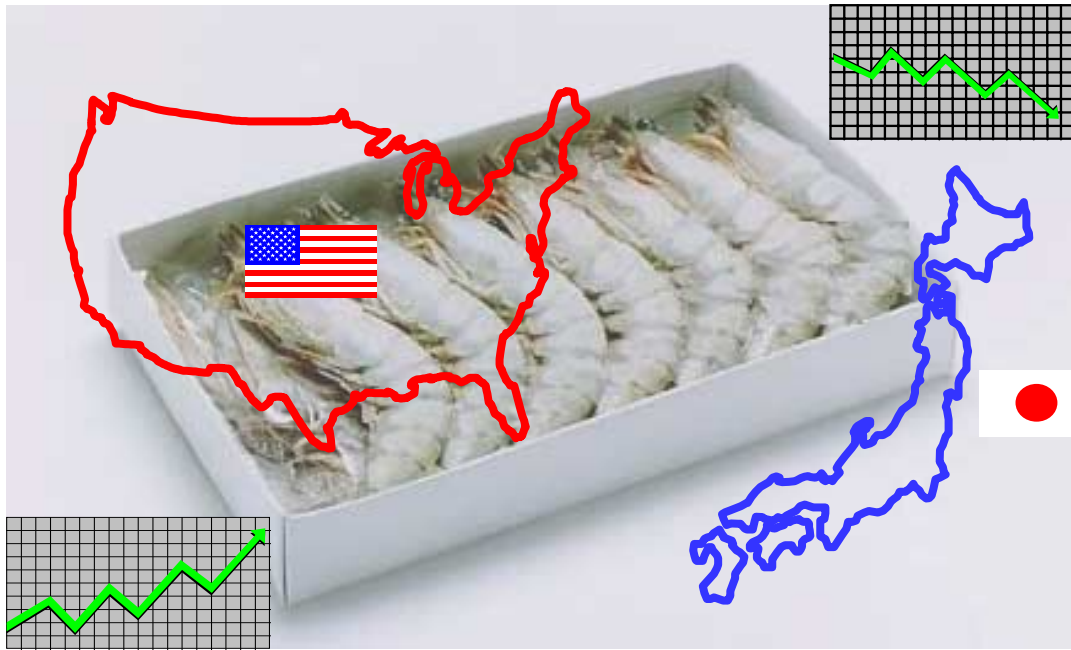


พฤติกรรมการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งของตลาดสหรัฐอเมริกาและญี่ปุ่น



สนับสนุนโดย

ศูนย์พันธุวิศวกรรมและเทคโนโลยีชีวภาพแห่งชาติ
สำนักงานพัฒนาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีแห่งชาติ

ภายใต้โครงการวิจัย

การศึกษาผลกระทบเชิงสังคมเศรษฐศาสตร์ของการเลี้ยงกุ้งกุลาดำ

ศูนย์วิจัยเพื่อเพิ่มผลผลิตทางเกษตร คณะเกษตรศาสตร์

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

2543

พฤติกรรมกรรมการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งของตลาดสหรัฐอเมริกาและญี่ปุ่น*

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์** และอารี วัฒนพงษ์***

1. คำนำ (introduction)

การบริโภคกุ้งสดแช่แข็งของสหรัฐอเมริกาได้เพิ่มขึ้นร้อยละ 114.01 จาก 163,111 ตันในปี 1976 มาเป็น 349,067 ตันในปี 1997 ในช่วงเวลา 21 ปี ซึ่งคิดเป็นอัตราการเติบโตเฉลี่ยอย่างง่ายต่อปี เท่ากับร้อยละ 5.43 การบริโภคมีอัตราการเจริญเติบโตสูงมากในช่วง 1981 – 1990 ซึ่งในช่วงนี้เติบโตร้อยละ 90.93 ในระยะเวลา 9 ปี ซึ่งคิดเป็นอัตราการเจริญเติบโตอย่างง่ายร้อยละ 10.10 ต่อปี ในช่วง 1990 – 1997 มีอัตราการเติบโตเท่ากับร้อยละ 8.79 ซึ่งคิดเป็นอัตราร้อยละ 1.26 ต่อปี ลดลงจากช่วง 1981 – 1990 ในขณะที่ในช่วงปี 1976 – 1981 อัตราการเจริญเติบโตของการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งของสหรัฐอเมริกาแทบจะไม่มีเลย (โปรดดูตารางที่ 1) อย่างไรก็ตามในช่วงประมาณครึ่งแรกของช่วง 1981 – 1990 ซึ่งคือช่วง 1981 – 1986 อัตราการเจริญเติบโตเฉลี่ยปีละ 11.09 ส่วนในครึ่งหลังคือ 1986 – 1990 มีอัตราการเติบโตร้อยละ 22.84 หรือร้อยละ 5.71 ต่อปี

สำหรับการบริโภคต่อหัวในสหรัฐอเมริกามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นโดยลำดับจาก 0.748 กิโลกรัมต่อคนต่อปี ในปี 1976 มาเป็น 1.372 กิโลกรัมต่อคนต่อปี ในปี 1993 หลังจากนั้นก็มีแนวโน้มลดลงเล็กน้อย และกลับมารักษา ระดับ 1.3 กิโลกรัมต่อคนต่อปีอีกครั้งในปี 1997

ถ้าเปรียบเทียบกับประเทศญี่ปุ่นปรากฏว่าการบริโภคกุ้งสดแช่แข็ง ในประเทศญี่ปุ่นมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น โดยตลอดเช่นเดียวกันตั้งแต่ปี 1976 เป็นต้นมา ในระดับ 0.959 กิโลกรัมต่อหัวต่อปีในปี 1976 จนกระทั่งมาถึง ระดับสูงสุดในปี 1993 (ปีเดียวกันกับในสหรัฐอเมริกา) โดยมีระดับการบริโภคต่อหัวเท่ากับ 2.33 กิโลกรัม และหลังจากนั้นปริมาณการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งต่อหัวก็ลดลงเล็กน้อย และลงมาต่ำสุดอีกครั้งในปี 1997 ที่ระดับ 1.989 กิโลกรัมต่อหัว ก่อนที่จะกระเตื้องขึ้นเล็กน้อยในปี 1999 (โปรดดูตารางที่ 2) การขึ้นลงของการบริโภคกุ้งของ ทั้งสหรัฐอเมริกาและญี่ปุ่น ซึ่งเป็นตลาดที่สำคัญสำหรับประเทศไทยทำให้เกิดคำถามว่าพฤติกรรมในการบริโภค กุ้งสดแช่แข็งของสหรัฐอเมริกาและญี่ปุ่นเป็นอย่างไร ทั้งนี้เพราะว่าการเข้าใจพฤติกรรมกรรมการบริโภคที่ดีขึ้น จะช่วยให้ ฝ่ายผลิตทำการผลิตเพื่อสนองตอบการบริโภคได้อย่างมีความเข้าใจมากขึ้น เพราะฉะนั้นวัตถุประสงค์หลักของการศึกษานี้ ก็เพื่อที่จะศึกษาพฤติกรรมในการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งของสองประเทศคือ ประเทศญี่ปุ่นและ สหรัฐอเมริกา นั่นเอง

* งานวิจัยนี้ได้รับทุนวิจัยภายใต้โครงการ “ผลกระทบเชิงสังคมเศรษฐกิจของการเลี้ยงกุ้งกุลาดำ” จากศูนย์พันธุวิศวกรรมและเทคโนโลยีชีวภาพแห่งชาติ สำนักงานพัฒนาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีแห่งชาติ

** อาจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

*** รองศาสตราจารย์ ประจำภาควิชาเศรษฐศาสตร์เกษตร คณะเกษตรศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

ผู้เขียนขอขอบคุณ คุณกุศล ทองงาม นักวิชาการประจำศูนย์วิจัยเพื่อเพิ่มผลผลิตทางเกษตร มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ คุณอัครพงษ์ อินทอง และคุณณฤมล เขาวนวิทย์ที่ช่วยกรุณาเก็บรวบรวมข้อมูลและ process ข้อมูลอย่างแข็งขัน

ตารางที่ 1 ปริมาณการนำเข้า มูลค่าการนำเข้า ประชากร การบริโภคต่อหัว รายได้ประชาชาติ รายได้ประชาชาติต่อหัว ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทยสหรัฐอเมริกา

ปี	ปริมาณการนำเข้า (ตัน)	มูลค่า การนำเข้า (พันดอลลาร์)	ประชากร (ล้านคน)	การบริโภคต่อหัว (กิโลกรัม/หัว)	รายได้ประชาชาติ (พันล้านดอลลาร์)	รายได้ประชาชาติต่อหัว (ดอลลาร์/หัว)	ดัชนีราคา ผู้บริโภค
1976	98,068.00	443,699.00	218.04	0.7481	1,601.30	7,344.07	43.60
1977	96,900.00	469,660.00	220.24	0.7871	1,789.40	8,124.77	46.40
1978	83,638.00	401,337.00	222.59	0.7310	2,019.80	9,074.08	49.90
1979	95,075.00	682,447.00	225.06	0.7203	2,248.40	9,990.22	55.60
1980	92,979.00	689,702.00	227.76	0.6765	2,430.20	10,670.00	63.10
1981	93,721.00	685,439.00	229.94	0.7308	2,701.40	11,748.28	69.60
1982	111,672.00	900,276.00	232.17	0.7928	2,708.80	11,667.31	73.90
1983	135,401.00	1,114,480.00	234.30	0.8623	3,016.00	12,872.39	76.20
1984	136,690.00	1,119,031.00	236.37	0.9169	3,368.30	14,250.12	79.50
1985	140,693.00	1,039,868.00	238.49	0.9429	3,599.10	15,091.20	82.40
1986	160,521.00	1,301,405.00	240.68	1.0853	3,799.20	15,785.28	83.90
1987	193,584.00	1,537,755.00	242.84	1.1745	4,042.40	16,646.35	87.00
1988	206,512.00	1,581,231.00	245.06	1.2586	4,374.30	17,849.91	90.50
1989	214,423.00	1,681,381.00	247.34	1.2621	4,673.70	18,895.85	94.90
1990	210,722.00	1,588,806.00	249.92	1.2839	4,929.80	19,725.51	100.00
1991	226,883.00	1,788,873.00	252.69	1.2948	5,062.80	20,035.62	104.20
1992	252,988.00	1,964,355.00	255.41	1.3715	5,501.30	21,539.09	107.40
1993	252,224.00	2,079,626.00	258.12	1.3722	5,789.70	22,430.26	110.60
1994	263,128.00	2,542,108.00	260.65	1.3568	6,113.20	23,453.67	113.40
1995	245,186.00	2,416,006.00	261.40	1.2871	6,473.90	24,766.26	116.60
1996	230,335.00	2,204,409.00	264.00	1.1905	6,842.00	25,916.67	120.00
1997	259,507.00	2,630,470.00	266.40	1.3103	7,231.10	27,143.77	122.90
1998	294,428.00	2,837,600.00					
1999	309,242.00	2,388,800.00					

แหล่งที่มา : มูลค่าและปริมาณการนำเข้า การบริโภค ระหว่างปี 1976-1997 จาก FAO Fisheries Department. 1999.

"Fisheries Information". *Fishstat Plus*, V. 2.30. Data and Statistic Unit.

(<http://www.fao.org/fi/statist/FISOFT/FISHPLUS.asp>).

: มูลค่าและปริมาณการนำเข้าระหว่างปี 1998-1999 จาก National Marine Fisheries Service (NMFS) 1999.

(<http://www.st.nmfs.gov/st1/index.html>).

: ประชากร, รายได้ประชาชาติ และดัชนีราคาผู้บริโภค จาก International Monetary Fund 1977 – 1998.

ตารางที่ 2 ปริมาณการนำเข้า มูลค่าการนำเข้า ประชากร การบริโภคต่อหัว รายได้ประชาชาติ รายได้ประชาชาติต่อหัว ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศญี่ปุ่น

ปี	ปริมาณการนำเข้า (ตัน)	มูลค่า การนำเข้า (พันดอลลาร์)	ประชากร (ล้านคน)	การบริโภค/หัว (กิโลกรัม/คน)	รายได้ประชาชาติ (พันล้านเยน)	รายได้ประชาชาติ/หัว (เยน/หัว)	ดัชนีราคา ผู้บริโภค
1976	123,885.00	738,793.00	112.77	0.9588	166,417.00	1,475,720.49	64.80
1977	125,456.00	797,136.00	113.86	0.9985	185,530.00	1,629,457.23	70.10
1978	145,146.00	1,008,682.00	114.90	1.1477	204,475.00	1,779,590.95	73.00
1979	159,236.00	1,380,788.00	115.87	1.2078	221,825.00	1,914,429.96	75.70
1980	144,331.00	1,067,752.00	116.81	1.1658	240,098.00	2,055,457.58	81.60
1981	163,013.00	1,228,174.00	117.66	1.3613	257,417.00	2,187,803.84	85.60
1982	151,873.00	1,317,074.00	118.48	1.2481	270,669.00	2,284,512.15	88.00
1983	149,036.00	1,268,910.00	119.31	1.2456	282,078.00	2,364,244.41	89.70
1984	169,329.00	1,272,172.00	120.08	1.3734	301,048.00	2,507,061.96	91.70
1985	183,468.00	1,330,416.00	120.84	1.4884	321,556.00	2,661,006.29	93.50
1986	213,842.00	1,835,690.00	121.49	1.7175	335,838.00	2,764,326.28	94.10
1987	246,638.00	2,324,817.00	122.07	1.9635	350,479.00	2,871,131.32	94.20
1988	258,711.00	2,559,286.00	122.58	2.0446	373,731.00	3,048,874.20	94.90
1989	263,731.00	2,259,498.00	123.09	2.0621	399,046.00	3,241,904.30	97.00
1990	283,780.00	2,490,637.00	123.48	2.2161	427,469.00	3,461,848.07	100.00
1991	284,913.00	2,633,435.00	123.92	2.2035	454,487.00	3,667,583.93	103.30
1992	273,320.00	2,487,657.00	124.32	2.1125	467,413.00	3,759,757.08	105.10
1993	301,068.00	2,946,250.00	124.67	2.3378	470,353.00	3,772,784.15	106.40
1994	303,507.00	3,324,954.00	124.96	2.3337	473,177.00	3,786,627.72	107.10
1995	293,131.00	3,538,869.00	125.20	2.2312	482,930.20	3,857,270.00	107.00
1996	288,953.00	3,130,267.00	125.76	2.1807	509,074.00	4,047,980.28	107.20
1997	267,570.00	2,957,732.00	126.17	1.9893	510,526.00	4,046,334.31	109.00
1998	238,906.00	2,572,522.86					
1999	247,314.00	2,463,815.40					

แหล่งที่มา : มูลค่าและปริมาณการนำเข้า การบริโภค ระหว่างปี 1976-1997 จาก FAO Fisheries Department. 1999.

