-0.086
D <sub>1</sub> *D <sub>4</sub>	0.6560 <sup>**</sup>	1.976
D <sub>2</sub> *D <sub>4</sub>	0.4737	0.950
D <sub>1</sub> *D <sub>4</sub> *t	-0.0149 <sup>*</sup>	-1.704
D <sub>2</sub> *D <sub>4</sub> *t	-0.0091	-1.049
$R^2 = 0.60$ $\bar{R}^2 = 0.59$ $F(19, 1676) = 131.38^{***}$ $D.W. = 0.34$		
$\ln \hat{A}PC = 1.108$ , $\hat{A}IC = 3.946$		

หมายเหตุ : \*\*\* Statistical significance at the 1% level, \*\*at the 5% level and \*at the 10% level.  
แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 2 สมการ hedonic price ในตลาดประเทศไทยปี ๒๐๑๖ ประมาณค่าตัว parameters ด้วยวิธี OLS และได้แก้ปัญหาค่า Autocorrelation ด้วยวิธี Cochrane-Orcutt

Variable	Coefficient	t-statistic
Constant	14.5074 <sup>***</sup>	21.110
D <sub>1</sub>	4.2245 <sup>***</sup>	4.585
D <sub>2</sub>	0.9709	0.953
D <sub>3</sub>	-1.8030 <sup>***</sup>	-4.740
D <sub>4</sub>	0.2899	0.306
D <sub>5</sub>	0.8497	0.904
t	-0.0262 <sup>**</sup>	-2.501
D <sub>1</sub> * t	0.0077	0.558
D <sub>2</sub> * t	0.0198	1.186
D <sub>3</sub> * t	0.0048	1.059
D <sub>4</sub> * t	0.0329 <sup>**</sup>	2.170
D <sub>5</sub> * t	0.0050	0.350
D <sub>1</sub> *D <sub>5</sub>	0.2076	0.166
D <sub>2</sub> *D <sub>5</sub>	0.2142	0.148
D <sub>1</sub> *D <sub>5</sub> *t	0.0002	0.012
D <sub>2</sub> *D <sub>5</sub> *t	-0.0031	-0.131
D <sub>1</sub> *D <sub>4</sub>	2.4015 <sup>*</sup>	1.832
D <sub>2</sub> *D <sub>4</sub>	1.3717	0.958
D <sub>1</sub> *D <sub>4</sub> *t	-0.0374 <sup>*</sup>	-1.881
D <sub>2</sub> *D <sub>4</sub> *t	-0.0341	-1.371
<b>R<sup>2</sup> = 0.60      <math>\bar{R}^2 = 0.59</math>      F = 131.38<sup>***</sup></b>		<b>D.W. = 2.36</b>
<b>ln APC = -.074<sup>a</sup>, AIC = 2.767<sup>a</sup></b>		

หมายเหตุ \*\*\* Statistical significance at the 1% level, \*\*at the 5% level and \*at the 10% level.

<sup>a</sup> คำนวณจากคอมพิวเตอร์โปรแกรม LIMDEP version 7.0 โดยการ transform ข้อมูล โดยใช้ค่า rho ที่คำนวณได้จากการแก้ autocorrelation โดยใช้วิธี Cochrane - Orcutt method

แหล่งที่มา : การคำนวณ



### ผลการทดสอบ unit root

ผลการทดสอบ unit root พบว่าข้อมูลทั้ง  $P_t^J$  และ  $P_t^{US}$  มีลักษณะนิ่ง (stationary) ตามสมการ (2) และ (3) คือ random walk with drift และ random walk with drift และมี linear time trend ตามลำดับ (ดูตารางที่ 1A ภาคผนวก) ส่วนการทดสอบแบบสมการ (1) ซึ่งคือ random walk process นั้น เป็นลักษณะ  $I(1)$  (ดูตารางที่ 1A ภาคผนวก) อย่างไรก็ตามการประมาณค่าในการศึกษานี้ เราจะใช้แบบ

จำลองที่มี intercept term เพราะว่าคุณลักษณะของคุณภาพกึ่งต่างๆ นั้น เราไม่สามารถระบุได้ทั้งหมด มูลค่าของคุณลักษณะของคุณภาพอื่นๆ จึงถูกรวมไว้ใน intercept term เพราะฉะนั้นข้อมูลนี้จึงเป็นข้อมูลที่นิ่ง (stationary) ที่สอดคล้องกับแบบจำลองในการประมาณค่า และประกอบกับตัวแปรอิสระเป็นตัวแปรหุ่นหรือ dummy variables ทั้งหมด ดังนั้นค่าสถิติทดสอบต่างๆ ที่ใช้กับแบบจำลองนี้จึงมีการแจกแจงแบบ standard distribution

ตารางที่ 3 สมการ hedonic price ในตลาดญี่ปุ่น ประมาณค่าด้วยวิธี linearly restricted regression โดยกำหนดให้ coefficient เท่ากับ 0 ในตัวแปรในตารางที่ 1 ที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

Variable	Coefficient	t-statistic
Constant	15.3292 <sup>***</sup>	57.538
D <sub>1</sub>	3.7015 <sup>***</sup>	13.705
D <sub>3</sub>	-1.6010 <sup>***</sup>	-5.321
t	-0.0104 <sup>***</sup>	-3.996
D <sub>4</sub> *t	0.0195 <sup>***</sup>	3.886
D <sub>1</sub> *D <sub>4</sub>	3.3816 <sup>***</sup>	4.474
D <sub>1</sub> *D <sub>4</sub> *t	-0.0524 <sup>***</sup>	-4.614
$R^2 = 0.413$ $\bar{R}^2 = 0.411$ $F(6,1689) = 198.27^{***}$ $F(13,1676)$ for the restrictions = 5.49 <sup>***</sup> $\ln \hat{A}PC = -.044^a$ , $\hat{A}IC = 2.794^a$		

หมายเหตุ \*\*\*Statistical significance at the 1% level, \*\*at the 5% level and \*at the 10% level.

<sup>a</sup> คำนวณจากคอมพิวเตอร์โปรแกรม LIMDEP version 7.0 โดยการ transform ข้อมูล โดยใช้ค่า rho ที่คำนวณได้จากการแก้ autocorrelation โดยใช้วิธี Cochrane - Orcutt method

แหล่งที่มา : การคำนวณ

## ผลการศึกษา

ผลการศึกษาสมการ hedonic price ในตลาดประเทศญี่ปุ่น ซึ่งคือสมการ (15) ซึ่งแสดงไว้ในตารางที่ 1 นั้น ยังมีปัญหา autocorrelation อยู่เพราะฉะนั้นเพื่อขจัดปัญหาดังกล่าว จึงได้แก้ปัญหาดังกล่าวด้วยวิธี Cochrane - Orcutt method ซึ่งให้ค่าประมาณของพารามิเตอร์ใหม่ ดังแสดงไว้ในตารางที่ 2 ปรากฏว่าตัวแปรคุณภาพของกุ้งหลายตัวเป็นตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญ จึงทำการประมาณค่าใหม่ โดยใช้วิธี restricted regression โดยใส่ข้อจำกัด (restrictions) คือ การให้สัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญมีค่าเท่ากับศูนย์ นั่นคือ

$$\begin{aligned} \beta_2 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} \\ = \beta_{14} = \beta_{15} = \beta_{16} = \beta_{17} = \beta_{18} = \beta_{19} = 0 \end{aligned}$$

