Applied Economics Journal Vol. 19 No. 2 (December 2012): 37-49
Copyright © 2012 Center for Applied Economics Research
ISSN 0858-9291

Factors Affecting Households' Expenditure on Food Away from Home (in Thai)*

Pravilada Wigraiphat

Agribusiness Graduate Program, Faculty of Economics, Kasetsart University, Bangkok, 10900, Thailand,

E-mail: maprang_54@hotmail.com

Visit Limsombunchai**

Faculty of Economics, Kasetsart University, Bangkok, 10900, Thailand, E-mail: fecovil@ku.ac.th

Teerat Kittiveja

Marketing Moves Ltd., Bangkok, 10310, Thailand, E-mail: folk_40degree@hotmail.com

The paper examines factors affecting the households' expenditure on food away from home in Bangkok area. In this paper, the expenditure is the proportion between the total household expenditure on food away from home and the total household income. The data are from the Household Socio-economic Survey Data in 2009 collected by the National Statistical Office. In total, the data set covers about 2,502 sample households in Bangkok and is analyzed by tobit model. The results show that the average household expenditure on food away from home to the total household income is 0.12. The age of household head, total household income, household size, tenure of residence, household head's marital status and occupation are the factors affecting the expenditure. Gender of household head, period of education of household head, type of residence, household debt and household head's hours of participation in the workforce have no influence on the expenditure. The results indicate that the food business in Bangkok area still has a good opportunity for growth because households' expenditure on food away from home is increasing.

Keywords: tobit model, expenditure on food away from home

JEL Classification: C24, D12, E21

---

* This research was partially funded by the Department of Agricultural and Resource Economics, Faculty of Economics, Kasetsart University.

** Corresponding author: Assist. Prof. Visit Limsombunchai, Ph.D., Department of Agricultural and Resource Economics, Faculty of Economics, Kasetsart University, Chatuchak, Bangkok, 10900, Thailand. Tel: +66 2 9428649, Fax: +66 2 9428047, E-mail: fecovil@ku.ac.th

วารสารเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ ปีที่ 19 ฉบับที่ 2 (ธันวาคม 2555): 37-49
ลงวนลิขสิทธิ์ © 2555 ศูนย์วิจัยเศรษฐศาสตร์ประยุกต์
ISSN 0858-9291

ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อค่าใช้จ่ายบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน*

ประวิลดา วิกรัยพัฒน์

สาขาธุรกิจการเกษตร คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ กรุงเทพฯ 10900 อีเมล์: maprang_54@hotmail.com

วิศิษฐ์ ลิ้มสมบุญชัย**

ภาควิชาเศรษฐศาสตร์เกษตรและทรัพยากร คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ กรุงเทพฯ 10900

อีเมล์: fecovil@ku.ac.th

ธีร์รัฐ กิตติเวช

บริษัท มาร์เก็ตติ้ง มูฟ จำกัด กรุงเทพฯ 10310 อีเมล์: folk_40degree@hotmail.com

บทคัดย่อ

บทความนี้วิเคราะห์ถึงปัจจัยที่มีผลต่อค่าใช้จ่ายการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนในกรุงเทพมหานคร โดยพิจารณาจากสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือน การวิเคราะห์อาศัยแบบจำลองโทบิท ข้อมูลทุติยภูมิที่ใช้มาจากการสำรวจสภาวะเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือน ปี พ.ศ. 2552 ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ จำนวนตัวอย่าง 2,502 ครัวเรือน ผลการศึกษาพบว่า สัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0.12 ทั้งนี้ปัจจัยทางด้านสังคมประชากรและด้านเศรษฐกิจที่มีผลกระทบต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายดังกล่าว ได้แก่ อายุของหัวหน้าครัวเรือน จำนวนสมาชิกในครัวเรือน รายได้รวมของครัวเรือน การครอบครองที่อยู่อาศัย สถานภาพสมรสของหัวหน้าครัวเรือน และอาชีพของหัวหน้าครัวเรือน ส่วนปัจจัยที่ไม่มีผลกระทบต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน ได้แก่ เพศของหัวหน้าครัวเรือน ระดับการศึกษาของหัวหน้าครัวเรือน ประเภทของที่อยู่อาศัย หนี้สินของครัวเรือน และจำนวนชั่วโมงการทำงานของหัวหน้าครัวเรือน ผลการศึกษาชี้ว่าธุรกิจทางด้านอาหารในเขตพื้นที่กรุงเทพฯ ยังคงมีโอกาสและศักยภาพที่ดีในอนาคต เนื่องจากการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนในเขตกรุงเทพฯ ยังคงมีแนวโน้มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง

คำสำคัญ: แบบจำลองโทบิท ค่าใช้จ่ายการบริโภคอาหารนอกบ้าน

บทนำ

ครัวเรือนที่มีระดับรายได้แตกต่างกันจะมีแบบแผนการบริโภคแตกต่างกัน กรุงเทพมหานครเป็นศูนย์กลางเศรษฐกิจสำคัญที่มีการเปลี่ยนแปลงทางด้านสภาพเศรษฐกิจและสังคม ตลอดจนพฤติกรรมการบริโภคอาหารของครัวเรือนอย่างชัดเจน ส่งผลต่อพฤติกรรมการใช้จ่ายและลักษณะ

การใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน Kasikorn Research Center (2007) ได้มีการคาดการณ์โดยคำนวณจากค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของคนไทยรวมกับค่าใช้จ่ายด้านอาหารและเครื่องดื่มของนักท่องเที่ยวชาวต่างประเทศ พบว่า มูลค่าธุรกิจร้านอาหารในประเทศไทยในปี พ.ศ. 2551 สูงถึง 100,000 ล้านบาท และมีอัตราการขยายตัวร้อยละ 5.0 ค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของคนไทยเฉลี่ยต่อเดือนประมาณ 927 บาทต่อครัวเรือน และค่าเฉลี่ยต่อเดือนแตกต่างกันในแต่ละภาค สำหรับในเขตกรุงเทพฯ และปริมณฑลเฉลี่ยอยู่ที่ 2,158 บาทต่อเดือน สูงกว่าค่าเฉลี่ยของทั้งประเทศถึง 2.3 เท่า

จากการศึกษาของ National Statistical office (2009) พบว่า ค่าใช้จ่ายบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนซึ่งคิดจากค่าอาหารและเครื่องดื่มที่ไม่มีแอลกอฮอล์ที่บริโภคนอกสถานที่ไม่รวมถึงอาหารปรุงที่บ้าน หรืออาหารสำเร็จรูปที่ซื้อมาบริโภคที่บ้าน ในเขตกรุงเทพมหานคร และปริมณฑล 3 จังหวัด (นนทบุรี ปทุมธานี และสมุทรปราการ) มีแนวโน้มการใช้จ่ายบริโภคลักษณะนี้สูงขึ้นทุกปี ปี พ.ศ. 2543 เฉลี่ยครัวเรือนละ 712 บาทต่อเดือน โดยสูงกว่าค่าใช้จ่ายซื้อมาบริโภคที่บ้าน ซึ่งมีค่าเฉลี่ย 364 บาทต่อเดือน และปี 2550 ค่าใช้จ่ายบริโภคนอกบ้านเพิ่มขึ้นเป็น 3 เท่า คือ เฉลี่ย 2,177 บาทต่อเดือน ส่วนที่ซื้อมาบริโภคในบ้าน 1,446 บาทต่อเดือน ค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านมีแนวโน้มปรับตัวสูงเพิ่มขึ้น และมีค่าใช้จ่ายมากกว่าการซื้อมาบริโภคที่บ้านตลอดช่วงระยะเวลาที่ผ่านมา

บทความนี้นำเสนอข้อมูลเกี่ยวกับลักษณะการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนในเขตกรุงเทพมหานคร โดยพิจารณาจากสัดส่วนค่าใช้จ่ายบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือน การดูจากค่าสัดส่วนดังกล่าวจะสามารถสะท้อนให้เห็นถึงลักษณะความแตกต่างในการบริโภคได้ชัดเจนกว่าการดูจากค่าใช้จ่ายอย่างเดียว ทั้งนี้เพื่อลดปัญหาด้านขนาด (scaling effect) อาทิเช่น ครัวเรือนที่มีรายได้จำกัดอาจมีสัดส่วนการบริโภคอาหารนอกบ้านมากกว่าครัวเรือนที่มีรายได้มาก โดยจะได้นำข้อมูลสัดส่วนมาวิเคราะห์ถึงปัจจัยคุณลักษณะทางด้านสังคมประชากรที่อาจมีผลต่อค่าใช้จ่าย การวิเคราะห์ใช้แบบจำลองโทบิท (tobit model) ซึ่งเป็นแบบจำลองที่มีการกำหนดค่าตัวแปรตามแบบมีขอบเขตจำกัด จึงมีความเหมาะสมกับการวิเคราะห์ข้อมูลในรูปสัดส่วนค่าใช้จ่ายที่มีค่าระหว่าง 0-1 ผลการศึกษาครั้งนี้จะทำให้ทราบความสัมพันธ์ระหว่างรายได้และค่าใช้จ่าย ตลอดจนปัจจัยที่มีผลกระทบต่อค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน เพื่อเป็นแนวทางในการปรับกลยุทธ์ของธุรกิจอาหาร และเป็นแนวทางให้ภาครัฐในการวางนโยบายที่จะสนับสนุนการบริโภคของครัวเรือนในเขตกรุงเทพมหานครต่อไป

บทความนี้แบ่งออกเป็น 5 ตอน ตอนถัดไปอธิบายถึงแนวคิดและแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ จากนั้น กล่าวถึงข้อมูลและแหล่งที่มาของข้อมูล ผลของการศึกษาจะอธิบายถึงลักษณะ

ทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง และผลวิเคราะห์ทางด้านเศรษฐมิติที่ชี้ถึงปัจจัยที่มีผลกระทบต่อค่าใช้จ่ายบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน และตอนสุดท้ายเป็นสรุปและข้อเสนอแนะ

แนวคิดและแบบจำลอง

แนวคิดการพัฒนาแบบจำลองการบริโภคอาหารนอกบ้านมีพื้นฐานจากทฤษฎีการผลิตของครัวเรือน (theory of household production) ของ Becker (1965) จากทฤษฎีอุปสงค์ทำให้ทราบว่าปัจจัยทางด้านสังคมประชากร (เช่น อายุ เพศ การศึกษา) รายได้ และต้นทุนค่าเสียโอกาสทางด้านของเวลา ล้วนมีผลกระทบกับรูปแบบการใช้จ่ายของครัวเรือน (Stewart *et al*., 2004) โดยทั่วไปครัวเรือนจะตัดสินใจผลิตสินค้าโดยเลือกสิ่งที่ดีที่สุดภายใต้ข้อจำกัดด้านเวลา ทรัพยากร และเทคโนโลยี เพื่อให้เกิดอรรถประโยชน์สูงสุด จากแนวคิดของ Manrique and Jensen (1998) สมมติให้ฟังก์ชันอรรถประโยชน์สูงสุดของครัวเรือนเป็นดังนี้

$$U = U(Z_1, Z_2,\ldots,Z_j,\ldots,Z_n) \quad (1)$$

โดยที่ U คือ ฟังก์ชันอรรถประโยชน์ของครัวเรือน

Z_j คือ ปริมาณผลผลิตสินค้าอุปโภคบริโภคชนิดที่ j ของครัวเรือน

ทั้งนี้ฟังก์ชันอรรถประโยชน์ดังกล่าวอยู่ภายใต้เงื่อนไขและข้อจำกัดต่างๆ เช่น เวลา รายได้รวมของครัวเรือนทั้งที่เป็นและไม่เป็นตัวเงิน ค่าใช้จ่ายรวมของครัวเรือน และลักษณะโดยทั่วไปของครัวเรือน

จากสมการที่ (1) สามารถสร้างสมการฟังก์ชันค่าใช้จ่ายการบริโภคอาหารนอกบ้านได้ดังสมการที่ (2) (Lee and Tan, 2007)

$$FAFH_i = f_i(T, M, D) \quad ; i = 1, 2, \ldots,n \quad (2)$$

โดยที่ $FAFH_i$ คือ ค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน (food away from home) ของครัวเรือนที่ i

T คือ ชั่วโมงการทำงาน

M คือ รายได้ที่เป็นตัวเงิน และรายได้ที่ไม่เป็นตัวเงิน

D คือ ตัวแปรด้านสังคมประชากร (เช่น อายุ เพศ การศึกษา)

แบบจำลองโทบิทเหมาะที่จะใช้ในกรณีที่มีค่าตัวแปรตามเป็นแบบต่อเนื่อง แต่บางครั้งมีค่าในช่วงปลายที่ขาดหายไป ซึ่งอาจเป็นเพราะไม่สามารถวัดค่าหรือสังเกตเห็นได้ จึงพบว่าตัวแปรตามที่ค่าเท่ากับศูนย์มีเป็นจำนวนมาก หรือตัวแปรตามอาจจะมีค่าอยู่ในช่วงใดช่วงหนึ่งซึ่งมีค่าไม่เป็นลบ แบบจำลองในลักษณะนี้นำเสนอโดย James Tobin ใน ค.ศ. 1958 ใช้วิเคราะห์ค่าใช้จ่ายของครัวเรือนในการซื้อสินค้าคงทน โดยพิจารณาจากค่าใช้จ่ายที่มีค่าเป็นบวก จึงเรียกว่าเป็นแบบจำลองถูก

เซนเซอร์ หรือ censored regression model ต่อมาใน ค.ศ. 1964 Goldberger เรียกแบบจำลองนี้ว่า แบบจำลองโทบิท มาจากคำว่า Tobin's probit model เพราะมีลักษณะใกล้เคียงกับแบบจำลองโพรบิท (probit model) (Wiboonpongse, 2006) แบบจำลองโทบิทนี้สามารถเขียนในรูปทั่วไปได้ดังสมการที่ (3) ดังนี้ (Greene, 2003)

$$y_i^* = X_i'\beta + u_i \tag{3}$$

โดยที่ $y = y^*$ ถ้า $y^* > 0$

$y = 0$ ถ้า $y^* \le 0$

การประมาณค่าแบบจำลองโทบิทจะใช้วิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood estimator, MLE) เพื่อหาค่าสัมประสิทธิ์ของ β และ σ^2 โดยมีขั้นตอนดังนี้

เมื่อ $y_i = 0$; $u_i \le -x_i'\beta$ ค่าความน่าจะเป็น (P) ที่ $y_i = 0$ สำหรับค่า x_i ที่สังเกตได้ซึ่งมีรูปแบบดังสมการที่ (4) (Greene, 2003)

$$P(y_i = 0) = P(y^* \le 0) = P(u_i \le -x_i'\beta) \tag{4}$$
$$= P\left(\frac{u_i}{\sigma} \le -\frac{x_i'\beta}{\sigma}\right) = \Phi\left(-\frac{x_i'\beta}{\sigma}\right)$$
$$= 1 - \Phi\left(\frac{x_i'\beta}{\sigma}\right)$$

โดยที่ $\Phi(\bullet)$ คือ ฟังก์ชันการแจกแจงสะสมปกติมาตรฐาน (standard normal cumulative distribution function, CDF) และเมื่อ $y_i > 0;\ u_i > -x_i'\beta$ เป็นการแจกแจงแบบปกติปลายตัด (truncated normal) มีค่าคาดหมาย (E) เป็นบวก ซึ่งมีรูปแบบดังสมการที่ (5)

$$E(y_i \mid y_i > 0) = x_i'\beta + E(u_i \mid u_i > -x_i'\beta) \tag{5}$$
$$= x_i'\beta + \sigma\frac{\varphi(x_i'\beta / \sigma)}{\Phi(x_i'\beta / \sigma)}$$

โดยที่ $\varphi(\bullet)$ คือ ฟังก์ชันความน่าจะเป็นสะสมปกติมาตรฐาน (standard normal probability density function, PDF) โดยสร้างสมการ log-likelihood function (L) ซึ่งเท่ากับความน่าจะเป็นบนจุดที่ $y_i = 0$ หรือความหนาแน่นอย่างมีเงื่อนไข (conditional density) ของ y_i (เมื่อ y_i มีค่าเป็นบวก) คูณด้วยความน่าจะเป็นของ $y_i > 0$ ซึ่งมีรูปแบบดังสมการที่ (6) (Greene, 2003)

$$lnL(\beta, \sigma^2) = \sum_{i \in I_0} lnP(y_i = 0) + \sum_{i \in I_1} \left\{ lnf(y_i \mid y_i > 0) + lnP(y_i > 0) \right\} \tag{6}$$
$$= \sum_{i \in I_0} lnP(y_i = 0) + \sum_{i \in I_1} lnf(y_i)$$

$I_0 = (i = 1,\ldots,n\ ; y_i = 0)$ และ $I_1 = (i = 1,\ldots, n\ ; y_i > 0)$ และเมื่อ $f(y_i)$ ที่มีการแจกแจงแบบปกติ ดังสมการที่ (7)

$$lnL(\beta, \sigma^2) = \sum_{i \in I_1} -\frac{1}{2}\left\{ln(2\pi) + ln\sigma^2 + (y_i^* - X_i'\beta)^2 / \sigma^2\right\} + \sum_{i \in I_0} ln\left\{1-\Phi\ (X_i'\beta/\sigma)\right\} \quad (7)$$

เมื่อทำการดีฟเฟอร์เรนทิเอตสมการที่ (7) โดยให้ค่าสัมประสิทธิ์ (β, σ^2) เปลี่ยนแปลงไป และกำหนดให้แต่ละสมการมีค่าเท่ากับ 0 ก็จะทราบค่าสัมประสิทธิ์ β และ σ^2 ซึ่งมีรูปแบบดังสมการที่ (8) และ (9)

$$\partial lnL / \partial\beta = 0 \quad (8)$$

$$\partial lnL / \partial\sigma^2 = 0 \quad (9)$$

แบบจำลองโทบิทสามารถเขียนรูปทั่วไปได้ดังสมการที่ (10)

$$y_i^* = x_i'\beta + u_i\ ;\ u_i \sim N(o, \sigma^2) \quad (10)$$

โดยที่ y_i^* คือ สัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือน

x_i คือ ตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่าย y_i^*

u_i คือ ตัวแปรสุ่มต่อเนื่องซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และมีความแปรปรวนเท่ากับ σ^2

ทั้งนี้ ค่าประมาณการ β ที่ได้จากสมการที่ (10) จะแสดงให้เห็นถึงผลกระทบของตัวแปรอิสระ (x_i) ที่มีต่อตัวแปรแฝง (y_i^*) สำหรับการวัดผลกระทบส่วนเพิ่ม (marginal effect) ของตัวแปรอิสระแต่ละตัวที่มีต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน จะสามารถคำนวณหาได้จากสมการที่ (11) (Greene, 2003)

$$\frac{\partial E(y_i / x_i)}{\partial x_i} = \beta \times Prob(0 < y_i^* < 1) \quad (11)$$