"Fisheries Information". *Fishstat Plus*, V. 2.30. Data and Statistic.Unit.

(<http://www.fao.org/fi/statist/FISOFT/FISHPLUS.asp>).

: มูลค่าและปริมาณการนำเข้าระหว่างปี 1998-1999 จาก National Marine Fisheries Service (NMFS) 1999.

(<http://www.st.nmfs.gov/st1/index.html>).

: ประชากร, รายได้ประชาชาติ และดัชนีราคาผู้บริโภค จาก International Monetary Fund 1977 – 1998.

2. ข้อมูล (data)

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษานี้เป็นข้อมูลรายปี เริ่มตั้งแต่ปี 1976 ถึง 1997 โดยเป็นข้อมูลการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งต่อหัว รายได้ประชาชาติ (national income) ต่อหัวที่เป็นรายได้ที่เป็นตัวเงิน ดัชนีราคาผู้บริโภค และราคาเฉลี่ยของ กุ้งสดแช่แข็งต่อกิโลกรัม โดยได้มาจากการนำเอามูลค่าการนำเข้ากุ้งสดแช่แข็งหารด้วยปริมาณนำเข้ากุ้งสดแช่แข็ง ซึ่งจะได้ราคาเฉลี่ยของกุ้งสดแช่แข็ง รายละเอียดและแหล่งที่มาของข้อมูลได้จากตารางที่ 1 และ 2

3. ระเบียบวิธีวิจัย (methodology)

ระเบียบวิธีวิจัยจะเริ่มจากความจำเป็นและแนวความคิดเกี่ยวกับ cointegration ซึ่งมีความเกี่ยวข้องกับ stationarity ของตัวแปรทำให้ต้องมีการทดสอบ unit root และในที่สุดต้องมีการทดสอบ cointegration เพราะฉะนั้นในระเบียบวิธีวิจัยจึงเริ่มจากแนวคิด cointegration การทดสอบ unit root และการทดสอบ cointegration ตามลำดับ

3.1 Cointegration

ทรวงศ์ดี ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์ (2543) กล่าวว่าข้อสมมติ (assumptions) เบื้องหลังการประมาณค่าทางเศรษฐมิติโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลานั้น คือ ข้อสมมติเกี่ยวกับความนิ่ง (stationarity) ของข้อมูล สมมติว่าเรามีแบบจำลอง

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_{1t} \quad (1)$$

และ

$$x_t = x_{t-1} + u_{2t}; u_{2t} \sim \text{iid}(0, \sigma_{u_2}^2) \quad (2)$$

โดยที่ u_{2t} เป็นอนุกรมของ random variables ที่มีการแจกแจงแบบปกติที่เหมือนกันและเป็นอิสระต่อกัน โดยมีค่า mean เท่ากับศูนย์ และค่า variance คงที่ ซึ่งตัวแปร x นั้น ก็จะเป็น random walk และเป็น integrated of order one, $I(1)$ เพราะฉะนั้นตัวแปร y ก็จะเป็น $I(1)$ ด้วย ซึ่งโดยทฤษฎีเศรษฐมิติแล้วการถดถอยด้วยตัวแปรที่เป็น nonstationary ค่าสถิติ t ที่ใช้กันตามปกติจะมีลักษณะ nonstandard distribution เพราะฉะนั้นการใช้ตารางมาตรฐานที่เราใช้กันโดยทั่วไปสำหรับการทดสอบค่าสถิติต่างๆ ก็อาจนำไปสู่การลงความเห็นหรือข้อสรุปที่ผิดพลาดได้ ซึ่งนำไปสู่ความเป็นไปได้ของการมี spurious regressions (Johnston และ Dinardo, 1997, pp 259-260) เว้นแต่ว่าความสัมพันธ์ดังกล่าวจะมีลักษณะเป็น cointegrating relationship ซึ่งจะทำให้ค่าสถิติ t และ F ที่เราใช้กันตามปกติสามารถใช้ได้ (Gujarati, 1995, p725) โดยมีคำจำกัดความของ cointegration ของตัวแปร 2 ตัว ซึ่งพัฒนาโดย Engle และ Granger (1987) ดังนี้

คำนิยาม : อนุกรมเวลา x_t และ y_t จะถูกเรียกว่า เป็น cointegrated of order d , b โดยที่ $d \geq b \geq 0$ ซึ่งเขียนเป็นสัญลักษณ์ดังนี้

$$x_t, y_t \sim CI(d, b)$$

ถ้า

1. อนุกรมเวลาทั้งสองมีลักษณะ integrated of order d
2. มี linear combination ของตัวแปรทั้งสอง เช่น $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$ ซึ่งมีลักษณะ integrated of order $d - b$ เวกเตอร์ (α_1, α_2) จะถูกเรียกว่า cointegrating vector สำหรับกรณีทั่วไปที่มีตัวแปร n ตัวนั้น ให้ x_t เป็นเวกเตอร์ของอนุกรม $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ และ แต่ละตัวแปรเป็น $I(d)$ และมี α ซึ่งเป็น $n \times 1$ เวกเตอร์ ที่ทำให้ $x_t' \alpha \sim I(d-b)$ ดังนั้น $x_t' \alpha \sim CI(d-b)$ (Charemza และ Deadman , 1992 , p 144)

อย่างไรก็ตาม Charemza และ Deadman (1992, p 147) ได้พิจารณาความเป็นไปได้ในกรณีต่างๆ ของ integration และ cointegration ของสมการ

$$y_t = \beta x_t + u_t$$

ดังนี้

1. ถ้า $y_t \sim I(1)$ และ $x_t \sim I(0)$, ดังนั้น $u_t \sim I(1)$ และตัวแปร x_t, y_t จะไม่ cointegrated
2. ถ้า $y_t \sim I(1)$ และ $x_t \sim I(0)$, ดังนั้น อาจเป็นไปได้ว่า $u_t \sim I(1)$ และตัวแปร x_t, y_t จะ cointegrated ถ้าหากว่า $[\beta, -1]$ เป็น cointegrating vector
3. ถ้า $y_t \sim I(0)$ และ $x_t \sim I(0)$, ดังนั้น $u_t \sim I(1)$ และไม่มีความจำเป็นที่จะตรวจสอบ cointegration
4. ถ้า $y_t \sim I(0)$ และ $x_t \sim I(1)$, ดังนั้น $u_t \sim I(1)$ และตัวแปร x_t, y_t จะไม่ cointegrated