ผลการประมาณค่าแสดงไว้ในตารางที่ 3 คำถามก็คือว่าเราจะใช้สมการ hedonic price ที่ประมาณค่าได้ตามตารางที่ 2 หรือตามตารางที่ 3 ในการอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างราคาและคุณภาพของกุ้ง นั่นคือคำถามเกี่ยวกับการเลือกแบบจำลองว่าจะเลือกแบบจำลองใดในการศึกษานี้จะใช้เกณฑ์ (criteria)  $\bar{R}^2$ , Akaike's Information Criterion (AIC), Amemiya's Prediction

Criterion และ F-statistic ดังได้กล่าวมาแล้วข้างต้น ผลของการใช้เกณฑ์ดังกล่าวพบว่าทุกเกณฑ์ที่ใช้ให้ผลของการเลือกแบบจำลองในทิศทางเดียวกัน คือ เลือกแบบจำลองที่เป็น unrestricted regression ซึ่งคือค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าในตารางที่ 2 ทั้งนี้เพราะว่าค่าของ  $\bar{R}^2$  ในตารางที่ 2 มีค่าสูงกว่า  $\bar{R}^2$  ในตารางที่ 3 AIC จากตารางที่ 2 มีค่าน้อยกว่า AIC จากตารางที่ 3 ซึ่งทำให้เลือกสมการ unrestricted regression การใช้ Amemiya's Prediction Criterion ก็ให้ผลทำนองเดียวกัน นั่นคือ APC ในตารางที่ 2 มีค่าน้อยกว่า APC ในตารางที่ 3 สำหรับค่า F-statistic เมื่อมีการใส่ restrictions และทดสอบ

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_2 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{11} = \beta_{12} \\ = \beta_{13} = \beta_{14} = \beta_{15} = \beta_{16} = \beta_{17} = \beta_{18} = \beta_{19} = 0 \end{aligned}$$

ผลปรากฏว่าปฏิเสธ  $H_0$  ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1% เพราะ  $F(13, 1676) = 5.49$  มีค่าสูงกว่า F critical value  $\cong 2.125$  ณ ระดับนัยสำคัญ 1%

จากค่าประมาณที่ได้ตามตารางที่ 2 เราประมาณค่าสมการราคากุ้งตามคุณภาพของกุ้งได้ โดยแทนค่าลักษณะคุณภาพของกุ้งตามที่กล่าวไว้ข้างต้น ได้ดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4 สมการราคาทุ้งตามคุณภาพของทุ้งในตลาดประมงญี่ปุ่น

ลักษณะคุณภาพ			สมการราคาทุ้ง โดยตัวแปรตามคือ P
ประเทศ	ขนาดของทุ้ง ตัว/ปอนด์	ประเภทของ ทุ้ง	
ไทย	16-20	กุลาดำ	$P = 19.6204 - 0.0181t$
ไทย	21-25	กุลาดำ	$P = 15.3369 - 0.0027t$
ไทย	26-30	กุลาดำ	$P = 12.9944 + 0.0116t$
ไทย	16-20	แซบวัย	$P = 21.4234 - 0.0229t$
ไทย	21-25	แซบวัย	$P = 17.1399 - 0.0075t$
ไทย	26-30	แซบวัย	$P = 14.7974 + 0.0068t$
อินโดนีเซีย	16-20	กุลาดำ	$P = 17.9863 - 0.0084t$
อินโดนีเซีย	21-25	กุลาดำ	$P = 14.7393 + 0.0004t$
อินโดนีเซีย	26-30	กุลาดำ	$P = 13.5542 - 0.0163t$
อินโดนีเซีย	16-20	แซบวัย	$P = 19.7893 - 0.0132t$
อินโดนีเซีย	21-25	แซบวัย	$P = 16.5423 - 0.0044t$
อินโดนีเซีย	26-30	แซบวัย	$P = 15.3572 - 0.0211t$
อินเดีย	16-20	กุลาดำ	$P = 16.9289 - 0.0136t$
อินเดีย	21-25	กุลาดำ	$P = 13.6753 - 0.0015t$
อินเดีย	26-30	กุลาดำ	$P = 12.7044 - 0.0213t$
อินเดีย	16-20	แซบวัย	$P = 18.7319 - 0.0184t$
อินเดีย	21-25	แซบวัย	$P = 15.4783 - 0.0063t$
อินเดีย	26-30	แซบวัย	$P = 14.5074 - 0.0262t$

แหล่งที่มา : คำนวณจากตารางที่ 2

สำหรับผลการศึกษา hedonic price ในตลาดประเทศสหรัฐอเมริกา แบบ unrestricted regression นั้น แสดงไว้ในตารางที่ 5 และเช่นเดียวกัน สมการที่ประมาณค่าได้ดังตารางที่ 5 นั้นมีปัญหา autocorrelation เพราะฉะนั้นเพื่อจัดปัญหาดังกล่าว จึงได้แก้ปัญหา autocorrelation ด้วยวิธี Cochrane - Orcutt method ซึ่งได้ค่าประมาณของพารามิเตอร์ใหม่ดังแสดงไว้ในตารางที่ 6 ซึ่งปรากฏว่าในตารางที่ 6

นั้น ตัวแปรอิสระบางตัวไม่มีนัยสำคัญ จึงทำการประมาณค่าใหม่อีกครั้งด้วยวิธี restricted regression โดยให้

$$\begin{aligned} \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_9 = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{14} \\ = \beta_{15} = \beta_{16} = \beta_{17} = \beta_{18} = \beta_{19} = \beta_{20} = \beta_{21} \\ = \beta_{24} = \beta_{25} = 0 \end{aligned}$$