ในที่นี้กำหนดให้สัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านขึ้นกับ 1) ปัจจัยทางด้านสังคมประชากร และ 2) ปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจ โดยวิเคราะห์แยกทีละปัจจัยก่อน (แบบจำลองที่ 1 และ 2) จากนั้นวิเคราะห์ทั้ง 2 ปัจจัยนี้ร่วมกัน (แบบจำลองที่ 3) ทั้งนี้เพื่อศึกษาถึงผลของแต่ละปัจจัยที่มีต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน และดูถึงความเที่ยงและความแข็งแกร่ง (robustness) ของตัวแปรแต่ละตัวในแต่ละปัจจัย การกำหนดตัวแปรที่ใช้ในสมการแบบจำลองโทบิทแสดงในสมการที่ (12)

$$\begin{aligned} y_i^* = {} & \beta_0 + \beta_1(Gender) + \beta_2(Age) + \beta_3(Member) + \beta_4(Education) + \beta_5(Marital\ status) \\ & + \beta_6(Occupation1) + \beta_7(Occupation2) + \beta_8(Occupation3) + \beta_9(Residence) \\ & + \beta_{10}(Owner) + \beta_{11}(Income) + \beta_{12}(Debt) + \beta_{13}(Work\ hour) + u_i \end{aligned} \quad (12)$$

โดยที่ y_i^* คือ ตัวแปรดัชนีหรือตัวแปรแฝง ในที่นี้คือสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือน

$y_i = 0$ ถ้า $y_i^* \leq 0$ กรณีที่ไม่มีค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน

$y_i = y_i^*$ ถ้า $y_i^* > 0$ กรณีที่มีค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน

β_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง

u_i คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

ปัจจัยทางด้านสังคมประชากรที่คาดว่าจะมีผลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านมีดังนี้ *เพศของหัวหน้าครัวเรือน* (Gender) ค่าเป็น 1 สำหรับเพศชาย และเป็น 0 สำหรับเพศหญิง) ทั้งนี้คาดว่าตัวแปรเรื่องเพศน่าจะส่งผลในทางบวกต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน หรือทำให้สัดส่วนค่าใช้จ่ายการบริโภคอาหารนอกบ้านเพิ่มขึ้น เนื่องจากหัวหน้าครัวเรือนมักจะเป็นเพศชายและนิยมการสังสรรค์นอกบ้าน *อายุของหัวหน้าครัวเรือน* (Age: ปี) คาดว่าอายุที่เพิ่มขึ้นน่าจะส่งผลไปในทางลบ เนื่องจากผู้ที่อายุน้อยกว่าจะนิยมบริโภคอาหารนอกบ้านมากกว่า *จำนวนสมาชิกของครัวเรือน* (Member: คน) คาดว่าจำนวนสมาชิกของครัวเรือนที่เพิ่มขึ้นน่าจะส่งผลไปในทางลบ เนื่องจากการมีสมาชิกที่เพิ่มขึ้น การทำอาหารรับประทานเองที่บ้านจะทำให้ครัวเรือนสามารถประหยัดค่าใช้จ่ายได้ *การศึกษาของหัวหน้าครัวเรือน* (Education: ปี) คาดว่าจะมีผลในทางลบ เนื่องจากเมื่อมีการศึกษาที่สูงขึ้นจะมีความรู้ด้านสุขภาพมากขึ้น ทำให้มีข้อจำกัดในการบริโภคอาหารนอกบ้าน *สถานภาพสมรสของหัวหน้าครัวเรือน* (Marital status) ค่าเป็น 1 ในกรณีที่เป็นโสด หย่าร้าง หรือแยกกันอยู่ และเป็น 0 ในกรณีอื่นๆ โดยคาดว่าสถานภาพ โสด หย่าร้าง แยกกันอยู่ น่าจะมีผลในทางบวก เนื่องจากน่าจะสะดวกและมีความประหยัดกว่าการหุงหาทานเองในครอบครัว *อาชีพของหัวหน้าครัวเรือน* โดยกำหนดให้ตัวแปร Occupation1 เป็น 1 ถ้าประกอบอาชีพทำธุรกิจส่วนตัว Occupation2 เป็น 1 ถ้าเป็นข้าราชการหรือพนักงานรัฐวิสาหกิจ Occupation3 เป็น 1 ถ้าเป็นพนักงานบริษัทเอกชน Occupation4 เป็น 1 ถ้าประกอบอาชีพอื่นๆ เช่น แม่บ้าน และ Occupation1-4 จะเป็น 0 ถ้าหัวหน้าครัวเรือนมีอาชีพอื่นๆ นอกเหนือจากที่ได้ระบุไว้ ทั้งนี้ Occupation4 ถูกตัดออกจากแบบจำลองเพื่อป้องกันปัญหา singular matrix ทั้งนี้คาดว่าอาชีพอาจมีผลได้ทั้งในทางบวกหรือลบต่อสัดส่วนค่าใช้จ่าย เนื่องจากการดำเนินชีวิตของกรุงเทพมหานครส่วนใหญ่จะเร่งรีบ ดังนั้นในแต่ละอาชีพจึงอาจจะส่งผลให้มีการบริโภคอาหารนอกบ้านเพิ่มขึ้นหรือลดลงซึ่งไม่สามารถคาดเดาได้

สำหรับปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจที่คาดว่าจะมีผลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน ได้แก่ *ประเภทของที่อยู่อาศัย* (Residence) ค่าเป็น 1 กรณีที่อยู่อาศัยเป็นบ้านเดี่ยว ทาวเฮ้าส์ หรือบ้านแฝด และเป็น 0 กรณีอยู่ห้องชุดหรืออพาร์ทเม้นท์ โดยคาดว่าน่าจะมีผลในทางลบต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้าน เนื่องจากประเภทที่อยู่อาศัยที่เป็นลักษณะบ้านเดี่ยว ทาวเฮ้าส์ หรือบ้านแฝด จะมีการอยู่ร่วมกันแบบครอบครัวจึงน่าจะนิยมทำอาหารรับประทานเองที่

บ้าน *การครอบครองที่อยู่อาศัย* (Owner) ค่าเป็น 1 กรณีเป็นเจ้าของที่อยู่อาศัย และเป็น 0 ในกรณีเช่า คาดว่าน่าจะมีผลในทางบวก เนื่องจากความเป็นเจ้าของที่อยู่อาศัยน่าจะส่งผลทำให้มีการบริโภคอาหารนอกบ้านเพิ่มขึ้นได้ *รายได้รวมของครัวเรือน* (Income: 10,000 บาทต่อเดือน) คาดว่าน่าจะมีผลในทางบวก เนื่องจากครัวเรือนที่มีรายได้สูงน่าจะมีโอกาสในการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคนอกบ้านได้มากกว่าครัวเรือนที่มีรายได้น้อยกว่า *หนี้สินของครัวเรือน* (Debt: 10,000 บาท) คาดว่าน่าจะมีผลในทางลบ เนื่องจากการมีหนี้สินที่เพิ่มขึ้นน่าจะทำให้ครัวเรือนต้องประหยัดและจำเป็นต้องลดการบริโภคอาหารนอกบ้านลง *จำนวนชั่วโมงการทำงานของหัวหน้าครัวเรือน* (Work hour: ชั่วโมงต่อวัน) คาดว่าน่าจะมีผลในทางบวก เนื่องจากเวลาในการทำงานเพิ่มจะทำให้ไม่มีเวลาในการทำอาหารรับประทานเองที่บ้าน

ข้อมูล

การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลจากการสำรวจภาวะเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนปี พ.ศ. 2552 ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ โดยนำข้อมูลครัวเรือนตัวอย่างของทั้งประเทศ 43,844 ครัวเรือน มาคัดเลือกเพื่อให้เหลือแต่เฉพาะข้อมูลของครัวเรือนตัวอย่างที่อาศัยอยู่ในเขตกรุงเทพมหานคร ซึ่งมีตัวอย่างทั้งสิ้น 2,721 ครัวเรือน และพิจารณาสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้ของครัวเรือน ซึ่งจะมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 ค่าสัดส่วนดังกล่าวจะมีค่าต่ำสุดเป็น 0 นั่นคือครัวเรือนไม่มีการบริโภคอาหารนอกบ้านเลย และจะมีค่าสูงสุดแค่ 1 หากครัวเรือนมีการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านทั้งหมดโดยที่ไม่มีการบริโภคอาหารภายในบ้านเลย กรณีที่ข้อมูลจากครัวเรือนตัวอย่างไม่สมบูรณ์ กล่าวคือ ไม่มีข้อมูลด้านรายได้ หรือมีค่าใช้จ่ายในการบริโภคนอกบ้านสูงกว่ารายได้รวมของครัวเรือน จะตัดออกจากกลุ่มตัวอย่างที่จะใช้วิเคราะห์ จำนวนตัวอย่างที่ใช้ในการวิเคราะห์จึงมีทั้งสิ้น 2,502 ครัวเรือน

ผลการศึกษา

ลักษณะทั่วไปของครัวเรือนที่เป็นกลุ่มตัวอย่าง พบว่า หัวหน้าครัวเรือนมีอายุโดยเฉลี่ยเท่ากับ 46.80 ปี จำนวนสมาชิกในครัวเรือนเฉลี่ยเท่ากับ 3.31 คนต่อครัวเรือน ระดับการศึกษาของหัวหน้าครัวเรือนเฉลี่ยเท่ากับ 9.75 ปี หนี้สินเฉลี่ยต่อครัวเรือนเท่ากับ 227,085 บาท จำนวนชั่วโมงการทำงานของหัวหน้าครัวเรือนเฉลี่ยเท่ากับ 8.62 ชั่วโมงต่อวัน และรายได้รวมของครัวเรือนเฉลี่ยเท่ากับ 37,676.00 บาทต่อเดือน โดยที่ค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านเฉลี่ยเท่ากับ 3,074.02 บาทต่อเดือน และสัดส่วนค่าใช้จ่ายการบริโภคนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือนเฉลี่ยเท่ากับ 0.12 กล่าวคือ ถ้าครัวเรือนมีรายได้เฉลี่ยต่อเดือนเท่ากับ 10,000 บาท ครัวเรือนก็จะมีค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านเฉลี่ยเท่ากับ 1,200 บาทต่อเดือน (ตารางที่ 1)