Charemza และ Deadman (1992; p 147) ได้สรุปว่า ในความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างสองตัวแปร ตัวแปรทั้งสองจะต้อง integrated ในอันดับเดียวกัน (the same order) ถ้าหากว่าจะให้เทอมความคลาดเคลื่อนเป็น $I(0)$ ส่วนในกรณีที่ตัวแปรสามตัวแปร เช่น

$$y_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + u_t$$

Charemza และ Deadman (1992, pp 147-148) กล่าวว่าเป็นไปได้ที่ตัวแปรทั้งสามนี้จะ integrated ที่อันดับต่างกัน (different orders) และเทอมความคลาดเคลื่อนจะนิ่ง (stationary) สมมติว่า $y_t \sim I(0)$, และ $x_{1t} \sim I(1)$ และ $x_{2t} \sim I(1)$ โดยการวิเคราะห์ในทำนองเดียวกัน เราอาจจะคาดว่าในกรณีนี้ $u_t \sim I(1)$ แต่อย่างไรก็ตามก็อาจเป็นไปได้ว่า $[\beta_1, \beta_2]$ จะสร้าง cointegrating vector สำหรับ x_{1t} และ x_{2t} เพื่อว่า $(\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t}) \sim I(0)$ เนื่องจาก x_{1t} และ x_{2t} integrated ที่อันดับเดียวกัน ถ้าเป็นเช่นนั้น u_t อาจจะเป็นนิ่ง (stationary) เนื่องจาก $y_t \sim I(0)$ และ $(\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t}) \sim I(0)$

Charemza และ Deadman (1992, p 148) กล่าวเพิ่มเติมว่า ในทางเศรษฐศาสตร์แล้ว สถานการณ์ที่เป็นปกติมากที่สุดก็จะเป็นกรณี $y_t \sim I(1)$, $x_{1t} \sim I(2)$ และ $x_{2t} \sim I(2)$ ซึ่งจะเห็นได้ว่าในกรณีนี้ อันดับ (order) ของ integration นั้นแตกต่างกัน แต่ว่าเทอมความคลาดเคลื่อนสามารถนิ่ง (stationary) ได้ถ้า $(\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t}) \sim I(1)$ นั่นคือถ้า x_{1t} และ $x_{2t} \sim CI(2,1)$ ด้วย cointegrating vector $[\beta_1, \beta_2]$ นั้นเอง ถ้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวมีอันดับ (order) ของ integration ของตัวแปรตาม (dependent variable) นั้นต่ำกว่าอันดับ (order) ของ integration ที่สูงสุดของตัวแปรอธิบาย (explanatory variables) ก็จะต้องมีตัวแปรอธิบาย (explanatory variables) อย่างน้อยสองตัวแปรที่ integrated ด้วยอันดับ (order) ที่สูงที่สุดนี้ ถ้าต้องการให้เงื่อนไขที่จำเป็น (necessary condition) สำหรับความนิ่ง (stationarity) ของเทอมความคลาดเคลื่อนเกิดขึ้น

เนื่องจากข้อมูลในแบบจำลองนี้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (time series) จึงมีความจำเป็นต้องทำการทดสอบว่าตัวแปรแต่ละตัวมีลักษณะนิ่ง (stationary) หรือไม่ ซึ่งเป็นการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่นั่นเอง

3.2 การทดสอบ unit root

ทรวงศ์ศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์ (2543) ได้อธิบายว่า Dickey และ Fuller (1979) ได้พิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าวได้แก่

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{random walk process}) \quad (3)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{random walk with drift}) \quad (4)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{random walk with drift และมี linear time trend}) \quad (5)$$

โดยตัวพารามิเตอร์ ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการ คือ θ นั่นคือ ถ้า $\theta = 0$, x_t จะมี unit root โดยการเปรียบเทียบ t - statistic ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ใน Dickey - Fuller tables (Enders, 1995) หรือกับ 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 critical values จะไม่เปลี่ยนแปลง ถ้าสมการ (3),(4),(5) ถูกแทนที่โดย autoregressive processes

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

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

(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 (6) – (8) 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 (1995, p 227) ได้เสนอแนะว่าวิธีหนึ่งในการหา lag length ก็คือ เริ่มต้นด้วยการให้มี lag length ที่ยาวมากพอและก็ลดขนาดของ 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 นั้นมีค่าแตกต่างไปจากศูนย์ อย่างมีนัยสำคัญ

3.3 การทดสอบ cointegration

ทรวงศ์ศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์ (2543) กล่าวว่า ถ้า x_t คือ $n \times 1$ vector ของอนุกรม $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ และถ้าแต่ละ x_{it} เป็น $I(d)$ โดยที่ $i=1, \dots, n$ และมี α ซึ่งเป็น $n \times 1$ vector ที่ทำให้ $x_t' \alpha \sim I(d-b)$ ดังนั้น $x_t' \alpha \sim CI(d,b)$

สำหรับในทางเศรษฐมิติเชิงประจักษ์แล้วกรณีที่น่าสนใจที่สุด คือ กรณีที่อนุกรม (series) ที่ถูก transformed ด้วย cointegrating vector มีลักษณะ stationary นั่นคือ กรณีที่ $d = b$ และ cointegrating coefficients สามารถที่จะหาออกมาได้ด้วยพารามิเตอร์ที่อยู่ในสมการความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง (Charemza และ Deadman, 1992, p 144)

สำหรับการทดสอบ cointegration นั้นให้ใช้ residuals จากสมการถดถอย (regression equation) ที่เราต้องการทดสอบ cointegration ซึ่งก็คือ e_t มาทำการถดถอยดังสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + v_t \quad (9)$$

(Gujarati, 1995, p 727) และนำค่า t – statistic ซึ่งได้มาจากเรโซของ $\gamma/S.E.\gamma$ ไปเปรียบเทียบกับ MacKinnon critical values โดยที่ null hypothesis of no cointegration คือ $H_0 : \gamma = 0$ ค่าลบของ t – statistic ที่มีนัยสำคัญ ก็จะเป็นการปฏิเสธ H_0 ซึ่งก็จะนำไปสู่ข้อสรุปว่าตัวแปรที่มีลักษณะเป็น nonstationary ในสมการดังกล่าว cointegrated กัน (Johnston และ Dinardo, 1997, pp 264-265)

อย่างไรก็ตาม ถ้า residuals ของสมการ (9) ไม่เป็น white noise เราก็จะใช้ augmented Dickey – Fuller (ADF) test แทนที่จะใช้สมการ (9) สมมุติว่า v_t ของสมการที่ (9) มี serial correlation เราก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta e_{t-i} + v_t \quad (10)$$

และถ้า $-2 < \gamma < 0$ เราสามารถจะสรุปได้ว่า residuals เป็น stationary และ y_t และ x_t จะเป็น $CI(1,1)$ โปรดสังเกตว่าสมการ (9) และ (10) ไม่มี intercept term เนื่องจาก e_t เป็น residuals จาก regression equation (Enders, 1995, p 375)

3.4 แบบจำลองการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งต่อคน

ในการประมาณค่าแบบจำลองการบริโภคแบบหนึ่งนั้น เราสามารถจะประมาณค่าได้จากการบริโภคต่อคน ซึ่งมีรูปแบบจำลองได้ ดังนี้

$$\ln C_t = \beta_1 + \beta_2 \ln(PNI_t / CPI_t) + \beta_3 \ln(C.I.F_t / CPI_t) + u_t \quad (11)$$

โดยที่	C_t	= การบริโภคกุ้งสดแช่แข็งต่อคนในปีที่ t
	PNI_t	= รายได้ประชาชาติที่เป็นตัวเงินต่อคน ในปีที่ t
	$C.I.F_t$	= ราคา C.I.F. ของกุ้งสดแช่แข็งนำเข้า ซึ่งคำนวณมาจากมูลค่ากุ้ง (ตามราคา C.I.F.) สดแช่แข็งนำเข้าทั้งหมดหารด้วยปริมาณนำเข้าทั้งหมด ในปีที่ t
	CPI_t	= ดัชนีราคาผู้บริโภค ในปีที่ t
	β_i	= ค่าพารามิเตอร์ $i = 1, 2, 3$
	u_t	= เทอมความคลาดเคลื่อน ในปีที่ t
	\ln	= natural logarithm