ซึ่งแสดงผลการประมาณค่าไว้ในตารางที่ 7 และเช่นเดียวกันในการเลือกสมการแบบ unrestricted

regression หรือ restricted regression นั้น เราจะใช้เกณฑ์เดียวกันกับการเลือกใช้ระหว่างค่าประมาณในตารางที่ 2 กับ 3 ผลปรากฏว่าทุกเกณฑ์ที่กล่าวมาข้างต้น ให้ข้อสรุปเหมือนกันหมด คือ เลือกใช้ค่าประมาณจากตารางที่ 6 ทั้งนี้เพราะว่าค่า  $\bar{R}^2$  ในตารางที่ 6 มีค่าเท่ากับ 0.727 ซึ่งมีค่าสูงกว่า  $\bar{R}^2$  ในตารางที่ 7 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.553 ค่า  $\ln \text{APC}$  ในตารางที่ 6 มีค่าเท่ากับ - 2.598 ในขณะที่  $\ln \text{APC}$  ในตารางที่ 7 มีค่าเท่ากับ - 2.571 และ  $\text{AIC}$  จากตารางที่ 6 มีค่าเท่ากับ .240 ส่วนตารางที่ 7  $\text{AIC}$  มีค่าเท่ากับ .267 ซึ่งทั้ง  $\ln \text{APC}$  และ  $\text{AIC}$  จากตารางที่ 6 มีค่าน้อยกว่า  $\ln \text{APC}$  และ  $\text{AIC}$  จากตารางที่ 7 ทั้งสิ้น ซึ่งเกณฑ์ทั้ง 3 คือ  $\bar{R}^2$ ,  $\text{APC}$  และ  $\text{AIC}$  ต่างชี้ไปในทางเดียวกันว่า ให้เลือกสมการดังแสดงในตารางที่ 6 ในขณะเดียวกันถ้าพิจารณาค่า F-statistic จากการใช้ restrictions ในค่าพารามิเตอร์ของตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญให้เท่ากับศูนย์ พบว่าค่า F-statistic ดังกล่าวในตารางที่ 7 ให้ค่า  $F(18, 2600) = 6.08^*$  ซึ่งมีค่าสูงกว่า F critical value  $\cong 1.93$  ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01% ซึ่งหมายความว่าเราปฏิเสธ hypothesis ที่ว่า  $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_9 = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{14} = \beta_{15} = \beta_{16} = \beta_{17} = \beta_{18} = \beta_{19} = \beta_{20} = \beta_{21} = \beta_{23} = \beta_{24} = \beta_{25} = 0$  ซึ่งชี้ให้เห็นว่าเราควรเลือกใช้สมการดังแสดงในตารางที่ 6 อีกเช่นกัน

จากสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าได้ในตารางที่ 6 ทำให้เราสามารถหาแนวโน้มราคาของกุ้งตามคุณภาพต่างๆ ของกุ้งได้ดังแสดงไว้ในตารางที่ 8

จากผลการศึกษาดังกล่าวที่ 2 และ 6 ทำให้ได้ตารางที่ 4 และ 8 ตามลำดับ และทำให้ได้ตารางที่ 9 - 12 ซึ่งอธิบายได้ดังนี้ ในกลางเดือนมกราคม 2538 ตลาดประเทศไทยสูงสุดในการนำเข้ากุ้งกุลาดำขนาด 16 - 20 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศอินโดนีเซีย และอินเดีย โดยให้ราคากุ้งกุลาดำขนาดดังกล่าว [ซึ่งเป็นราคาที่แท้จริง (ในหมวดอาหาร) แล้ว เพราะเป็นราคาที่หักภาวะเงินเฟ้อในหมวดอาหาร (ดัชนีราคาขายส่งอาหารของประเทศญี่ปุ่น) ออกแล้ว] สูงกว่าราคากุ้งแชบ๊วยขนาด 26 - 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศอินเดีย [ในการศึกษาตลาดญี่ปุ่นนี้ให้กุ้งแชบ๊วยขนาด 26 - 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศอินเดียเป็น bench mark] กิโลกรัมละ 5.1210 ดอลลาร์ เพียงแต่พิจารณาจากคุณลักษณะ 3 ประการคือ มาจากประเทศไทย ขนาด 16 - 30 ตัวต่อปอนด์ และเป็นกุ้งกุลาดำ แต่ถ้าเป็นกุ้งแชบ๊วยขนาดเดียวกันจากประเทศไทย ตลาดญี่ปุ่นจะให้ราคาสูงกว่ากุ้งกุลาดำ โดยเฉลี่ย กิโลกรัมละ 1.7982 ดอลลาร์ (ราคาที่แท้จริง) แต่ในขณะเดียวกันนั้น ความเป็นประเทศไทย (ซึ่งตลาดประเทศไทยได้ตีค่าในเรื่องคุณภาพของแหล่งที่มา เช่น ความสะอาดในกระบวนการผลิต เป็นต้น) ตลาดญี่ปุ่นได้ตีค่าให้เหนือกว่าประเทศอินโดนีเซีย และอินเดีย ในกุ้งกุลาดำขนาด 16 - 20 ตัวต่อปอนด์ เท่ากับ 1.6244 และ 2.687 ดอลลาร์ต่อกิโลกรัม (ตารางที่ 9) สำหรับการเปรียบเทียบในประเภท ขนาด และประเทศที่มาของกุ้งแชบ๊วยอื่นๆ นั้น ดูรายละเอียดได้จากตารางที่ 9

ตารางที่ 5 สมการ Hedonic price ในตลาดสหรัฐอเมริกา ประมาณค่าตัว parameter ด้วยวิธี unrestricted OLS

Variable	Coefficient	t-statistic
Constant	4.4855 <sup>***</sup>	59.175
D <sub>1</sub>	1.2828 <sup>***</sup>	13.597
D <sub>2</sub>	0.7072 <sup>***</sup>	7.577
D <sub>3</sub>	-0.4880 <sup>***</sup>	-3.900
D <sub>4</sub>	-0.3435 <sup>**</sup>	-2.227
D <sub>5</sub>	-0.3961 <sup>***</sup>	-3.170
D <sub>6</sub>	0.4612 <sup>***</sup>	6.014
t	0.0108 <sup>***</sup>	18.383
D <sub>1</sub> * t	0.0037 <sup>***</sup>	4.960
D <sub>2</sub> * t	0.0011	1.548
D <sub>3</sub> * t	-0.0009	-0.912
D <sub>4</sub> * t	-0.0024 <sup>*</sup>	-1.952
D <sub>5</sub> * t	-0.0041 <sup>***</sup>	-3.900
D <sub>6</sub> * t	-0.0020 <sup>***</sup>	-3.331
D <sub>3</sub> *D <sub>1</sub>	-0.2510	-1.537
D <sub>3</sub> *D <sub>2</sub>	-0.4297 <sup>***</sup>	-2.632
D <sub>4</sub> *D <sub>1</sub>	-0.2440	-1.121
D <sub>4</sub> *D <sub>2</sub>	-0.5005 <sup>**</sup>	-2.376
D <sub>5</sub> *D <sub>1</sub>	-0.2833 <sup>*</sup>	-1.692
D <sub>5</sub> *D <sub>2</sub>	-0.3541 <sup>**</sup>	-2.091
D <sub>3</sub> *D <sub>1</sub> *t	0.0005	0.396
D <sub>3</sub> *D <sub>2</sub> *t	0.0017	1.347
D <sub>4</sub> *D <sub>1</sub> *t	-0.0003	-0.196
D <sub>4</sub> *D <sub>2</sub> *t	0.0022	1.280
D <sub>5</sub> *D <sub>1</sub> *t	0.0008	0.548
D <sub>5</sub> *D <sub>2</sub> *t	0.0008	0.550
$R^2 = 0.730$ $\bar{R}^2 = 0.727$ $F(25,2600) = 281.00^{***}$ $D.W. = 0.19$		
$\text{Log } \hat{A}PC = -.851, \hat{A}IC = 1.987$		

หมายเหตุ : \*\*\* Statistical significance at the 1% level, \*\*at the 5% level and \*at the 10% level.