ตารางที่ 1 ลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างในเขตกรุงเทพมหานครที่บริโภคและไม่บริโภคอาหารนอกบ้าน

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย		
	ไม่บริโภคอาหารนอกบ้าน (n=258)	บริโภคอาหารนอกบ้าน (n=2,244)	รวม (n=2,502)
อายุของหัวหน้าครัวเรือน (ปี)	45.57	46.94	46.80
จำนวนสมาชิกในครัวเรือน (คน)	2.40	3.42	3.31
ระดับการศึกษาของหัวหน้าครัวเรือน (ปี)	8.30	9.91	9.75
รายได้ของครัวเรือน (บาทต่อเดือน)	21,792.05	39,501.82	37,676.00
หนี้สินของครัวเรือน (บาทต่อครัวเรือน)	136,048.61	237,522.00	227,085.00
ชั่วโมงการทำงานของหัวหน้าครัวเรือน (ชั่วโมงต่อวัน)	9.04	8.57	8.62
ค่าใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนต่อเดือน	-	3,427.45	3,074.02
สัดส่วนค่าใช้จ่ายการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือน	-	0.14	0.12

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อเปรียบเทียบข้อมูลกลุ่มครัวเรือนตัวอย่างที่บริโภคและไม่มีการบริโภคอาหารนอกบ้าน พบว่า กลุ่มที่มีการบริโภคอาหารนอกบ้านมีตัวแปรอายุของหัวหน้าครัวเรือน จำนวนสมาชิกในครัวเรือน ระดับการศึกษาของหัวหน้าครัวเรือน รายได้และหนี้สินของครัวเรือน ที่ค่าเฉลี่ยสูงกว่ากลุ่มตัวอย่างที่ไม่มีการบริโภคอาหารนอกบ้าน ยกเว้นเรื่องจำนวนชั่วโมงการทำงานของหัวหน้าครัวเรือน ซึ่งกลุ่มที่บริโภคอาหารนอกบ้านมีค่าเฉลี่ยจำนวนชั่วโมงการทำงานต่ำกว่า แต่ไม่มากนัก นอกจากนี้ยังพบว่า มีครัวเรือนตัวอย่างประมาณร้อยละ 10 ที่ไม่มีการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้าน ส่วนกลุ่มที่มีการบริโภคอาหารนอกบ้านจะมีค่าใช้จ่ายบริโภคอาหารนอกบ้านเฉลี่ย 3,427.45 บาทต่อเดือน และมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือนเฉลี่ย 0.14

ผลของการวิเคราะห์ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient) ระหว่างตัวแปรต่างๆ แสดงในตารางที่ 2 พบว่า สัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือน (Y_i^*) มีความสัมพันธ์ในทางตรงกันข้ามกับอายุ (Age) ระดับการศึกษา (Education) รายได้รวมของครัวเรือน (Income) และชั่วโมงการทำงาน (Work hour) ขณะที่มีความสัมพันธ์เชิงบวกกับจำนวนสมาชิกในครัวเรือน (Member) ทั้งนี้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่างๆ ถือได้ว่ามีค่าไม่สูงมากนัก และไม่น่าก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์เส้นตรงเชิงซ้อน (multicollinearity) สำหรับผลการประมาณค่าแบบจำลองโทบิทแสดงดังตารางที่ 3

ตารางที่ 2 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

	Y_i^*	Age	Member	Education	Income	Debt	Work hour
Y_i^*	1.0000						
Age	-0.0643	1.0000					
Member	0.0034	0.3268	1.0000				
Education	-0.0462	-0.1638	-0.0560	1.0000			
Income	-0.1910	0.1273	0.2690	0.2074	1.0000		
Debt	-0.0567	0.0410	0.0928	0.1090	0.2250	1.0000	
Work hour	-0.0056	-0.0150	-0.0412	-0.1557	-0.0571	-0.0006	1.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 3 ค่าประมาณการของแบบจำลองโทบิท

ตัวแปร	แบบจำลองที่ 1	แบบจำลองที่ 2	แบบจำลองที่ 3	Marginal effect[1/]
ค่าคงที่ (C)	0.1471**	0.1538**	0.1685**	0.1382
ปัจจัยทางด้านสังคมประชากร				
เพศ (Gender)	0.0011		0.0029	0.0024
อายุ (Age)	-0.0010**		-0.0011**	-0.0009
จำนวนสมาชิกในครัวเรือน (Member)	0.0053**		0.0087**	0.0071
ระดับการศึกษา (Education)	-0.0014**		-0.0003	-0.0003
สถานภาพสมรส (Marital status)	0.0160**		0.0156**	0.0128
อาชีพธุรกิจส่วนตัว (Occupation1)	-0.0281**		-0.0349**	-0.0286
อาชีพข้าราชการและรัฐวิสาหกิจ (Occupation2)	-0.0117		-0.0194*	-0.0159
อาชีพพนักงานเอกชน (Occupation3)	-0.0125*		-0.0208**	-0.0170
ปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจ				
ประเภทที่อยู่อาศัย (Residence)		-0.0027	-0.0010	-0.0008
การครอบครองที่อยู่อาศัย (Owner)		0.0113*	0.0108*	0.0088
รายได้รวมของครัวเรือน (Income)		-0.0032**	-0.0035**	-0.0029
หนี้สินของครัวเรือน (Debt)		-0.0000	-0.0000	-0.0000
ชั่วโมงการทำงาน (Work hour)		-0.0013	-0.0006	-0.0005
จำนวนตัวอย่าง (n)	2,244	2,224	2,224	
Sigma	0.1271	0.1290	0.1261	
Log likelihood	1,145.835	1,173.726	1,194.802	

หมายเหตุ: [1/] คำนวณจากแบบจำลองที่ 3 สำหรับเครื่องหมาย * และ ** คือ ระดับนัยสำคัญที่ 0.10 และ 0.05 ตามลำดับ

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 3 จะเห็นได้ว่า ตามแบบจำลองที่ 1 ปัจจัยทางด้านสังคมประชากรที่มีผลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน ประกอบด้วย อายุของหัวหน้าครัวเรือน (Age) จำนวนสมาชิกในครัวเรือน (Member) ระดับการศึกษาของหัวหน้าครัวเรือน (Education) สถานภาพสมรสของหัวหน้าครัวเรือน (Marital status) และอาชีพของหัวหน้าครัวเรือน (Occupation) สำหรับแบบจำลองที่ 2 เมื่อพิจารณาเฉพาะปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจ พบว่า ปัจจัยที่มีผลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน คือ รายได้รวมของครัวเรือน (Income) และการครอบครองที่อยู่อาศัย (Owner) โดยที่ประเภทของที่อยู่อาศัย (Residence) หนี้สินของครัวเรือน (Debt) และจำนวนชั่วโมงการทำงานของหัวหน้าครัวเรือน (Work hour) ไม่ได้มีผลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.1 และ 0.05

อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาถึงผลของปัจจัยทางด้านสังคมประชากรร่วมกับผลของปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจ ในแบบจำลองที่ 3 พบว่า ปัจจัยเรื่องระดับการศึกษาของหัวหน้าครัวเรือน (Education) กลับมีผลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนอย่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ สะท้อนให้เห็นถึงความสามารถในการอธิบายของตัวแปร (robustness) ขณะที่ตัวแปรอาชีพข้าราชการและรัฐวิสาหกิจ (Occupation2) กลับมามีผลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติต่อสัดส่วนค่าใช้จ่าย

ทั้งนี้ผลการประมาณค่าในแบบจำลองที่ 3 และค่าผลกระทบส่วนเพิ่ม แสดงให้เห็นว่าโดยเฉลี่ยครัวเรือนในเขตกรุงเทพมหานครมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือน เท่ากับ 0.1382 กล่าวคือ ร้อยละ 13.82 ของรายได้รวมของครัวเรือนถูกจัดสรรไปเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้าน นอกจากนี้ยังพบว่า อายุของหัวหน้าครัวเรือน (Age) และรายได้รวมของครัวเรือน (Income) มีผลในทางลบต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงให้เห็นว่า อายุของหัวหน้าครัวเรือนที่เพิ่มขึ้น 1 ปี จะมีผลทำให้ครัวเรือนมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านลดลง 0.0009 หรือลดลงร้อยละ 0.09 เมื่อสมมติให้ปัจจัยอื่นๆ คงที่ สอดคล้องกับสมมติฐานที่ตั้งไว้ ขณะที่เมื่อรายได้รวมของครัวเรือนเพิ่มขึ้น 10,000 บาท สัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนจะลดลง 0.0029 หรือลดลงร้อยละ 0.29 สมมติให้ปัจจัยอื่นๆ คงที่ ซึ่งขัดแย้งกับสมมติฐาน

สำหรับปัจจัยที่มีผลในเชิงบวกต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ประกอบด้วย จำนวนสมาชิกในครัวเรือน (Member) สถานภาพสมรสของหัวหน้าครัวเรือน (Marital status) และการครอบครองที่อยู่อาศัย (Owner) แสดงให้เห็นว่าถ้าครัวเรือนมีจำนวนสมาชิกในครัวเรือนเพิ่มขึ้น 1 คน สัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนจะเพิ่มสูงขึ้น 0.0071 หรือเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.71 ซึ่งไม่สอดคล้องกับสมมติฐานที่ได้ตั้งไว้ ถ้าหัวหน้าครัวเรือนมีสถานภาพโสด หย่าร้าง หรือแยกกันอยู่ สัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหาร

นอกบ้านของครัวเรือนจะสูงกว่าครัวเรือนที่หัวหน้าครัวเรือนมีสถานภาพสมรสหรือที่อยู่กันเป็นครอบครัว เท่ากับ 0.0128 หรือสูงกว่าคิดเป็นร้อยละ 1.28 และพบว่าครัวเรือนที่ครอบครองที่อยู่อาศัยจะมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านสูงกว่าครัวเรือนที่ต้องเช่าที่อยู่อาศัย 0.0088 หรือสูงกว่าร้อยละ 0.88 โดยสมมติให้ปัจจัยอื่นๆ คงที่

ปัจจัยด้านอาชีพ (Occupation) เป็นอีกปัจจัยหนึ่งที่มีผลต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน ผลของการศึกษาชี้ว่า หัวหน้าครัวเรือนที่ประกอบอาชีพธุรกิจส่วนตัว (Occupation1) จะมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่ำกว่ากลุ่มอาชีพอื่นๆ เท่ากับ 0.0286 หรือร้อยละ 2.86 ขณะที่หัวหน้าครัวเรือนที่มีอาชีพพนักงานบริษัทเอกชน (Occupation3) และที่มีอาชีพข้าราชการหรือพนักงานรัฐวิสาหกิจ (Occupation2) จะมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านต่ำกว่ากลุ่มอาชีพอื่นๆ เท่ากับ 0.0170 และ 0.0159 (หรือร้อยละ 1.70 และ 1.59) ตามลำดับ

สรุปและข้อเสนอแนะ

จากข้อมูลครัวเรือนในเขตกรุงเทพมหานครที่เป็นกลุ่มตัวอย่างศึกษาในครั้งนี้ พบว่า ร้อยละ 10 ไม่มีการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้าน ส่วนกลุ่มที่มีการบริโภคอาหารนอกบ้านพบว่า สัดส่วนค่าใช้จ่ายการบริโภคอาหารนอกบ้านต่อรายได้รวมของครัวเรือนจะมีค่าเฉลี่ยอยู่ที่ 0.14 โดยจากการวิเคราะห์ด้วยแบบจำลองโทบิท พบว่า จำนวนสมาชิกในครัวเรือน สถานภาพหัวหน้าครัวเรือนที่เป็นโสด/หย่าร้าง/แยกกันอยู่ และการครอบครองที่อยู่อาศัย มีผลกระทบในทางบวกต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือน หรือกล่าวได้ว่าครัวเรือนที่มีลักษณะดังกล่าวจะเสริมให้มีสัดส่วนค่าใช้จ่ายบริโภคนอกบ้านสูงตามไปด้วย ในทางตรงข้าม ปัจจัยด้านอายุของหัวหน้าครัวเรือน และรายได้รวมของครัวเรือนนั้น กลับมีผลกระทบไปในทางลบต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายดังกล่าว ส่วนปัจจัยทางด้านเพศ ระดับการศึกษา และจำนวนชั่วโมงการทำงานของหัวหน้าครัวเรือน รวมทั้งประเภทของที่อยู่อาศัย และหนี้สินของครัวเรือน ไม่มีผลกระทบต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายดังกล่าว

ผลการศึกษาข้างต้นสะท้อนว่า หัวหน้าครัวเรือนที่อายุเพิ่มขึ้นจะใส่ใจรายละเอียดการบริโภคมากขึ้น โดยหันมาเน้นการทำอาหารรับประทานอาหารเองภายในครัวเรือนมากกว่ากลุ่มอายุน้อย ขณะที่รายได้ครัวเรือนที่เพิ่มขึ้นน่าจะส่งผลให้มีการใช้จ่ายในการบริโภคอาหารนอกบ้านเพิ่มขึ้น หากแต่เมื่อพิจารณาในรูปสัดส่วนค่าใช้จ่ายต่อรายได้แล้วกลับมีสัดส่วนลดลง เพราะเมื่อครัวเรือนมีรายได้เพิ่มขึ้นถึงระดับหนึ่งมักจะใช้จ่ายไปในหมวดที่ไม่ใช่อาหารมากขึ้นด้วย เมื่อเทียบกับครัวเรือนรายได้น้อยซึ่งจะใช้รายได้ส่วนใหญ่ไปเพื่อการบริโภคอาหารก่อน นอกจากนี้การอยู่อาศัยในลักษณะตัวคนเดียว หรือกรณีมีจำนวนสมาชิกในครัวเรือนไม่มากนัก การบริโภคอาหารนอกบ้านจะสะดวกกว่าและมีต้นทุนถูกกว่าการปรุงอาหารรับประทานเองภายในบ้าน

จากผลการศึกษานำสู่ข้อสรุปได้ว่า ธุรกิจร้านอาหารน่าจะยังคงเป็นธุรกิจที่มีโอกาสและมีศักยภาพที่ดีในเขตพื้นที่กรุงเทพมหานคร เนื่องจากแนวโน้มการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนในเขตกรุงเทพมหานครยังคงมีแนวโน้มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง ประกอบกับในปัจจุบันนี้ครัวเรือนโดยส่วนใหญ่มีลักษณะเป็นครัวเรือนเดี่ยวเพิ่มมากขึ้น ไม่ว่าจะกรณีโสด หย่าร้าง หรือแยกกันอยู่ก็ตาม ส่งผลทำให้ครัวเรือนมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายบริโภคอาหารนอกบ้านมากขึ้น นอกจากนี้นโยบายการปรับเพิ่มค่าจ้างแรงงานของรัฐบาล จะมีผลให้รายได้รวมของครัวเรือนเพิ่มสูงขึ้น ซึ่งคาดว่าจะทำให้ครัวเรือนมีเม็ดเงินใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านเพิ่มมากขึ้น แต่คิดเป็นสัดส่วนต่อรายได้แล้วน่าจะมีสัดส่วนค่าใช้จ่ายดังกล่าวลดลง

จากการที่โครงสร้างประชากรของประเทศไทยกำลังมีแนวโน้มที่จะเข้าสู่สังคมของผู้สูงอายุ อาจจะมีผลทำให้สัดส่วนการใช้จ่ายเพื่อการบริโภคอาหารนอกบ้านของครัวเรือนลดลงได้ในอนาคตอันใกล้ ผู้ประกอบการที่ทำธุรกิจที่เกี่ยวข้องกับสินค้าอาหารจึงไม่ควรมองข้ามในประเด็นดังกล่าว ตลาดการบริการอาหารเพื่อสุขภาพอาจเป็นอีกช่องทางหนึ่งที่ผู้ประกอบการควรจะให้ความสนใจ ในอนาคตน่าจะเป็นตลาดขนาดใหญ่และผู้บริโภคในกลุ่มดังกล่าวน่าจะเป็นผู้บริโภคที่มีฐานะและมีกำลังซื้อสูง

เอกสารอ้างอิง

Becker, G. S. 1965. “A theory of the allocation of time”. **The Economic Journal** 75 (229): 493-517.

Greene, W. H. 2003. **Econometric Analysis**. 5th ed. Upper Saddle River: Pearson Education Inc.

Kasikorn Research Center. 2007. “Restaurant business in Thailand.” **Economic Outlook** Issue 2075 (Online). http://research.kasikornresearch.com/portal/site/KResearch/KEconResearchDetail/?cid=5&id=10351, September 15, 2010. (in Thai)

Lee, S. and K. Tan. 2007. “Examining Malaysian household expenditure patterns on food-away-from-home.” **Asian Journal of Agriculture and Development** 4 (1): 11-24.

Manrique, J. and H. H. Jensen. 1998. “Working women and expenditures on food-away-from-home and at home in Spain”. **Journal of Agricultural Economics** 49 (3): 321-333.

National Statistical Office. 2009. **Household Socio-economic Survey 2000-2009** (Online). http://service.nso.go.th/nso/nsocenter/project/searchcenter/23project-th.htm, September 15, 2010. (in Thai)

Stewart, H., N. Blisard, S. Bhuyan, and R. M. Nayga, Jr. 2004. “The demand for food away from home: Full-service or fast food?”. **USDA Agricultural Economic Report** No.829, January 2004.

Wiboonpongse, A. 2006. **Applied Econometrics for Agricultural Marketing**. Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Chiang Mai University. (in Thai)

Applied Economics Journal Vol. 19 No. 2 (December 2012): 50-65
Copyright © 2012 Center for Applied Economics Research
ISSN 0858-9291

Model-based Measures of Output Gap: Application to the Thai Economy

Vimut Vanitcharearnthum*

School of Economics, University of the Thai Chamber of Commerce, Bangkok, Thailand

In this paper we compare two model-based measures of the output gap. The first measure, as proposed by Gali (2011), defines output gap as the difference between actual output and the output level that would be if the economy operates under a perfectly competitive market without price or wage stickiness. We used annual data of relevant variables for Thailand and computed the output gap under this approach. The calculated output gap for Thailand shows that the Thai economy performs consistently above the potential level, which is hard to rationalize especially during the period of recession. We then proposed a different model-based measure of the output gap, which is based on the method of "business cycle accounting" (Chari *et al*., 2007). The approach built on the prototype real business cycle models, which incorporate time-varying wedges that resemble productivity, labor and investment taxes, and government consumption shocks. As a result, the sources of business cycle fluctuation can be classified into efficiency, labor, investment, and government consumption wedges. We carried out a decomposition of real fluctuation in Thailand and then removed those wedges from the real output series to obtain the "potential output", i.e. an output level when all the inefficiencies are removed. The analysis provides the estimated result of potential output and output gap for the Thai economy. Under this approach we found a negative output gap, which is opposite to the finding under Gali's approach.