4. ผลการวิเคราะห์

สำหรับผลการวิเคราะห์นั้นจะเป็นการเสนอผลการวิเคราะห์ความนิ่ง (stationarity) ของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง (11) นั่นคือผลการทดสอบ unit root ของตัวแปรต่างๆ นั้นเอง หลังจากนั้นก็จะเป็นการเสนอผลการทดสอบ cointegration

4.1 ผลการทดสอบ unit root

ผลการทดสอบ unit root ของตัวแปร $\ln C_t$, $\ln(PNI_t / CPI_t)$ และ $\ln(C.I.F_t / CPI_t)$ ของประเทศสหรัฐอเมริกา ปรากฏว่าตัวทั้งสามตัวมี integration เป็น $I(1)$ นี้ยสำคัญ ณ ระดับ 10%, 5% และ 1% ตามลำดับ (โปรดดูตารางที่ 3) โดยที่ตัวแปรแต่ละตัวมีลักษณะเป็น random walk process

ตารางที่ 3 การทดสอบ unit root แบบวิธี Augmented Dickey – Fuller test สำหรับตัวแปร $\ln C_t$, $\ln(PNI_t / CPI_t)$ และ $\ln(C.I.F_t / CPI_t)$ ของประเทศสหรัฐอเมริกา

Variable	No intercept		Intercept		Trend and intercept	
	Level	1 st dif.	level	1 st dif.	level	1 st dif.
$\ln C_t$	-0.5727	-1.7213 [*]	-0.6912	-2.2388	-2.1937	-2.2891
$\ln(PNI_t / CPI_t)$	1.2141	-2.6222 ^{**}	-0.2923	-2.8079 [*]	-2.5112	-3.0365
$\ln(C.I.F_t / CPI_t)$	-0.7719	-4.1926 ^{***}	-1.0522	-4.1751 ^{***}	-2.0862	-4.0484 ^{**}

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

แหล่งที่มา : การคำนวณ

สำหรับประเทศญี่ปุ่นนั้นให้ผลการทดสอบในทำนองเดียวกัน กล่าวคือ $\ln C_t$, $\ln(PN I_t / CPI_t)$ และ $\ln(C.I.F_t / CPI_t)$ มี integration เป็น I(1) นัยสำคัญ ณ ระดับ 5%, 1% และ 1% ตามลำดับ (โปรดดูตารางที่ 4) โดยที่ตัวแปรแต่ละตัวมีลักษณะเป็น random walk process

ตารางที่ 4 การทดสอบ unit root แบบวิธี Augmented Dickey - Fuller test สำหรับตัวแปร $\ln C_t$, $\ln(PN I_t / CPI_t)$ และ $\ln(C.I.F_t / CPI_t)$ ของประเทศญี่ปุ่น

Variable	No intercept		Intercept		Trend and intercept	
	level	1 st dif.	level	1 st dif.	level	1 st dif.
$\ln C_t$	0.3337	-2.2861**	-1.9365	-2.3592	-0.3125	-2.7805
$\ln(PN I_t / CPI_t)$	1.1901	-2.7497***	-1.0941	-2.8562*	-2.0903	-2.7684
$\ln(C.I.F_t / CPI_t)$	0.1393	-5.0875***	-3.3539**	-4.9706***	-3.3553*	-4.9310***

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

แหล่งที่มา : การคำนวณ

4.2 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของฟังก์ชันการบริโภคสูงสุดแห่ง

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของฟังก์ชันการบริโภคสูงสุดแห่งหนึ่งของสหรัฐอเมริกา และญี่ปุ่น แสดงไว้ดังตารางที่ 5 และ 6

ตารางที่ 5 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของฟังก์ชันการบริโภคสูงสุดแห่งหนึ่งของประเทศสหรัฐอเมริกา

Variable	Coefficient	t-Statistic
Constant	-9.1342	-2.2438*
$\ln(PN I_t / CPI_t)$	1.1420	3.0482***
$\ln(C.I.F_t / CPI_t)$	-0.9396	-4.3949***
$R^2 = 0.87$	$\bar{R}^2 = 0.86$	D.W. = 1.49
		F - statistic = 64.71***

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

แหล่งที่มา : การคำนวณ

ตารางที่ 6 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของฟังก์ชันการบริโภคสูงสุดแห่งหนึ่งของประเทศญี่ปุ่น

Variable	Coefficient	t-Statistic
Constant	-4.4692	-10.1060***
$\ln(PN I_t / CPI_t)$	0.5914	17.8595***
$\ln(C.I.F_t / CPI_t)$	-0.3782	-2.1194**
$R^2 = 0.95$	$\bar{R}^2 = 0.94$	D.W. = 1.72
		F - statistic = 163.50***

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

แหล่งที่มา : การคำนวณ

4.3 ผลการทดสอบ cointegration

ผลการทดสอบ cointegration ซึ่งก็คือ ผลการทดสอบ Augmented Dickey - Fuller test ของเทอมความคลาดเคลื่อนของแบบจำลองการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งของสหรัฐอเมริกา และญี่ปุ่น พบว่า ฟังก์ชันการบริโภคทั้งสองที่ประมาณค่าได้ ดังตารางที่ 5 และ 6 นั้น cointegrated กัน นับสำคัญที่ระดับ 5% ทั้งสองสมการ (โปรดดูตารางที่ 7)

ตารางที่ 7 ผลการทดสอบ Augmented Dickey – Fuller test ของ error terms ของฟังก์ชันการบริโภคของสหรัฐอเมริกา และญี่ปุ่น โดยที่ [REDACTED]

ประเทศ	γ	t-statistic	D.W.
สหรัฐอเมริกา	-0.7713	-2.5906**	1.7746
ญี่ปุ่น	-0.7129	-2.4043**	2.2404

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

หมายเหตุ : ค่า t – statistic = $\theta / S.E.\theta$

แหล่งที่มา : การคำนวณ

5. การวิเคราะห์ความยืดหยุ่นทางด้านราคาและรายได้

ความยืดหยุ่นของการบริโภคเมื่อรายได้เปลี่ยนแปลงไปในประเทศสหรัฐอเมริกา จะสูงกว่าของประเทศญี่ปุ่นค่อนข้างมาก นั่นคือ ในประเทศสหรัฐอเมริกานั้นความยืดหยุ่นทางด้านรายได้จะมีค่าเท่ากับ 1.1420 ในขณะที่ประเทศญี่ปุ่นจะอยู่ที่ระดับ 0.5914 ทั้งนี้อาจจะเป็นเพราะว่าการบริโภคกุ้งสดแช่แข็งของญี่ปุ่น อยู่ในระดับค่อนข้างอิมพอร์ตแล้วดังที่ Fatima Ferdouse (1999) อ้างไว้ว่า การบริโภคกุ้งต่อหัวในประเทศญี่ปุ่นได้อยู่ในระดับคงที่ในปี 1995 ทั้งนี้เพราะว่าตลาดญี่ปุ่นได้ถึงจุดอิมพอร์ตและค่อนข้างนิ่ง ใน 5 ปีที่ผ่านมา อย่างไรก็ตามมูลค่านำเข้าของประเทศญี่ปุ่นได้เพิ่มขึ้นเมื่อเปรียบเทียบกับปริมาณ ทั้งนี้เหตุผลหลักเกิดจากการเพิ่มขึ้นในการนำเข้าผลิตภัณฑ์ที่มีมูลค่าเพิ่ม ซึ่งรวมถึงผลิตภัณฑ์กึ่งแปรรูปและแปรรูปเต็มที่ เช่น กุ้งที่ทอดหัวและแพ็คเป็นถาด PTO nobashi, IOE easy-peel, breaded tempure, sushi และกุ้งปรุงแล้วสำหรับธุรกิจส่งอาหาร และการขายปลีก ทั้งนี้จากตัวเลขที่กล่าวในบทหน้าได้แสดงให้เห็นว่าการบริโภคต่อหัวของประเทศญี่ปุ่นสูงกว่าประเทศสหรัฐอเมริกาพอสมควรทีเดียว