\* statistical significance at the 10% level.

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 6 สมการ hedonic price ในตลาดประเทศสหรัฐอเมริกา ประมาณค่าตัว parameters ด้วยวิธี OLS และได้แก้ปัญห Autocorrelation ด้วยวิธี Cochrane-Orcutt

Variable	Coefficient	t-statistic
Constant	4.2341 <sup>***</sup>	16.764
D <sub>1</sub>	1.3578 <sup>***</sup>	3.915
D <sub>2</sub>	0.3534	0.966
D <sub>3</sub>	0.3044	0.715
D <sub>4</sub>	-0.5884	-1.174
D <sub>5</sub>	-0.2831	-0.656
D <sub>6</sub>	0.7480 <sup>***</sup>	3.470
t	0.0128 <sup>***</sup>	6.950
D <sub>1</sub> * t	0.0048 <sup>*</sup>	1.800
D <sub>2</sub> * t	0.0034	1.156
D <sub>3</sub> * t	-0.0077 <sup>**</sup>	-2.414
D <sub>4</sub> * t	0.0012	0.341
D <sub>5</sub> * t	-0.0039	-1.355
D <sub>6</sub> * t	-0.0045 <sup>***</sup>	-3.765
D <sub>3</sub> *D <sub>1</sub>	-0.7863	-1.165
D <sub>3</sub> *D <sub>2</sub>	-0.6766	-1.040
D <sub>4</sub> *D <sub>1</sub>	1.1036	1.642
D <sub>4</sub> *D <sub>2</sub>	0.2997	0.385
D <sub>5</sub> *D <sub>1</sub>	-0.7868	-1.331
D <sub>5</sub> *D <sub>2</sub>	-0.1224	-0.184
D <sub>3</sub> *D <sub>1</sub> *t	0.0044	0.913
D <sub>3</sub> *D <sub>2</sub> *t	0.0036	0.695
D <sub>4</sub> *D <sub>1</sub> *t	-0.0147 <sup>***</sup>	-3.030
D <sub>4</sub> *D <sub>2</sub> *t	-0.0048	-0.779
D <sub>5</sub> *D <sub>1</sub> *t	0.0014	0.366
D <sub>5</sub> *D <sub>2</sub> *t	-0.0009	-0.171
<b>R<sup>2</sup> = 0.730    <math>\bar{R}^2 = 0.727</math>    F = 281.00<sup>***</sup></b>		<b>D.W. = 1.96</b>
<b>ln A<sub>PC</sub> = -2.598<sup>a</sup>, A<sub>IC</sub> = 2.40<sup>a</sup></b>		

หมายเหตุ \*\*\*Statistical significance at the 1% level, \*\*at the 5% level and \*at the 10% level.

<sup>a</sup> คำนวณจากคอมพิวเตอร์โปรแกรม LIMDEP version 7.0 โดยการ transform ข้อมูล โดยใช้ค่า rho ที่คำนวณได้จาก การแก้ autocorrelation โดยใช้วิธี Cochrane - Orcutt method

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 7 สมการ hedonic price ในตลาดประเทศสหรัฐอเมริกา ประมาณค่า parameters ด้วยวิธี linearly restricted regression โดยกำหนดให้ coefficient เท่ากับ 0 ในตัวแปรในตารางที่ 6 ที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

Variable	Coefficient	t-statistic
Constant	3.9842 <sup>***</sup>	41.836
D <sub>1</sub>	1.9022 <sup>***</sup>	11.949
D <sub>6</sub>	1.0574 <sup>***</sup>	6.693
T	0.0145 <sup>***</sup>	24.734
D <sub>1</sub> *t	-0.0025 <sup>**</sup>	-2.047
D <sub>3</sub> *t	-0.0041 <sup>***</sup>	-5.626
D <sub>6</sub> *t	-0.0033 <sup>***</sup>	-3.478
D <sub>4</sub> *D <sub>1</sub> *t	-0.0076 <sup>***</sup>	-5.810
R <sup>2</sup> = 0.554 $\bar{R}^2$ = 0.553    F (7,2618) = 465.04 <sup>***</sup> F (18,2600) for the restrictions = 6.08 <sup>***</sup>		
ln A <sub>PC</sub> = -2.571 <sup>a</sup> , AIC = .267 <sup>a</sup>		

หมายเหตุ \*\*\* Statistical significance at the 1% level, \*\*at the 5% level and \*at the 10% level. <sup>a</sup>คำนวณจากคอมพิวเตอร์โปรแกรม LIMDEP version 7.0 โดยการ transform ข้อมูล โดยใช้ค่า rho ที่คำนวณได้จากการแก้ autocorrelation โดยใช้วิธี Cochrane - Orcutt method

แหล่งที่มา : การคำนวณ

อย่างไรก็ตามจากเดือนมกราคม 2538 เป็นต้นมา (ซึ่งเป็นเดือนเริ่มต้นของข้อมูลของการศึกษานี้) การศึกษานี้ได้พบว่าแนวโน้มราคา (ที่แท้จริงซึ่งเทียบกับดัชนีราคาขายส่ง หมวดอาหาร) ของกุ้งทุกประเภท ทุกขนาดและทุกประเทศ มีแนวโน้มลดลง ยกเว้นกุ้งกุลาดำและกุ้งแช่บ๊วยของประเทศไทยขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ และกุ้งกุลาดำขนาด 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ของอินโดนีเซียเท่านั้นที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่การเพิ่มขึ้นของราคาของกุ้งกุลาดำขนาด 21 - 25 ตัวต่อปอนด์จากประเทศอินโดนีเซีย นั้นมีค่าน้อยมากจนแทบเรียกได้ว่าเกือบไม่เพิ่มขึ้นเลย (ตารางที่ 10) ในกุ้งขนาดใหญ่ (16 – 20 ตัวต่อปอนด์) และขนาดกลาง (21 – 25 ตัวต่อปอนด์) ไม่ว่าจะเป็ กุ้งกุลาดำและกุ้ง

แช่บ๊วย ราคาของกุ้งกุลาดำจากประเทศไทยมีแนวโน้มลดลงมากกว่าจากประเทศอินโดนีเซียและอินเดีย ยกเว้นกุ้งขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ ที่กุ้งจากประเทศไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในขณะที่กุ้งขนาดเดียวกันจากประเทศคู่แข่งกลับยังคงมีแนวโน้มลดลง ทั้งนี้สันนิษฐานว่าเนื่องจากภาวะเศรษฐกิจในประเทศญี่ปุ่น ชบเซาเป็นเวลานานประมาณ 8 – 9 ปี ตั้งแต่ประมาณปี 1991 เป็นต้นมา จนกระทั่งต้นปี 1999 ผู้บริโภคในประเทศญี่ปุ่นจึงหันมาบริโภคกุ้งที่มีคุณภาพที่ด้อยลงมาแทนและหันไปซื้อกุ้งที่ถูกกว่าจากแหล่งอื่น แต่แนวโน้มราคาของกุ้งจากทุกแหล่งก็ยังมีแนวโน้มลดลงเช่นกัน ยกเว้นขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศไทยดังได้กล่าวแล้ว