Keywords: output gap, potential output, business cycle accounting, DSGE

JEL Classification: E01, E27, E32, E47

* Corresponding author: Assoc. Prof. Vimut Vanitcharearnthum, Ph.D., School of Economics, University of the Thai Chamber of Commerce, Vibhavadee-Rangsit road, Dindaeng, Bangkok, 10400, Thailand. Tel: +66 2 6976301-5, Fax: +66 2 2774359, E-mail: vimut_van@utcc.ac.th

Introduction

A dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model has become a mainstream framework for monetary policy analysis. This class of models embodies key Keynesian assumptions, i.e. price and/or wage stickiness, in general equilibrium models that were once used exclusively by the new classical or the real business cycle theory. Such approach breaks down the neutrality of money, a paradigm that nullifies the real effect of monetary policy. With this "New Keynesians" framework, central banks in modern era are equipped with micro-foundation macroeconomic models for setting policy interest rates aimed to stabilize fluctuation in real activities and maintain price stability. A canonical New Keynesian model can be represented by system of equations:

$$\hat{x}_t = E_t\hat{x}_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\pi_{t+1})$$

$$\pi_t = \beta E_t\pi_{t+1} + k\hat{x}_t$$

The model above contains two policy goals of stabilizing the economy, i.e. output gap $\hat{x}_t$ and an inflation rate π_t. The monetary authorities choose policy interest rate i_t so as to maintain output and price stability in the economy.

This paper addresses an empirical issue surrounding the output gap measure for Thailand from the viewpoint of theoretical models, as opposed to the traditional practices that are based on filtering techniques or ad hoc model (see Chuenchoksan *et al*., 2008). In this paper we compare two model-based measures of the output gap. The first measure is more cogent, and was proposed by Gali (2011). Under this approach, the output gap is defined as the difference between actual output and the output level when the economy operates under a perfectly competitive market without price or wage stickiness. We used annual data of relevant variables for Thailand and computed the output gap. However, the calculated output gap for Thailand shows that the Thai economy performs consistently above the potential level.

We therefore propose a different model-based measure of the output gap. This approach is based on the method of "business cycle accounting", which is a pioneering work of Chari *et al*. (2007). Chari *et al*. first introduced the method of business cycle accounting as a quantitative method for decomposing real output fluctuations. Their approach built on the prototype real business cycles models which incorporate time-varying wedges that

resemble productivity, labor and investment taxes, and government consumption shocks. As a result, the sources of business cycle fluctuation can be classified into efficiency, labor, investment, and government consumption wedges. We carried out a decomposition of real fluctuation in Thailand and then removed those wedges from the real output series to obtain the "potential output", an output level when all the inefficiencies are removed. However, some of the wedges may not be removable, for example, those that represent technology shocks or external demand. Therefore, we present three different scenarios in which some or all wedges are allowed to be part of the potential output of Thailand.

The organization of the paper is as follows. The next section provides a brief description of Gali (2011) model, and a calculation of Thailand's output gap under this approach. Then an alternative method based on the framework of business cycle accounting is purposed. The potential output under three different scenarios are computed and compared with the actual output. The last section concludes the paper.

Concept and Method

In this section, the Gali (2011) approach and the "business cycle accounting" purposed by Chari *et al.* (2007) are described as follows.

Gali (2011) Approach

We describe a stripped-down version of Gali (2011) model in this section. The model describes an economy consisting of numerous identical households and firms. These economic agents carry out transactions under monopolistically competitive product and labor markets, where producers and workers have the power to set their own prices and wages respectively. However, commodity prices and wages are not adjustable flexibly due to frictions, as imposed in Calvo (1983) as well as in Erceg *et al.* (2000). Imperfect competition in product and labor market together with price/wage stickiness gives rise to inefficiencies in resource allocation, and therefore sub optimality of market outcome.

A typical household consists of a continuum of members, which is indexed by a pair (i, j) representing labor skill type and disutility from work. A representative household maximizes:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \log C_t - \chi_t \int_0^1 \int_0^{N_t(i)} j^{\varphi} dj di$$

where choices of C_t represents a composite consumption, constructed from a variety of intermediate consumption goods. $N_t(i) \in [0,1]$ is a fraction of household members with labor skill i who are employed in time t, and B_t a riskless one-period bond holdings at the end of date t, that obey the following budget constraint:

$$P_t C_t + Q_t B_t \leq B_{t-1} + \int_0^1 W_t(i) N_t(i) + di + \Pi_t$$

where P_t is price of composite consumption good. Q_t is discount price of a risk less one-period bond at time t. $W_t(i)$ is the nominal wage for labor services of skill i at time t. In addition, χ_t represents exogenous preference shock to household.

An individual with labor skill i and disutility of work j will be willing to work if and only if:

$$\frac{W_t(i)}{P_t} \geq \chi_t C_t j^{\varphi}$$

That is, the household will be willing to work at date t if and only if the real wage for his labor type exceeds the utility cost of supplying labor, which is expressed in terms of consumption unit.

The marginal supplier of labor type i (denoted by $L_t(i)$) which can be employed or unemployed is given by:

$$\frac{W_t(i)}{P_t} = X_t C_t L_t(i)^{\varphi}$$

Let L_t be the aggregate labor force, i.e. $L_t = \int_0^1 L_t(i) di$. The above condition can be aggregate and expressed in log form as:

$$w_t - p_t = c_t + \varphi l_t + \xi_t$$

where $\xi_t = \log \chi_t$ and approximately, $w_t \simeq \int_0^1 w_t(i) di$, and $l_t \simeq \int_0^1 l_t(i) di$.

Gali (2011) introduced unemployment into the model by defining u_t, an unemployment rate, as the difference between the labor force and employment, $l_t - n_t$. In addition, with the monopolistic competition in labor market, we can define the average wage mark up as:

$$\mu_t^w = (w_t - p_t) - (c_t - \varphi n_t + \xi_t)$$

Therefore, the above equation can be rewritten as:

$$\mu_t^w = \varphi u_t$$

There is continuum of firms $Z \in [0,1]$ which produces differentiated product. Each firm employs the same production technology which can be represented by the following production function:

$$Y_t(z) = A_t N_t(z)^{1-\alpha}$$

where A_t denotes an economy-wide level of technology, $N_t(z)$ represents firm z 's demand for labor at time t and α is a parameter of decreasing returns to labor.

Under the monopolistic competition in the product market, the average mark up can be expressed as:

$$\mu_t^p = \frac{\frac{P_t}{W_t}}{(1-\alpha)(Y_t / N_t)}$$

where the right hand side of the above equation is the ratio between price and marginal cost.

The logarithm of average mark up is thus:

$$\mu_t^p = log(1-\alpha) - s_t$$

where s_t is the log of labor share, $\frac{W_t N_t}{P_t Y_t}$.

Gali (2011) defined output gap as the deviation of actual output from efficient output, the level of output that would be if wage/price stickiness and markups are removed. The output gap $\hat{y}_t$ can be expressed simply as:

$$\hat{y}_t = -\left(\frac{1-\alpha}{1+\varphi}\right)(\mu_t^p - \mu_t^w)$$

$$n = -\left(\frac{1-\alpha}{1+\varphi}\right)(log(1-\alpha) - s_t + \varphi u_t)$$

We carried out calibration of the output gap for the Thai economy by combining available data with assigned parameters. Annual data for Thailand's unemployment rate u_t , and labor share are used in this study. The unemployment data are taken from the National Statistical Office (NSO)'s Labor Force Survey, which are available on quarterly and annual basis. We acquired this data through the Bank of Thailand's website.

We used two different approaches for estimating the labor share. The first is the conventional method, which employs macro-level data from the National Economic and Social Development Board (NESDB)'s National Income Account. Under this approach, we calculated the ratio of "compensation of employees" to nominal GDP so as to obtain the

labor income share. We did not allocate proprietor's income to labor income since the data on that part of income is not available.

The second approach made use of micro-level data, i.e. various rounds of the NSO's Labor Force Survey, which can be found in Kilenthong (2012). Following a seminal work of Jeong and Townsend (2005), Kilenthong (2012) made use of micro-level data to identify the sources of total productivity growth. In computing the contribution of labor input in growth accounting, Kilenthong (2012) used information about farmer's income, self-employed workers' enumeration, and unpaid family worker in such survey to get a complete coverage of labor contribution. His calculation yielded a higher share of labor income in GDP than what other studies have found using macro-level data (Table 1).

Table 1 Unemployment and labor shares, 1998-2010

Year	Unemployment rate[a]	Labor share[a]	Labor share[b]
1998	4.35	0.298	0.558
1999	4.19	0.304	0.559
2000	3.59	0.304	0.549
2001	3.34	0.309	0.556
2002	2.41	0.304	0.569
2003	2.17	0.301	0.564
2004	2.08	0.302	0.547
2005	1.85	0.305	
2006	1.52	0.296	
2007	1.38	0.298	
2008	1.39	0.298	
2009	1.5	0.307	
2010	1.04	0.288	

Source: [a] National Statistical Office; [b] Kilenthong (2012)

It is obvious that the two methods of calculation yield starkly different ratios of labor share in GDP. We then employ both series to calculate output gap according to the formula outlined in Gali (2011). The value of α , the parameter that captures the diminish returns to marginal product of labor, is assigned to be the average value of the corresponding labor shares. In addition, we followed Gali (2011) by setting φ which is an inverse of Frisch elasticity of labor supply to equal 5, implying an elasticity of 0.2.

The output gap of Thailand during 1998-2010 is shown in Figure 1. The gap between the actual output and the potential one is consistently above zero, implying that the economy performs above its potential, or the market outcome is well beyond the efficient level. This finding is in contrast with what Gali (2010) found in the US and the euro areas, which both performed below their potential levels.