สำหรับความยืดหยุ่นทางด้านราคาของประเทศสหรัฐอเมริกาก็สูงกว่าของประเทศญี่ปุ่นเช่นกัน โดยที่ความยืดหยุ่นทางด้านราคาของประเทศสหรัฐอเมริกาเท่ากับ -0.9396 ในขณะที่ประเทศญี่ปุ่นเท่ากับ -0.3782 แม้ว่าความยืดหยุ่นของทั้งสองประเทศโดยไม่คิดเครื่องหมายจะมีค่าน้อยกว่า 1 ก็ตาม แต่ความยืดหยุ่นทางด้านราคาของสหรัฐอเมริกามากกว่าญี่ปุ่น ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่าคนญี่ปุ่นเกือบจะไม่เพิ่มและลดการบริโภคกุ้งต่อหัว ถ้าราคาเปลี่ยนแปลง ในขณะที่คนอเมริกันจะมีความอ่อนไหว ต่อราคามากกว่า

6. ข้อเสนอแนะทางด้านนโยบาย

ในขณะที่ตลาดอเมริกาเป็นตลาดใหญ่ที่สุดของประเทศไทย ประกอบกับอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของสหรัฐอเมริกาในขณะนี้ เป็นไปในอัตราที่สูงอย่างต่อเนื่อง อันเป็นผลมาจากความก้าวหน้าใน

การพัฒนาเทคโนโลยีสารสนเทศ (information technology) ดังที่กระทรวงพาณิชย์สหรัฐอเมริกาได้ชี้ว่าเศรษฐกิจสหรัฐอเมริกาอาจกำลังก้าวข้ามเข้าสู่ยุคใหม่ของความรุ่งเรือง (ซึ่งการเปลี่ยนแปลงนี้คล้ายคลึงกับสิ่งที่เกิดขึ้นหลังการพัฒนาเครื่องกำเนิดไฟฟ้าและเครื่องจักรที่มีกระบวนการเผาไหม้ภายใน) อันเนื่องมาจากอุตสาหกรรมโทรคมนาคมและคอมพิวเตอร์ ซึ่งมีสัดส่วนเกือบ 1 ใน 3 ของการขยายตัวทางเศรษฐกิจในสหรัฐเมื่อปี 2542 และมีบทบาทหลักในการส่งเสริมกำลังการผลิต รวมถึงจุดรั้งเงินเฟ้อ (ไม่ให้สูงขึ้น) จนอาจกล่าวได้ว่าอุตสาหกรรมไอทีเป็นแรงขับเคลื่อนอันดับแรกในเศรษฐกิจสหรัฐอเมริกา สภาพการดังกล่าวทำให้เศรษฐกิจของสหรัฐอเมริกาขยายตัวได้ต่อไป ในระดับที่สูงขึ้นและยั่งยืนกว่าในอดีต โดยรายได้จะเพิ่มขึ้นขณะที่อัตราเงินเฟ้อและการว่างงานจะต่ำลง แม้ว่าวัฏจักรทางเศรษฐกิจในปัจจุบันจะปรับตัวลง แต่แนวโน้มด้านกำลังการผลิตที่สูงขึ้น ผลจากอินเทอร์เน็ตและไอทีจะดำเนินต่อไปในระยะยาว (กรุงเทพธุรกิจ วันพุธที่ 7 มิถุนายน 2543, หน้า 29) ซึ่งจะทำให้เศรษฐกิจของสหรัฐอเมริกาเติบโตอย่างแข็งแกร่งต่อเนื่องในระยะยาว อันจะทำให้รายได้ของผู้บริโภคในสหรัฐอเมริกาเติบโตอย่างแข็งแกร่งต่อไปเช่นกัน โดยเฉพาะอย่างยิ่งเมื่อเทียบกับญี่ปุ่น และถ้าสถานการณ์เป็นเช่นนี้จริง ตลาดสหรัฐอเมริกา ก็จะเป็นตลาดที่มีขนาดค้ำสำหรับกุ้งกุลาดำของไทย ทั้งนี้เพราะนอกจากรายได้ของผู้บริโภคสหรัฐอเมริกามีอัตราการเติบโตที่สูงกว่าญี่ปุ่นอย่างแข็งแกร่งแล้ว ความยืดหยุ่นทางด้านรายได้ของสหรัฐอเมริกาก็ยังมีค่ามากกว่า ซึ่งจะทำให้อัตราการขยายตัวของการบริโภคกุ้ง เพิ่มขึ้นรวดเร็วกว่าของประเทศญี่ปุ่น ประกอบกับปริมาณการบริโภคกุ้งต่อหัวของสหรัฐอเมริกายังอยู่ในระดับต่ำเมื่อเทียบกับญี่ปุ่น ถ้าเทียบการบริโภคต่อหัว ในระดับสูงสุด (ในปี 1993) ด้วยกันแล้วจะพบว่าการบริโภคต่อหัวของสหรัฐอเมริกานั้นเท่ากับร้อยละ 58.70 ของการบริโภคต่อหัวของญี่ปุ่นเท่านั้น ซึ่งถ้าให้ระดับการบริโภคต่อหัวของญี่ปุ่นเป็นเป้าหมาย ก็หมายความว่า ยังมีช่องว่างของการขยายตัวของการบริโภคต่อหัวของตลาดสหรัฐอเมริกาอยู่อีกร้อยละ 41.3 ด้วยเหตุนี้ทิศทางของนโยบายจึงควรให้น้ำหนักกับตลาดสหรัฐอเมริกาให้มากขึ้น

อย่างไรก็ตามการที่ตลาดสหรัฐอเมริกามีความยืดหยุ่นทางด้านราคา (โดยไม่คิดเครื่องหมาย) มากกว่าตลาดประเทศญี่ปุ่นนั้น มีความหมายในทางเศรษฐศาสตร์ว่าถ้าประเทศผู้ส่งออกกุ้งไปยังตลาดสหรัฐอเมริกา ประเทศใดส่งออกขายในราคาที่ต่ำกว่าก็สามารถจะครองส่วนแบ่งตลาดได้ง่ายกว่า ในรูปของส่วนแบ่งปริมาณที่ส่งออกมากขึ้น (ภายใต้สิ่งต่างๆ คงที่ โดยเฉพาะอย่างยิ่งคุณภาพคงเดิม) โดยเฉพาะอย่างยิ่งถ้าสหรัฐอเมริกามีแนวโน้มอัตราเงินเฟ้อที่ต่ำแล้ว อัตราการเพิ่มของราคากุ้งเมื่อเทียบกับภาวะเงินเฟ้อก็จะสูงกว่าอัตราเงินเฟ้อของสหรัฐอเมริกาไม่ได้ (มิฉะนั้นก็เท่ากับว่าราคาที่แท้จริงของกุ้งไทยจะสูงขึ้น) ถ้าหากต้องการขยายตลาดการบริโภคกุ้งในสหรัฐอเมริกาให้กว้างขวางต่อไป เพราะฉะนั้นการลดต้นทุนจะเป็นยุทธศาสตร์ที่ทำให้ประเทศไทยสามารถคงอำนาจในการแข่งขันทางด้านราคาในตลาดสหรัฐอเมริกาไว้ได้ และไทยสามารถใช้ยุทธศาสตร์การลดราคาได้ในกรณีที่เป็น