ตารางที่ 8 สมการราคาทุ้งตามคุณภาพของทุ้งในตลาดประเทศสหรัฐอเมริกา

ประเทศ	ลักษณะคุณภาพ		สมการราคาทุ้ง โดยตัวแปรตามคือ P
	ขนาดของทุ้ง ตัว/ปอนด์	ประเภทของ ทุ้ง	
ไทย	16-20	กุลาดำ	$P = 5.1099 + 0.0143t$
ไทย	21-25	กุลาดำ	$P = 4.2154 + 0.0122t$
ไทย	26-30	กุลาดำ	$P = 4.5385 + 0.0051t$
อินโดนีเซีย	16-20	กุลาดำ	$P = 6.1071 + 0.0041t$
อินโดนีเซีย	21-25	กุลาดำ	$P = 4.2989 + 0.0126t$
อินโดนีเซีย	26-30	กุลาดำ	$P = 3.6457 + 0.0140t$
บังคลาเทศ	16-20	กุลาดำ	$P = 4.5220 + 0.0151t$
บังคลาเทศ	21-25	กุลาดำ	$P = 4.1821 + 0.0123t$
บังคลาเทศ	26-30	กุลาดำ	$P = 3.9510 + 0.0089t$
เม็กซิโก	16-20	แซบวัย	$P = 6.3399 + 0.0131t$
เม็กซิโก	21-25	แซบวัย	$P = 5.3356 + 0.0108t$
เม็กซิโก	26-30	แซบวัย	$P = 4.9821 + 0.0083t$
เอกวาดอร์	16-20	แซบวัย	$P = 5.5919 + 0.0176t$
เอกวาดอร์	21-25	แซบวัย	$P = 4.5875 + 0.0162t$
เอกวาดอร์	26-30	แซบวัย	$P = 4.2341 + 0.0128t$

แหล่งที่มา : คำนวณจากตารางที่ 7



ตารางที่ 9 ค่าประมาณของมูลค่าเฉลี่ยของคุณภาพกุ้งแช่แข็งแยกตามประเภทของกุ้ง ขนาด และประเทศผู้ส่งออกไปยังตลาดประเทศญี่ปุ่น ณ เดือนมกราคม 2538 เมื่อเทียบกับกุ้งแช่บ๊วย ขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศอินโดนีเซีย

ประเภทของกุ้ง	ขนาดของกุ้ง	ประเทศ	สมการ	มูลค่าเฉลี่ย (ดอลลาร์)
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	ไทย	$4.2245D_1 - 1.8030D_3 + 0.2899D_4 + 0.0077D_1t + 0.0048D_3t + 0.0329D_4t + 2.4015D_1D_4 - 0.0374D_1D_4t$	5.1210
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$4.2245D_1 - 1.8030D_3 + 0.8497D_5 + 0.0077D_1t + 0.0048D_3t + 0.0050D_5t + 0.2076D_1D_5 - 0.0002D_1D_5t$	3.4966
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$4.2245D_1 - 1.8030D_3 + 0.0077D_1t + 0.0048D_3t$	2.4340
แช่บ๊วย	16-20 ตัว/ปอนด์	ไทย	$4.2245D_1 + 0.2899D_4 + 0.0077D_1t + 0.0329D_4t + 2.4015D_1D_4 - 0.0374D_1D_4t$	6.9192
แช่บ๊วย	16-20 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$4.2245D_1 + 0.8497D_5 + 0.0077D_1t + 0.0050D_5t + 0.2076D_1D_5 - 0.0002D_1D_5t$	5.2948
แช่บ๊วย	16-20 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$4.2245D_1 + 0.0077D_1t$	4.2322
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.9709D_2 - 1.8030D_3 + 0.2899D_4 + 0.0198D_2t + 0.0048D_3t + 0.0329D_4t + 1.3717D_2D_4 - 0.0341D_2D_4t$	0.8530
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$0.9709D_2 - 1.8030D_3 + 0.8497D_5 + 0.0198D_2t + 0.0048D_3t + 0.0050D_5t + 0.2142D_2D_5 - 0.0031D_2D_5t$	0.2584
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$0.9709D_2 - 1.8030D_3 + 0.0198D_2t + 0.0048D_3t$	-0.8075
แช่บ๊วย	21-25 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.9709D_2 + 0.2899D_4 + 0.0198D_2t + 0.0329D_4t + 1.3717D_2D_4 - 0.0341D_2D_4t$	2.6511
แช่บ๊วย	21-25 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$0.9709D_2 + 0.8497D_5 + 0.0198D_2t + 0.0050D_5t + 0.2142D_2D_5 - 0.0031D_2D_5t$	2.0566
แช่บ๊วย	21-25 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$0.9709D_2 + 0.0198D_2t$	0.9907
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	ไทย	$-1.8030D_3 + 0.2899D_4 + 0.0048D_3t + 0.0329D_4t$	-1.4753
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-1.8030D_3 + 0.8497D_5 + 0.0048D_3t + 0.0050D_5t$	-0.9434
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-1.8030D_3 + 0.8497D_5 + 0.0048D_3t + 0.0050D_5t$	-0.9434
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$-1.8030D_3 + 0.0048D_3t$	-1.7982
แช่บ๊วย	26-30 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.2899D_4 + 0.0329D_4t$	0.3228
แช่บ๊วย	26-30 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$0.8497D_5 + 0.0050D_5t$	0.8548
แช่บ๊วย	26-30 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	-	-

หมายเหตุ : ตัวเลขคอลัมน์สุดท้ายของตารางนี้จะเหมือนกับค่า slope ของตารางที่ 4

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 10 ค่าประมาณแนวโน้มมูลค่าเฉลี่ยของคุณภาพกึ่งต่อปีซึ่งแยกตามประเภท ขนาด และประเทศผู้ส่งออก ที่ส่งไปยังประเทศญี่ปุ่น