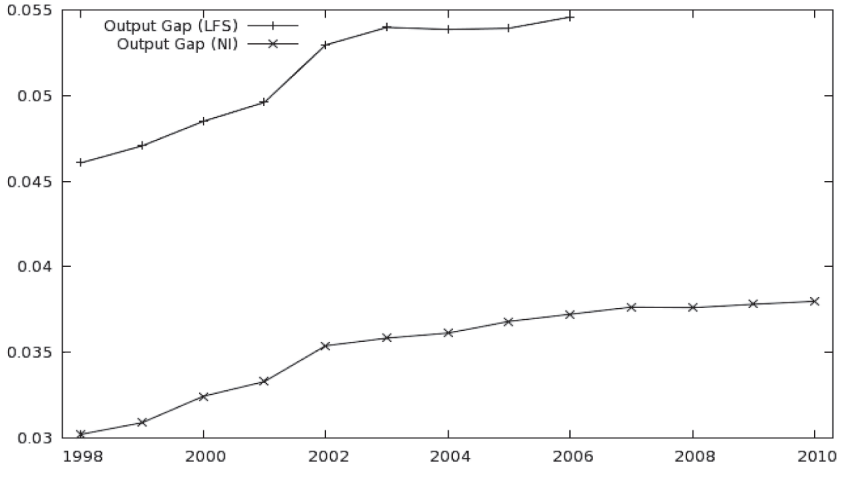

Figure 1 Output gap of Thailand during 1998-2010 under Gali (2010) approach

Inspecting the output gap measure above, we found that this result might be due partly to the low unemployment rate in Thailand. Even during the period of recessions from 2008 to 2009, the unemployment rates were no higher than 1.5 percent, the rate that most experts would consider as reflecting an overheating economy. Due to this dubious measure of unemployment rate, we found that output gap is consistently positive over the sample period.

BCA Approach

We thus turned to an alternative method of estimating potential output, the business cycle accounting (BCA) approach. We follow Chari *et al.* (2007) in modeling Thai economy as an economy in a stochastic growth environment hampered with time-varying wedges. Chari *et al.* show that a large class of economic models, including those with various detailed frictions (e.g. input-financing frictions, sticky prices, and credit market

imperfections) is equivalent to a prototype stochastic growth model, "real business cycles" model, with time-varying wedges. These wedges represent distortions either due to policies or structural factors, which prevent the economy from operating at its full potential. The wedges under consideration here include efficiency wedge A_t, labor wedge τ_t^n, and investment wedge τ_t^k.

In this economy, a representative agent chooses a consumption-investment plan and labor-leisure time allocation to solve:

$$max_{\{c_t, n_t, k_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, 1 - n_t) \right]$$

subject to

$$c_t + k_{t+1} = (1 - \tau_t^n) w_t n_t + (1 - \tau_t^k) r_t k_t + (1 - \delta) k_t + T_t$$

where c_t denotes the agent's consumption in period t. This variable is supposed to represent per capita non-durable consumption in the data. k_{t+1} denotes the next-period per capita capital stock that will be available for output production in date $t+1$. n_t and $1 - n_t$ are fractions of time allocated to work and leisure in date t, respectively.

The representative household earns income from supplying its capital holdings and its time endowment as inputs for competitive firms. Each unit of labor hours in date t earns $(1 - \tau_t^n) w_t$, where w_t is the wage rate. Note that the labor wedge τ_t^n enters the household budget in the same way as a labor income tax rate.

r_t denotes the rental rate in date t. In this specification, inefficiency in capital market, as well as financial market friction (e.g. Carlstrom and Fuerst (1997)) are captured in the capital wedge τ_t^k.[1]

The final term on the right hand side of the budget constraint T_t is transfers that the government made to the household.

There are numerous firms doing business in a perfectly competitive market. They hire factors of production, labor and capital, from households, to produce a homogeneous final good that can be used either as consumption or investment good. A representative firm solves:

$$\max_{K_t, N_t} \; A_t F(K_t, N_t) - w_t N_t - r_t K_t$$

[1] See Chari *et al.* (2007) which provides an equivalent result of the detailed model and the prototype model with investment wedge. According to Chari *et al.*, there is no significant distinction between the specification with investment wedge and the one with capital wedge. We opt to use the latter as our starting point.

Both households and firms behave optimally. They solve their own resource allocation problem, i.e. maximizing discounted sum of life-time utility and maximizing period-by-period profit, respectively.

Equilibrium in this economy is brought about by the price mechanisms in the factor markets. That is, the demand for inputs K_t and N_t, will be equated to the corresponding quantities supplied by households, k_t and n_t. Or $k_t = K_t, n_t = N_t$

The market-clearing condition ensures that the resource constraint is obeyed.

$$c_t + k_{t+1} + g_t = A_t k_t^{\alpha} n_t^{1-\alpha} + (1 - \delta)k_t$$

where g_t can be regarded as an additive shock to aggregate demand. In the context of an open economy, this term is a government spending-cum-net-exports shocks.

The market clearing conditions above, together with the following marginal conditions, constitute the equilibrium path of the prototype economy.

$$\frac{u_{1-n_t}}{u_{c_t}} = (1 - \tau_t^n).A_t F_{N_t}$$

$$u_{c_t} = \beta E_t \left[u_{c_{t+1}} ((1 - \tau_{t+1}^k) A_{t+1} F_{k_{t+1}} + 1 - \delta) \right]$$

where u_c and u_{1-n} represent the marginal utility of consumption and leisure, respectively, while F_n and F_k represent the marginal product of labor and marginal product of capital. The first FOC provides a criterion for an equilibrium allocation of time endowment between leisure and labor. The inter-temporal consumption allocation, in equilibrium, must obey the second FOC.

We assume explicit functional forms of utility and production function so that we are able to quantify the unobserved wedges that drive the business cycles.

First, we assume that the utility function to is logarithmic, as follows: $u(c,1-n)$ is $ln(c_t) + \phi ln(1 - n_t)$. As a result, the corresponding first-order conditions in the household problem can be shown in the following set of equations:

$$\phi \frac{c_t}{1 - n_t} = (1 - \tau_t^n) w_t$$

$$\frac{1}{c_t} = \beta E_t \left[\frac{1}{c_{t+1}} ((1 - \tau_{t+1}^k) r_{t+1} + 1 - \delta) \right]$$

We assume that the production function $F(K,N)$ is constant returns to scale in K and N. Specifically, its functional form is assumed to be Cobb-Douglas. That is,

$$F(K_t, N_t) = K_t^{\alpha} N_t^{1-\alpha}$$

As a result, the firm's profit maximization yields:

$$r_t = \alpha A_t K_t^{\alpha-1} N_t^{1-\alpha}$$

$$w_t = (1-\alpha) A_t K_t^{\alpha} N_t^{-\alpha}$$

The relevant equations are collected as a system of equations as follows:

$$\phi . \frac{c_t}{1-n_t} = (1-\tau_t^n)(1-\alpha) A_t k_t^{\alpha} n_t^{-\alpha}$$

$$\frac{1}{c_t} = \beta E_t \left[\frac{1}{c_{t+1}} . ((1-\tau_{t+1}^k)\alpha A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} n_{t+1}^{1-\alpha} + 1 - \delta) \right]$$

$$c_t + k_{t+1} + g_t = A_t k_t^{\alpha} n_t^{1-\alpha} + (1-\delta) k_t$$

To carry out a business cycle accounting analysis, one can extract the unobservable series of wedges from the actual data of macroeconomic variables through the relationships shown in this system of equations above. The methodology for implementing numerical analysis can be found in Chari *et al.* (2006).

To estimate potential output and the corresponding output gap, we assigned numerical values to the parameters in the log-linearized version of the model above, and then solved for the state space representation of the state variables of the model, taking as given the unobservable wedges. Once the matrices in the state-space system are computed, we calibrated the potential output while turning off (partially) the paths of the wedges.

Data

The quarterly data from NESDB were used in this study. The data includes GDP, private consumption expenditure, gross capital formation, net exports, and government expenditures. All data are seasonally adjusted and valued at 1988 prices. In addition, all variables are transformed into a per-capita counterpart by dividing them with the population in the corresponding quarters.

We used survey data on average hours worked during an interview week from the Labor Force Survey from 1993 to 2009. The computation was carried out through the SDA archive, on the University of Chicago-UTCC Research Center web. The observations revealed that the hours worked data have gone through some kind of structural change. The average level during 2001-2009 is significantly lower than the average level in the earlier period. Since we cannot offer any concrete explanation about this structural change, we decided to work with the quarterly data within the sample period of 2001 to 2009 instead.

Our model specifies per capita consumption as a non-durable consumption and regards a durable component of the private consumption expenditure as a part of household investment. NESDB provided a decomposition of private consumption expenditure only in the annual series of NIPA. We therefore have to use our judgment in removing durable consumption components from the private consumption expenditure series. We regard the expenditures in the classification "expenditures on metal products, machinery and equipment", as well as "transportable goods" (e.g. product of woods, rubber and plastic products, etc.) as durable consumption and therefore remove them from the quarterly private consumption series. The removed part was lumped into investment series and becomes a consolidated investment expenditures which now contain private, public and household investment.

In our model, capital stocks include household durables and gross fixed capital formation. We do not have data on the consolidated capital stock at the initial period, 1993 quarter 1 (though the data of capital stock that excludes the household's component is available on an annual basis). But since our sample period starts on 2001 q1, we use the investment data together with the law of motion of capital to construct the capital stocks series.

Let i_t be the investment of household durables, gross fixed capital formation and private and public investment:

$$K_{t+1} = i_t + (1 - \delta)K_t$$

Then n period later the capital stock will be:

$$K_{t+n} = \sum_{j=1}^{n-1} (1 - \delta)^j i_{t-j} + (1 - \delta)^n K_t$$

If the initial capital stock is depreciated in n periods then the capital stock at $t + n$ will be:

$$K_{t+n} = \sum_{j=1}^{n-1} (1 - \delta)^j i_{t-j}$$

Given that $\delta = 0.1$ per year, by 2001 the capital stock ten years earlier will completely depreciated and the existing stock at the beginning of 2001 is the sum of an undepreciated investment prior to year 2001, $\sum_{j=1}^{n-1} (1 - \delta)^j i_{t-j}$.