เราทราบแล้วว่าการเลี้ยงกุ้งกุลาดำของประเทศไทยนั้น สัดส่วนของต้นทุนการผลิตที่มากที่สุด คือ อาหารกุ้งซึ่งมีอยู่ร้อยละ 45.31 ของต้นทุนการผลิต (Ling, 1996) และสัดส่วนที่สำคัญในอาหารกุ้งก็คือ โปรตีน คิดเป็นร้อยละ 51 ของอาหารกุ้ง ซึ่งในขณะนี้นี้มาจากปลาป่น ร้อยละ 36 กากถั่วเหลืองร้อยละ 15 (บุญชัย กิจสัมฤทธิ์โรจน์ อ่างใน ศุภชัย ศุภชลาศัย และคณะ, 2540) ประเด็นวิจัยที่จำเป็นสำหรับนักวิทยาศาสตร์ในการคงอำนาจในการแข่งขันในด้านราคาก็คือ ทำอย่างไรจึงจะผลิตอาหารกุ้งให้มีราคาถูก คุณภาพคงเดิม หรือ

เพิ่มขึ้น หรือคุณภาพลดลงในอัตราส่วนที่น้อยกว่าราคาอาหารที่ถูกกลง โดยเฉพาะอย่างยิ่งทำอย่างไรจึงจะหาแหล่งโปรตีนที่ถูกคุณภาพดีไปแทนปลาป่นได้ นอกจากนี้เรายังทราบอีกว่าการที่กุ้งเป็นโรคนั้นมีผลกระทบต่ออย่างสำคัญต่อเกษตรกรเลี้ยงกุ้ง สามารถทำให้เกษตรกรเกิดความเสียหาย ผลผลิตลดลงอย่างมีนัยสำคัญ ร้อยละ 90 ของจำนวนฟาร์มที่เลี้ยงกุ้งในประเทศไทยเป็นแบบพัฒนา (intensive) ส่วนที่เหลือร้อยละ 10 เป็นแบบธรรมชาติ (ADB/NACA, 1998, p 392) และในการเลี้ยงกุ้งแบบพัฒนา ร้อยละ 64.0 ของฟาร์มที่เลี้ยงกุ้งแบบพัฒนาจะประสบปัญหาโรคกุ้งซึ่งเฉลี่ย 1.4 ครั้งต่อปีในการเลี้ยงกุ้ง 1.9 ครั้งต่อปี โดยที่ร้อยละ 26 ของฟาร์มกุ้งที่เป็นโรคเกิดความเสียหายทั้งหมด และทำให้ฟาร์มกุ้งที่เป็นโรคร้อยละ 43 ได้รับผลกระทบทางด้านผลผลิตลดลง ร้อยละ 24 ได้รับผลกระทบทางด้านราคาลดลง ความเสียหายต่อฟาร์มเท่ากับ 10,336 ดอลลาร์ต่อปี หรือ 6,196 ดอลลาร์ต่อเฮกตาร์ต่อปี (ADB/NACA 1998, pp 419 and 422) และเนื่องจากประเทศไทยมีจำนวนฟาร์มแบบพัฒนาเท่ากับ 18,025 ฟาร์ม (ADB/NACA 1998, p 392) เพราะฉะนั้นประเทศจะประสบกับความเสียหายจากโรคกุ้งเท่ากับปีละ 107.31 ล้านดอลลาร์ โดยคิดโอกาสที่จะเกิดโรคร้อยละ 64 (ADB/NACA 1998, p 419) หรือ 4,185.18 ล้านบาทต่อปี โดยคิดอัตราแลกเปลี่ยน 39 บาทต่อดอลลาร์ (เฉพาะฟาร์มที่เลี้ยงกุ้งแบบพัฒนาเท่านั้น) ซึ่งจะเห็นได้ว่าเป็นต้นทุนที่สูงอย่างมีนัยสำคัญ ประกอบกับสาเหตุสำคัญของโรคกุ้งยังไม่กระจ่างชัด การแก้ปัญหาโรคกุ้งยังอยู่ในระดับต่ำมาก (ADB/NACA, 1998: p 419) เพราะฉะนั้นประเด็นวิจัยสำหรับนักวิทยาศาสตร์ประเด็นที่สองที่จะช่วยลดต้นทุนการผลิตกุ้งได้ก็คือทำอย่างไรจึงจะป้องกันโรคกุ้งแต่ละชนิด และถ้าเกิดโรคกุ้งแต่ละชนิดทำอย่างไรจึงจะรักษาให้ได้ผลอย่างมีประสิทธิภาพ และต้นทุนต่ำ ซึ่งขณะนี้ก็มีการทำวิจัยเรื่องดังกล่าวอยู่แล้ว แต่ควรสนับสนุนการวิจัยดังกล่าวให้มากขึ้น อย่างชนิดคาดหวังความสำเร็จ ปัจจัย ที่สามที่จะช่วยลดต้นทุนได้อย่างมีนัยสำคัญก็คือทำอย่างไรที่จะทำให้อัตราการแลกเนื้อ (feed conversion ratio, FCR) อยู่ในระดับต่ำ ซึ่งจะช่วยลดต้นทุนได้มากทั้งนี้เพราะ FCR ของประเทศไทยแม้ว่าจะต่ำกว่าค่าเฉลี่ยของประเทศคู่แข่งในเอเชีย แต่ก็ยังนับว่าสูงกว่าอินเดีย อินโดนีเซีย กัมพูชา และโดยเฉพาะอย่างยิ่งไต้หวัน (ซึ่งไม่ใช่คู่แข่งแล้ว) (ADB/NACA, 1998 ; p 410) ถ้า FCR ลดลงได้มากเท่าใดต้นทุนก็จะถูกลงมากเท่านั้น ถ้าทำได้ ดังนี้ ต้นทุนการผลิตกุ้งกุลาดำก็จะต่ำลง ความสามารถในการแข่งขันก็จะสูงขึ้น อนาคตของกุ้งกุลาดำของประเทศไทยก็ยังคงสดใสต่อไป (ภายใต้การรักษาสิ่งแวดล้อมที่เข้มงวด)