ประเภทของกึ่ง	ขนาดของกึ่ง	ประเทศ	สมการ	แนวโน้มมูลค่าเฉลี่ย (ดอลลาร์)
กุลาต้า	16-20 ตัว/ปอนด์	ไทย	$-0.0262 + 0.0077D_1 + 0.0048D_3 + 0.0329D_4 - 0.0374D_1D_4$	-0.0181
กุลาต้า	16-20 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-0.0262 + 0.0077D_1 + 0.0048D_3 + 0.0050D_5 + 0.0002D_1D_5$	-0.0084
กุลาต้า	16-20 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$-0.0262 + 0.0077 D_1 + 0.0048D_3$	-0.0136
แซบวัย	16-20 ตัว/ปอนด์	ไทย	$-0.0262 + 0.0077 D_1 + 0.0329D_4 - 0.0374D_1D_4$	-0.0229
แซบวัย	16-20 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-0.0262 + 0.0077 D_1 + 0.0050D_5 + 0.0002D_1D_5$	-0.0132
แซบวัย	16-20 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$-0.0262 + 0.0077 D_1$	-0.0184
กุลาต้า	21-25 ตัว/ปอนด์	ไทย	$-0.0262 + 0.0198D_2 + 0.0048D_3 + 0.0329D_4 - 0.0341D_2D_4$	-0.0027
กุลาต้า	21-25 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-0.0262 + 0.0198D_2 + 0.0048D_3 + 0.0050D_5 - 0.0031D_2D_5$	0.0004
กุลาต้า	21-25 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$-0.0262 + 0.0198D_2 + 0.0048D_3$	-0.0015
แซบวัย	21-25 ตัว/ปอนด์	ไทย	$-0.0262 + 0.0198D_2 + 0.0329D_4 - 0.0341D_2D_4$	-0.0075
แซบวัย	21-25 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-0.0262 + 0.0198D_2 + 0.0050D_5 - 0.0031D_2D_5$	-0.0044
แซบวัย	21-25 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$-0.0262 + 0.0198D_2$	-0.0063
กุลาต้า	26-30 ตัว/ปอนด์	ไทย	$-0.0262 + 0.0048D_3 + 0.0329D_4$	0.0116
กุลาต้า	26-30 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-0.0262 + 0.0048D_3 + 0.0050D_5$	-0.0163
กุลาต้า	26-30 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$-0.0262 + 0.0048D_3$	-0.0213
แซบวัย	26-30 ตัว/ปอนด์	ไทย	$-0.0262 + 0.0329D_4$	0.0068
แซบวัย	26-30 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-0.0262 + 0.0050D_5$	-0.0211
แซบวัย	26-30 ตัว/ปอนด์	อินเดีย	$-0.0262$	-0.0262

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 11 ค่าประมาณของมูลค่าเฉลี่ยของคุณภาพของกุ้งแช่แข็งแยกตามประเภท ขนาด และผู้ส่งออกไปยังตลาดประเทศสหรัฐอเมริกา ณ เดือนมกราคม 2533 เมื่อเทียบกับกุ้งแช่บ้วยขนาด 26 - 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศเอกวาดอร์

ประเภทของกุ้ง	ขนาดของกุ้ง	ประเทศ	สมการ	มูลค่าเฉลี่ย (ดอลลาร์)
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	ไทย	$1.3578D_1+0.3044D_3+0.0048D_1t-0.0077D_3t-0.7863D_3D_1+0.0044D_3D_1t$	0.8773
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$1.3578D_1-0.5884D_4+0.0048D_1t+.0012D_4t+1.1036D_4D_1-0.0147D_4D_1t$	1.8643
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	บังคลาเทศ	$1.3578D_1-0.2831D_5+0.0048D_1t-0.0039D_5t-0.7868D_5D_1+0.0014D_5D_1t$	0.2902
แช่บ้วย	16-20 ตัว/ปอนด์	เม็กซิโก	$1.3578D_1+0.7480D_6+0.0048D_1t-0.0045D_6t$	2.1061
แช่บ้วย	16-20 ตัว/ปอนด์	เอกวาดอร์	$1.3578D_1+0.0048D_1t$	1.3626
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.3534D_2+0.3044D_3+0.0034D_2t-0.0077D_3t-0.6766D_3D_2+0.0036D_3D_2t$	-0.0194
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$0.3534D_2-0.5884D_4+0.0034D_2t+.0012D_4t+0.2997D_4D_2-0.0048D_4D_2t$	0.0646
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	บังคลาเทศ	$0.3534D_2-0.2831D_5+0.0034D_2t-0.0039D_5t-0.1224D_5D_2-0.0009D_5D_2t$	-0.0534
แช่บ้วย	21-25 ตัว/ปอนด์	เม็กซิโก	$0.3534D_2+0.7480D_6+0.0034D_2t-0.0045D_6t$	1.1004
แช่บ้วย	21-25 ตัว/ปอนด์	เอกวาดอร์	$0.3534D_2+0.0034D_2t$	0.3568
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.3044D_3-0.0077D_3t$	0.2967
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$-0.5884D_4+0.0012D_4t$	-0.5872
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	บังคลาเทศ	$-0.2831D_5-0.0039D_5t$	-0.2870
แช่บ้วย	26-30 ตัว/ปอนด์	เม็กซิโก	$0.7480D_6-0.0045D_6t$	0.7436
แช่บ้วย	26-30 ตัว/ปอนด์	เอกวาดอร์	-	-

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 12 ค่าประมาณแนวโน้มมูลค่าเฉลี่ยของคุณภาพของกุ้งต่อปัจจัยซึ่งแยกตามประเภท ขนาด และประเทศผู้ส่งออก ไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา

ประเภทของกุ้ง	ขนาดของกุ้ง	ประเทศ	สมการ	แนวโน้มมูลค่าเฉลี่ย (ดอลลาร์)
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.0128+0.0048D_1-0.0077D_3+$ $0.0044D_3D_1$	0.0143
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$0.0128+0.0048D_1+0.0012D_4-$ $0.0147D_4D_1$	0.0041
กุลาดำ	16-20 ตัว/ปอนด์	บังกลาเทศ	$0.0128+0.0048D_1-0.0039D_5+$ $0.0014D_5D_1$	0.0151
แช่บ๊วย	16-20 ตัว/ปอนด์	เม็กซิโก	$0.0128+0.0048D_1-0.0045D_6$	0.0131
แช่บ๊วย	16-20 ตัว/ปอนด์	เอกวาดอร์	$0.0128+0.0048D_1$	0.0176
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.0128+0.0034D_2-0.0077D_3+$ $0.0036D_3D_2$	0.0122
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$0.0128+0.0034D_2+0.0012D_4-$ $0.0048D_4D_2$	0.0126
กุลาดำ	21-25 ตัว/ปอนด์	บังกลาเทศ	$0.0128+0.0034D_2-0.0039D_5-$ $0.0009D_5D_2$	0.0114
แช่บ๊วย	21-25 ตัว/ปอนด์	เม็กซิโก	$0.0128+0.0034D_2-0.0045D_6$	0.0117
แช่บ๊วย	21-25 ตัว/ปอนด์	เอกวาดอร์	$0.0128+0.0034D_2$	0.0162
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	ไทย	$0.0128-0.0077D_3$	0.0051
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	อินโดนีเซีย	$0.0128+0.0012D_4$	0.0140
กุลาดำ	26-30 ตัว/ปอนด์	บังกลาเทศ	$0.0128-0.0039D_5$	0.0089
แช่บ๊วย	26-30 ตัว/ปอนด์	เม็กซิโก	$0.0128-0.0045D_6$	0.0083
แช่บ๊วย	26-30 ตัว/ปอนด์	เอกวาดอร์	$0.0128$	0.0128