We used the average growth rate of per capita (consolidated) capital stock over the period 2001-2009 to represent γ_A. It is arguable that the long-run rate of growth could be computed from the GDP per capita series as well, since in theory both variables share the same rate of growth along the balanced growth path. However, our data shows that the

output and capital stock series have different average growth rate over the sample period. We thus chose the rate of growth of capital stock to represent γ_A for this study.

Result

The numerical values of parameter values in this system of equations are assigned. The labor share α is assumed to be 0.4, a number that lies between the share computed from NESDB's NIPA and the one found in Kilenthong (2012). The discount factor β equals 0.98, which is consistent with the long-run real interest rate of 0.02. Finally we assumed that physical capital depreciates at a constant rate δ which equals 0.025 per quarter or 0.1 per year.

Along the balanced growth path, all real per-capita variables, c_t, k_t, g_t and y_t grows at the same constant rate, which is identified as the rate of technological progress in the neoclassical growth model. Let γ_A be the rate of technological progress. Then,

$$A_t = (1+\gamma_A)^t e_t^{\varepsilon}$$

where ϵ_t is a stochastic process representing the efficiency wedge.

We scaled all real per capita variables (except hours worked) as follows:

$$\hat{x}_t = \frac{x_t}{(1+\gamma_A)^t}$$

We then construct alternative series of potential output under the scenarios that some or all of these wedges are removed. To be specific, we consider three hypothetical scenarios. First, all the wedges are removed. Second, we allow only the accounting wedge and the efficiency wedge. Finally, all but the capital wedge are included.

We work with the log-linearized version of the first-order conditions above. That is,

$$\ln\hat{c}_t - \frac{n}{1-n} n_t = \varepsilon_t + a(\ln\hat{k}_t - n_t) - \tau_t^n$$

$$E_t \ln\hat{c}_{t+1} - \ln\hat{c}_t = \beta r E_t[\varepsilon_{t+1} + (\alpha - 1)(\ln\hat{k}_{t+1} - n_{t+1}) - \tau_{t+1}^k]$$

$$\frac{c}{y}\ln\hat{c}_t + \frac{k}{y}\ln\hat{k}_{t+1} + \frac{g}{y}\ln\hat{g}_t = \varepsilon_t + \alpha(\ln\hat{k}_t - n_t) + (1-\delta)\frac{k}{y}\ln\hat{k}_t$$

From the system of equations above, we classify variables into two groups. The first group is a group of state variables, which consists of $\hat{k}_t, \varepsilon_t, \hat{g}_t, \tau_t^n$ and τ_t^k . The second group of variables is the collection of control variables. This group consists solely of observable variables, which are $\hat{c}_t, \hat{k}_{t+1}, \hat{y}_t$, and n_t .

We can rearrange variables in the system of equations above to form a linear equations relating state to control.

$$Y = A \cdot X$$

where $Y = [\hat{c}_t, \hat{k}_{t+1}, \hat{y}_t, n_t]'$ and $X = [\hat{k}_t, \varepsilon_t, \hat{g}_t, \tau_t^n, \tau_t^k]'$

Based on the parameter values that we assigned in the previous section, all the elements in matrix A can be found. We are able to show that:

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_t \\ \hat{c}_t \\ n_t \\ \hat{k}_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .045 & 1.06 & -.55 & -.612 & .082 \\ .098 & .203 & .6 & -.059 & -.089 \\ -.017 & .18 & -.28 & -.31 & .04 \\ .92 & .85 & -1.15 & -.55 & -.83 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \hat{k}_t \\ \varepsilon_t \\ \tau_t^k \\ \tau_t^n \\ \hat{g}_t \end{bmatrix}$$

The potential output is constructed from the system above by using just the part of the system that is relevant to $\hat{y}_t$. In the first scenario, we construct $\hat{y}_t$ that would have been if τ_t^n, τ_t^k and $\hat{g}_t$ are all set to zero. The potential output in this scenario is shown in Figure 2 as the solid line that lies well below the actual output. The implied output gap from this scenario is similar to the ones we found in the previous section, i.e. Gali (2010) approach. The output gap is consistently above zero.

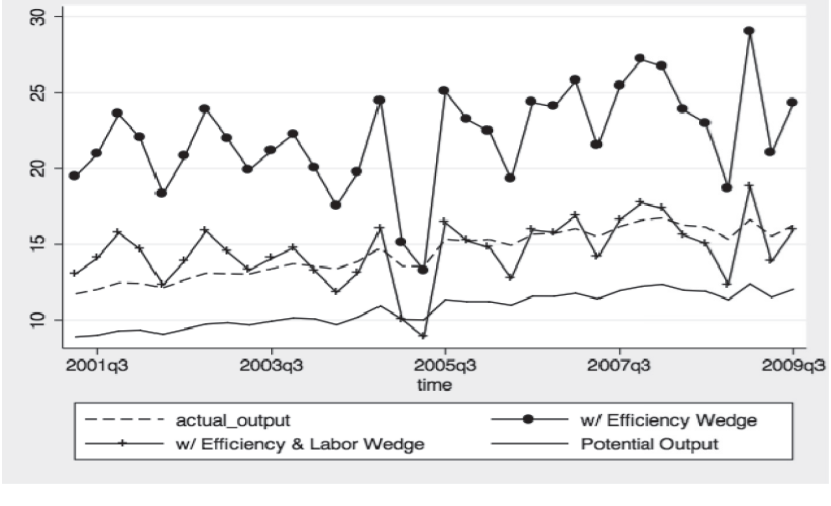

Figure 2 Various estimates of potential output

Our explanation for this first scenario result is that our specification here treats net exports as part of the accounting wedge, and by completely removing this wedge from our state-space system, the resulting potential output series stayed below the actual output in all periods. Our result concurs the common wisdom that exports sector is an essential growth engine for Thai economy.

In the second scenario, we feed the accounting wedge and the efficiency wedge obtained from the previous section into the equation above. This measure of potential output is almost everywhere greater than the actual output. This scenario fits well with the notion that potential output represents the efficient resource allocation for the economy. As a result, the implied output gap would be negative. If we use this measure of potential output to compute an output gap, we would find that the gap narrows during the economic downturn and widens during the upturn.

In the last scenario, in which the labor wedge is incorporated into the model, we can see that the output series moves around the actual output. This measure may not be at odds with the definition of potential output in the New Keynesian framework, see Gali (2008). However, the implication for monetary policy is contrary to conventional wisdom and admittedly bizarre because our measure of potential output drops below the actual output in recession. The corresponding output gap is negative, a situation which the New Keynesians interpret as an overheating economy. Thus, a monetary authority is supposed to cool down the economy by raising the policy rate. This outcome only exacerbates the situation.

Conclusion

Gali (2011) relates inefficiencies due to imperfect competition and due to wage/price stickiness to the measure of model-based output gap. His calculation of output gap for the US and the euro areas revealed the distance between the actual and the potential level. However, when we applied such methodology to the Thai data, we found the opposite result: the Thai economy performs better than its potential level. We did not detect any flaws in Gali's model but instead placed some doubts on the measurement of Thai economic variables, especially the unemployment rate.

We then propose an alternative model-based measure of output gap, which is based on Chari *et al*. (2006; 2007)'s business cycle accounting. Under this approach, we place various "inefficiencies" or "wedges" into the prototype closed economy real business cycle model. This is a different class of models from the New Keynesians type that Gali (2011) use. We constructed a dynamic system for the Thai economy in the form of state-space representation, and computed the series of potential output by turning off some or all of the wedges. This approach yields various measures of the output gap depending on what kinds of wedges we completely eliminate. We are able to find some measures that deliver positive output gap during the recent recession, which is Gali failed to deliver.

Our calculation indicates some prospect for using this framework for further study; one can include or remove inefficiencies that may be regarded as obstacles to attaining full potential output level in the short-run. We encourage readers to extend this model by incorporating the external sector explicitly in the model, which would include external shocks or wedges.

Acknowledgement

I thank Pawin Siriprapanukul, Surach Tanboon, and Teerawut Sripinit for helpful discussion on earlier versions of this paper. I also benefited from comments of two anonymous referees. This study received financial support from University of the Thai Chamber of Commerce.

References

Calvo, G. A. 1983. "Staggered prices in a utility-maximizing framework." **Journal of Monetary Economics** 12 (3): 383-398.

Carlstrom, C. T. and T. S. Fuerst. 1997. "Agency costs, net worth, business fluctuations: A computable general equilibrium analysis" **American Economic Review** 87 (5): 893-910.

Chari V. V., P. J. Kehoe, and E. R. McGrattan. 2006. "Appendices: Business cycle accounting." **Research Department Staff Report** 362. Federal Reserve Bank of Minneapolis.

_____. 2007. "Business cycle accounting." **Econometrica** 75 (3): 781-836.

Chuenchoksan, S., D. Nakornthab, and S. Tanboon. 2008. **Uncertainty in the Estimation of Potential Output and Implications for the Conduct of Monetary Policy.** BOT Symposium 2008, Bank of Thailand.

Erceg C. J., D. W. Henderson, and A. T. Levin. 2000. "Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts." **Journal of Monetary Economics** 46 (2): 281-313.

Gali, J. 2008. **Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework.** Princeton: Princeton University Press.

_____. 2011. **Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspective (Zeuthen Lectures).** Cambridge: MIT Press.

Jeong H. and R. M. Townsend. 2005. "Discovering the sources of TFP growth: Occupational choice and financial deepening." **IEPR Working Paper** No.05.19. Institute of Economic Policy Research, University of Southern California.

Kilenthong W. 2012. **Sources of Total Factor Productivity after the Financial Crisis 1997.** Research report under the project "Macroeconomy and Economic Policy Research for Thailand" submitted to Thailand Research Fund, Bangkok.