เอกสารอ้างอิง

ภาษาอังกฤษ

- ADB/NACA. *Aquaculture Sustainability and the Environment*. Report on a Regional Study and Workshop on Aquaculture Sustainability and the Environment. Bangkok, Thailand: Asian Development Bank and Network of Aquaculture Centres in Asia-Pacific. 1998.
- Charemza, W. and D. Deadman. *New Directions in Econometric Practice*. Cambridge, University Press, 1992.
- Dickey, D. and W. Fuller. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root" *Journal of the American Statistical Association*. (1979) 74 : 427 – 31.
- Dickey, D. and W. Fuller. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometrica* (1981) 49 : 1057 – 72.
- Enders, W., *Applied Econometric Time Series*. New York : John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Engle, R., and Clive W. Granger. "Cointegration and Error – Correction Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica* (1987) 55 : 391 – 407.
- FAO Fisheries Department. 1999. "Fisheries Information". *Fishstat Plus*, V. 2.30. Data and Statistic. Unit. (<http://www.fao.org/fi/statist/FISOFT/FISHPLUS.asp>).
- Ferdouse, F. "Japanese and other Asian Markets for Shrimp-an Overview" *Infofish International* Nov/Dec (1999) 6: 23 – 28.
- Gujarati, D. *Basic Econometrics*. 3rd ed. McGraw – Hill, Inc., 1995.
- International Monetary Fund. *International Statistical Statistics Yearbook*. 1992 – 99.
- Johnston, J. and J. Dinardo. *Econometric Methods* 4th ed. McGraw – Hill, Inc., 1997.
- Ling, Bit-Hong Ping Sun-Leung and Yung C. Shang. "Comparing Asian Shrimp Farming: the Domestic Resource Cost (DRC) Approach". *Paper presented at the Annual Conference of World Aquaculture'96*, January 29 – February 2, 1996 Bangkok, Thailand.
- National Marine Fisheries Service (NMFS) 1999. (<http://www.st.nmfs.gov/st1/index.html>).

ภาษาไทย

กรุงเทพมหานคร "พาณิชย์มะกันซึ่อุตฯ ไฮเทคปรับโฉมเศรษฐกิจ" หนังสือพิมพ์รายวัน วันพุธที่ 7 มิถุนายน 2543
หน้า 29.

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์ "พฤติกรรมการส่งผ่านราคากุ้งกุลาดำ ระหว่างตลาดค้าส่งโตเกียวกับ
ตลาดผู้ค้าปลีกในประเทศไทย" วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ 2543. ปีที่ 3 ฉบับที่ 3
(กันยายน - ธันวาคม 2542), 16 - 51.

บุญชัย กิจสัมพันธ์โรจน์ "หลักการใช้อาหารกุ้ง" เอกสารประกอบของควบคุมอาหารสัตว์ กรมปศุสัตว์.

ศุภัช ศุภชลาศัย และคณะ ทิศทางและกลยุทธ์ในการพัฒนาอุตสาหกรรมการเกษตรของไทย กรณีศึกษา
ผลิตภัณฑ์จากเนื้อ ศูนย์บริการวิชาการเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
2540.

ตารางที่ 1A การพยากรณ์การบริโภคกุ้งของตลาดสหรัฐอเมริกา และญี่ปุ่น

ปี	การบริโภคกุ้งของสหรัฐอเมริกา				การบริโภคกุ้งของญี่ปุ่น			
	ค่าจริง		ค่าพยากรณ์		ค่าจริง		ค่าพยากรณ์	
	การบริโภคต่อหัว (กิโลกรัม/หัว)	การบริโภครวม (ตัน)	การบริโภคต่อหัว (กิโลกรัม/หัว)	การบริโภครวม (ตัน)	การบริโภคต่อหัว (กิโลกรัม/หัว)	การบริโภครวม (กิโลกรัม)	การบริโภคต่อหัว (กิโลกรัม/หัว)	การบริโภครวม (กิโลกรัม)
1976	0.7481	163,111.00	0.8036	175,209.40	0.9588	108,127.00	0.9900	111,642.97
1977	0.7871	173,350.00	0.8348	183,847.85	0.9985	113,693.00	1.1336	129,075.52
1978	0.7310	162,707.00	0.9420	209,688.06	1.1477	131,874.00	1.2957	148,875.21
1979	0.7203	162,120.00	0.7046	158,572.75	1.2078	139,944.00	1.0914	126,465.82
1980	0.6765	154,089.00	0.7179	163,501.63	1.1658	136,179.00	1.3124	153,305.68
1981	0.7308	168,049.00	0.7961	183,046.66	1.3613	160,174.00	1.2768	150,232.94
1982	0.7928	184,055.00	0.7120	165,313.67	1.2481	147,870.00	1.1872	140,659.22
1983	0.8623	202,038.00	0.7764	181,910.14	1.2456	148,613.00	1.2237	145,995.70
1984	0.9169	216,724.00	0.8689	205,392.33	1.3734	164,913.00	1.2622	151,566.30
1985	0.9429	224,880.00	1.0139	241,809.36	1.4884	179,859.00	1.5075	182,166.98
1986	1.0853	261,203.00	0.9749	234,644.37	1.7175	208,663.00	1.6563	201,225.64
1987	1.1745	285,216.00	1.0482	254,549.01	1.9635	239,685.00	1.8988	231,785.50
1988	1.2586	308,423.00	1.1658	285,681.68	2.0446	250,628.00	1.9074	233,811.25
1989	1.2621	312,159.00	1.2049	298,025.60	2.0621	253,820.00	1.9239	236,814.01
1990	1.2839	320,860.00	1.2992	324,695.26	2.2161	273,638.00	2.0464	252,694.73
1991	1.2948	327,188.00	1.2576	317,789.12	2.2035	273,057.00	2.1505	266,485.21
1992	1.3715	350,286.00	1.3773	351,781.36	2.1125	262,626.00	2.2514	279,893.49
1993	1.3722	354,204.00	1.3554	349,847.91	2.3378	291,450.00	2.2868	285,101.13
1994	1.3568	353,644.00	1.2227	318,694.33	2.3337	291,621.00	2.3007	287,498.93
1995	1.2871	336,455.00	1.2701	331,991.18	2.2312	279,344.00	2.3621	295,737.31
1996	1.1905	314,301.00	1.3668	360,846.36	2.1807	274,244.00	2.3155	291,202.36
1997	1.3103	349,067.00	1.3587	361,953.33	1.9893	250,984.00	2.1426	270,332.40
1998			1.3770	370,256.55			2.1751	275,279.77
1999			1.3956	378,750.25			2.2081	280,317.68
2000			1.4144	387,438.79			2.2415	285,447.78
2001			1.4335	396,326.65			2.2755	290,671.78
2002			1.4528	405,418.40			2.3100	295,991.37

หมายเหตุ : การพยากรณ์ระหว่างปี 1998 – 2002 สมมติให้ตัวแปรแต่ละตัวมีอัตราการขยายตัว เท่ากับ ค่าเฉลี่ยอย่างง่ายของอัตราการขยายตัว
ระหว่างปี 1990 – 1997.

ตารางที่ 2A อัตราการขยายตัวของรายได้ประชาชาติ ประชากร ราคานำเข้าเฉลี่ย และดัชนีราคาผู้บริโภค ของสหรัฐอเมริกาและญี่ปุ่น

	รายได้ประชาชาติ		ประชากร		ราคานำเข้าเฉลี่ย		ดัชนีราคาผู้บริโภค	
	สหรัฐอเมริกา	ญี่ปุ่น	สหรัฐอเมริกา	ญี่ปุ่น	สหรัฐอเมริกา	ญี่ปุ่น	สหรัฐอเมริกา	ญี่ปุ่น
อัตราการขยายตัวเฉลี่ย	5.62%	5.71%	0.93%	0.31%	3.45%	3.46%	3.29%	1.48%

แหล่งที่มา : จากการคำนวณ.