หมายเหตุ : ตัวเลขคอลัมน์สุดท้ายของตารางนี้ จะเหมือนกับค่า slope ของตารางที่ 8  
แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 11 เสนอค่าประมาณของมูลค่าเฉลี่ยของคุณภาพกุ้งแช่แข็งแยกตามประเภท ขนาด และประเทศผู้ส่งออกไปยังตลาดสหรัฐอเมริกา ณ เดือนมกราคม 2533 เมื่อเทียบกับกุ้งแช่แข็งขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศเอกวาดอร์ ผลการศึกษาพบว่าค่าประมาณดังกล่าวมีความสอดคล้องกัน กล่าวคือ กุ้งขนาดใหญ่กว่า (หมายถึงคุณภาพดีกว่าเมื่อสิ่งต่างๆ อยู่คงที่) ตลาดจะให้ราคาแก่คุณภาพนี้สูงกว่า ยกเว้น กุ้งกุลาดำจากประเทศไทยขนาด 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ ที่ให้ผลการศึกษาค่อนข้างประหลาดใจทั้งนี้เพราะผลการศึกษาพบว่าตลาดให้ราคาแก่คุณภาพขนาดกลาง (21 – 25 ตัวต่อปอนด์) มีค่าเมื่อเทียบกับกุ้งแช่แข็งขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศเอกวาดอร์ เท่ากับ  $-0.0194$  ดอลลาร์ ในขณะที่ตลาดตีค่าให้กุ้งกุลาดำขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศไทยเหนือกว่ากุ้งแช่แข็งขนาดเดียวกันจากประเทศเอกวาดอร์ เท่ากับ  $0.2967$  ดอลลาร์ต่อปอนด์ ซึ่งน่าจะขัดกับความเป็นจริง อย่างไรก็ตามสาเหตุของการขัดกันนั้นอาจจะมาจากสาเหตุที่ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ในสมการกุ้งกุลาดำขนาด 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศไทยตามตารางที่ 11 ค่าที่อยู่หน้า  $D_3D_2$  ซึ่งคือ  $-0.6766$  นั้นมีค่าใหญ่ผิดปกติแต่ไม่แตกต่างไปจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ถ้าเป็นเช่นนั้นมูลค่าของกุ้งกุลาดำขนาด 21 – 25 ตัวต่อปอนด์ จากประเทศไทยที่ตลาดประเทศสหรัฐอเมริกาตีค่าให้จะมีค่าเท่ากับ  $0.6572$  ดอลลาร์ต่อปอนด์ ซึ่งก็จะสอดคล้องกับความเป็นจริง

อย่างไรก็ตามค่าสถิติที่น่าสนใจมากกว่าก็คือค่าสถิติในตารางที่ 12 ซึ่งเป็นค่าประมาณแนวโน้มมูลค่าเฉลี่ยของคุณภาพของกุ้งต่อบั๊กซ์ ซึ่งแยกตามประเภท ขนาด และประเทศผู้ส่งออกไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา ผลการศึกษาพบว่าแนวโน้มราคาต่อหน่วยของเวลา (บั๊กซ์) มีแนวโน้มสูงขึ้นทุกขนาด ประเภท และประเทศ

แหล่งที่มาของกุ้ง โดยส่วนใหญ่แล้วกุ้งขนาดใหญ่กว่า จะมีแนวโน้มการเพิ่มขึ้นของราคาสูงกว่ากุ้งขนาดเล็กกว่า โดยเฉพาะอย่างยิ่งจากประเทศไทย ซึ่งสามารถกล่าวได้ว่าแนวโน้มราคากุ้งขนาดใหญ่กว่าจะมีอัตราการเพิ่มของราคาต่อหน่วยเวลาสูงกว่ากุ้งขนาดเล็กกว่า และเป็นที่น่าสังเกตว่าแนวโน้มการเพิ่มขึ้นของราคากุ้ง (แช่แข็ง) ของประเทศเอกวาดอร์ เพิ่มขึ้นสูงกว่าประเทศอื่นๆ แทบทุกประเทศ ในกุ้งขนาดเดียวกัน ยกเว้นกุ้งกุลาดำขนาด 26 – 30 ตัวต่อปอนด์จากอินโดนีเซีย

### ข้อสรุปและข้อเสนอแนะทางด้านนโยบาย

ราคากุ้งแช่แข็งในประเทศญี่ปุ่นมีแนวโน้มลดลงไม่ว่ากุ้งจะนำเข้าจากประเทศใด ขนาดของกุ้งขนาดไหน และประเภทของกุ้งไม่ว่าจะเป็นกุลาดำหรือแช่แข็งก็ตามต่างมีแนวโน้มลดลงทั้งสิ้น ยกเว้นกุ้งกุลาดำขนาดเล็ก คือ 26-30 ตัวต่อปอนด์จากประเทศไทย กุ้งแช่แข็งขนาดเล็ก 26-30 ตัวต่อปอนด์จากประเทศไทยอีกเช่นกัน และกุ้งกุลาดำขนาด 21-25 ตัวต่อปอนด์จากประเทศอินโดนีเซีย แต่แนวโน้มราคากุ้งกุลาดำขนาด 21-25 ตัวต่อปอนด์ ของอินโดนีเซียแม้ว่าจะมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นแต่ก็เล็กน้อยมาก แทบจะไม่มี ความหมายเลย ซึ่งอาจถือได้ว่ามีแนวโน้มคงที่ เพราะฉะนั้นจึงอาจสรุปได้ว่ามีเพียงกุ้งกุลาดำและกุ้งแช่แข็งของประเทศไทยในขนาดเล็ก (26-30 ตัวต่อปอนด์) เท่านั้นที่ราคามีแนวโน้มเพิ่มขึ้น

สาเหตุที่ราคากุ้งแช่แข็งส่วนใหญ่ (แทบทั้งหมด) ในตลาดประเทศญี่ปุ่นมีแนวโน้มลดลง เพราะผู้บริโภคลดปริมาณการบริโภคกุ้งแช่แข็งลง อันเนื่องมาจากภาวะเศรษฐกิจซบเซาของประเทศญี่ปุ่นมาเป็นเวลานาน ประมาณ 8 - 9 ปี จนกระทั่งต้นปี 1999 และข้อมูลที่ทำการศึกษานี้ก็อยู่ในช่วงภาวะเศรษฐกิจซบเซาของประเทศญี่ปุ่น ซึ่งถึงบัดนี้ (ต้นปี 2000) แม้ว่า

เศรษฐกิจของญี่ปุ่นจะเริ่มฟื้นตัวแล้วก็ตามแต่ก็ยังฟื้นตัวอย่างเบาบาง และยังคงมีความไม่แน่นอนอยู่มาก ผู้บริโภคญี่ปุ่นจึงหันมานิยมบริโภคกุ้งที่มีราคาถูกลงจากประเทศอินโดนีเซีย อินเดีย และเวียดนามแทน ซึ่งได้สะท้อนให้เห็นได้จากการที่ราคากุ้งขนาดใหญ่ และขนาดกลางจากประเทศไทย มีแนวโน้มลดลง แต่ราคากุ้งขนาดเล็กกลับมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ทั้งนี้เพราะผู้บริโภคหันมาบริโภคกุ้งที่มีคุณภาพต่ำลง เพราะว่าราคาถูกกว่า ดังจะเห็นได้จากการศึกษาของ Ferdouse (1999) ที่พบว่าชาวญี่ปุ่นในขณะนี้เห็นว่ากุ้งเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยแม้ว่ากุ้งจะยังคงเป็นอาหารทะเลที่ยังคงเป็นที่นิยมอยู่ การเพิ่มขึ้นของราคากุ้งและการที่ผู้บริโภคหันมานิยมสินค้านำเข้าราคาถูกทำให้ผู้บริโภคญี่ปุ่นมองหาทางเลือกใหม่ที่มีราคาถูกกว่า ซึ่งในไม่กี่ปีที่ผ่านมา เวียดนาม อินโดนีเซีย อินเดีย และเมื่อเร็วๆ นี้ บังคลาเทศ ได้ดึงความสนใจผู้บริโภคญี่ปุ่นมากขึ้น อันเนื่อง

มาจากคุณภาพที่ดีขึ้น และราคาถูกกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับประเทศไทย

ในทางตรงกันข้ามราคากุ้งในตลาดสหรัฐอเมริกา กลับมีแนวโน้มสูงขึ้นโดยตลอด โดยเฉพาะอย่างยิ่งสำหรับกุ้งที่มีคุณภาพสูงจะมีแนวโน้มการเพิ่มขึ้นของราคามากกว่ากุ้งคุณภาพต่ำ ยกเว้นราคากุ้งกุลาดำจากประเทศอินโดนีเซีย ซึ่งมีปริมาณนำเข้าในสหรัฐอเมริกาไม่มากนัก ทั้งนี้เพราะเศรษฐกิจของประเทศสหรัฐอเมริกา มีการเติบโตอย่างต่อเนื่อง และกำลังเติบโตต่อไปแม้ว่าจะมีการปรับตัวลงบ้างตามวัฏจักรเศรษฐกิจ แต่ในระยะปานกลางแล้วเป็นที่คาดกันว่าจะมีความเป็นไปได้สูงที่เศรษฐกิจจะเติบโตต่อไปค่อนข้างยั่งยืน เพราะฉะนั้นทิศทางการผลิตกุ้งส่งออกของไทยควรเน้นไปที่ตลาดสหรัฐอเมริกาให้มากขึ้น และในขณะเดียวกันก็ควรเน้นการผลิตกุ้งที่มีคุณภาพสูงให้มากขึ้นเช่นกัน ส่วนประเทศญี่ปุ่นนั้น ถ้าจะส่งออกราคาต้องไม่แพง กุ้งขนาดเล็กน่าจะมีแนวโน้มดีกว่ากุ้งขนาดใหญ่

## บรรณานุกรม

- ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์. 2543. "พฤติกรรมการณ์ส่งผ่านราคาทุ้งกล้วยลำด้า ระหว่างตลาดค้าส่งโตเกี่ยวกับตลาดผู้ค้ดบรรจู้ในประเทศไทย," วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่. 3, 3 (ก.ย.-ธ.ค. ): 16-37.
- Akaike, H. 1973. "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle" In B. Petrov and F. Csake, eds., **Second International Symposium on Information Theory**. Budapest : Akademiai Kiado.
- Amemiya, T. 1985. **Advance Econometrics**. Cambridge : Harvard University Press.
- Bank of Japan**. Online. Available : <http://www.boj.or.jp/en/sirgo-f.htm>.
- Bureau of Labor statistic Data**. Online. Available : <http://stats.bls.gov> ; <http://146.142.4.24/cgi-bin/surveymost>.
- Dickey, D. and W. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root," **Journal of American Statistic Association**. 74 : 427 - 31.
- Enders, W. 1995. **Applied Econometric Time Series**. New York : John Wiley & Sons.
- FAO, INFOFISH. **Trade News (1990-1997)**. Kuala Lumpur.
- Ferdouse, F. 1999. "Japanese and other Asian Markets for Shrimp-an Overview," **Infotish International**. Nov. / Dec. 6 : 23-28.
- Greene, W. 1997. **Econometric Analysis**. 3<sup>rd</sup> ed. New Jersey : Prentice Hall.
- Gujarati, D. 1995. **Basic Econometrics**. 3<sup>rd</sup> ed. McGraw – Hill.
- Intriligator, M., R. Bodkin and C. Hsiao. 1996. **Econometric Models, Techniques, and Applications**. 2<sup>nd</sup> ed. New Jersey : Prentice Hall.
- Ladd, W. and V. Suvannunt. 1976. "A Model of Consumer Goods Characteristics," **American Journal of Agricultural Economics**. 58 : 504-510.
- Lancaster, K. 1966. "A New Approach to Consumer Theory," **Journal of Political Economics**. 74 : 132 - 157.
- Unnevehr, L. 1992. "Methodologies for Measuring Consumer Preferences and Welfare Effects of Quality Improvement," 21-23. In **Consumer Demand for Rice Grain Quality** edited by L. Unnevehr, B. Duff, and B. Juliano.

## ภาคผนวก

ตารางที่ 1A ผลการทดสอบ unit root โดยใช้ Augmented Dickey-Fuller Test

Variable	None		Intercept		Trend and Intercept	
	level	1 st dif.	level	1 st dif.	level	1 st dif.
$P_t^J$	-1.2511	-32.4339**	-6.5999**	-32.42487**	-6.6109**	-32.41578**
$P_t^{US}$	-1.3300	-38.3109**	-7.3891**	-38.30370**	-7.5576**	-38.29639**

\*\* significance at the 1% level and \* at the 5% level

แหล่งที่มา : การคำนวณ

## MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

## For Price-Japan

(JAPAN)		
$\Delta x_t = \theta_{x_{t-1}} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$		
Unit Root Test	Level	1 st difference
1% Critical Value*	-2.5670	-2.5670
5% Critical Value	-1.9395	-1.9395
10% Critical Value	-1.6157	-1.6157
$\Delta x_t = \alpha + \theta_{x_{t-1}} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$		
Unit Root Test	Level	1 st difference
1% Critical Value*	-3.4372	-3.4372
5% Critical Value	-2.8637	-2.8637
10% Critical Value	-2.5680	-2.5680
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta_{x_{t-1}} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$		
Unit Root Test	Level	1 st difference
1% Critical Value*	-3.9687	-3.9688
5% Critical Value	-3.4150	-3.4150
10% Critical Value	-3.1293	-3.1293

แหล่งที่มา : Eview version 3.1



## MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

For Price-USA

(USA)		
$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$		
Unit Root Test	Level	1 st difference
1% Critical Value*	-2.5665	-2.5665
5% Critical Value	-1.9395	-1.9395
10% Critical Value	-1.6157	-1.6157
$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$		
Unit Root Test	Level	1 st difference
1% Critical Value*	-3.4359	-3.4359
5% Critical Value	-2.8631	-2.8631
10% Critical Value	-2.5676	-2.5676
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$		
Unit Root Test	Level	1 st difference
1% Critical Value*	-3.9670	-3.9670
5% Critical Value	-3.4141	-3.4141
10% Critical Value	-3.1288	-3.1288

แหล่งที่มา : Eview version 3.1