การประมาณผลผลิตตามศักยภาพของประเทศไทย

Parametric Estimation of Thailand's Potential Output

ดร.ปฤษันต์ จันทน์หอม

กรกฎาคม 2544

สัมมนาวิชาการประจำปี **2544**

BOT Symposium 2001

การประมาณผลผลิตตามศักยภาพของประเทศไทย

Parametric Estimation of Thailand's Potential Output

ปฤษันต์ จันทน์หอม* นพดล บูรณะธนัง

วรางคณา อิ่มอุดม ยุววรรณ รัฐกุล และ ประพันธ์ เกียรติโกมล

สายนโยบายการเงิน

กรกฎาคม 2544

บทคัดย่อ

ข้อคิดเห็นที่ปรากฏในบทความนี้เป็นความเห็นส่วนตัวของผู้เขียนโดยเฉพาะ ซึ่งไม่จำเป็นต้องสอดคล้องกับนโยบายของธนาคารแห่งประเทศไทย

การศึกษานี้ได้ประมาณความแตกต่างระหว่างผลผลิตตามศักยภาพ (Potential Output) และผลผลิตที่เกิดขึ้นจริง (Actual Output) ของประเทศไทยในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2536-2543 เพื่อนำไปใช้ในการกำหนดนโยบายทางการเงิน เนื่องจากผลผลิตตามศักยภาพเป็นตัวแปรที่ไม่สามารถวัดได้โดยตรง จึงประมาณการโดยอาศัย 3 แนวทางคือ Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU), Stochastic Frontier Production Function, Hodrick and Prescott Multivariate filter และ Structural Vector Autoregressive Regression (SVAR)

จากการศึกษาพบว่าผลผลิตตามศักยภาพที่ไม่ก่อแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ ซึ่งประมาณการจากความสัมพันธ์กับอัตราการว่างงานที่ปราศจากแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ (NAIRU) มีความเหมาะสมที่สุดสำหรับการนำไปใช้ในการกำหนดนโยบาย โดยผลผลิตตามศักยภาพมีการขยายตัวร้อยละ 4.3 ในปี 2543 และในไตรมาสที่ 4 ปี 2543 ค่าประมาณความแตกต่างระหว่างผลผลิตตามศักยภาพและผลผลิตที่เกิดขึ้นจริง (Output gap) อยู่ที่ระดับประมาณร้อยละ 7 ของผลผลิตที่ผลิตเกิดขึ้นจริง อย่างไรก็ตาม ผลผลิตตามศักยภาพที่ประมาณได้นั้นเป็นผลผลิตตามศักยภาพที่ไม่ได้คำนึงถึงการเปลี่ยนแปลงเทคโนโลยี โดยเฉพาะในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจปี 2540 มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างทางเศรษฐกิจอย่างรุนแรงซึ่งส่งผลให้ไม่สามารถวัดผลิตภาพการผลิต (Total Factor Productivity) ได้อย่างเหมาะสม นอกจากนี้ การประมาณ NAIRU ยังมีข้อจำกัดของข้อมูลในระดับจุลภาค ซึ่งส่งผลถึงคุณภาพของค่าประมาณ NAIRU ทั้งนี้ ผลผลิตตามศักยภาพที่ได้จากวิธีประมาณต่าง ๆ มีความสอดคล้องกันและน่าจะเป็นประโยชน์ในการศึกษาต่อไป

Keyword : Potential Output, Output Gap, Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU), Stochastic Frontier Production Function, Hodrick and Prescott Multivariate filter, Structural Vector Autoregression (SVAR)

Author's E-Mail Address : parisonc@bot.or.th

* ผู้รับผิดชอบงานวิจัย

บทความนี้ปรับปรุงจากบทความของงานสัมมนาทางวิชาการรายเดือนของสายนโยบายการเงิน ธนาคารแห่งประเทศไทย เมื่อวันที่ 9 พฤษภาคม 2544 ผู้เขียนขอขอบคุณ ดร. อารยะ ปรีชาเมตตา และดร. อธิพงศ์ หิรัญเรืองโชค สำหรับข้อวิจารณ์และแนวทางการ ปรับปรุง ร่วมทั้งผู้ร่วมสัมมนาท่านอื่นๆ และขอขอบคุณ คุณนวียา วงศ์กิดาการ คุณธนัตตา มาเกิด คุณศิรินภา วาณิชย์เลิศธนาสาร คุณกิตติชัย แซ่ลี้ นิสิตฝึกงานที่ช่วยเหลือในการแปลและเรียบเรียงต้นฉบับภาษาไทย

สารบัญ

1. บทนำ **1**

2. วิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพ **2**

2.1 วิธีประมาณด้วยสมการการผลิต (PRODUCTION FUNCTION) 3

2.1.1 ประมาณผลผลิตสูงสุดที่สามารถผลิตได้ *3*

2.1.2 ประมาณผลผลิตที่ไม่ก่อให้เกิดแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ *9*

2.2 วิธีประมาณด้วย FRONTIER PRODUCTION FUNCTION 16

2.3 วีธีประมาณด้วย HODRICK-PRESCOTT (HP) MULTIVARIATE FILTER 18

2.4 วิธีประมาณด้วย STRUCTURAL VAR (SVAR) 20

3. การเปรียบเทียบความเหมาะสมของช่องว่างผลผลิต (OUTPUT GAP) ในแต่ละวิธี **22**

3.1 ทดสอบด้วยสมการเงินเฟ้อ 23

3.2 การทดสอบด้วย LOSS FUNCTION 25

4. บทสรุปและข้อเสนอแนะ **27**

ภาคผนวก ก **28**

ภาคผนวก ข **30**

ภาคผนวก ค **31**

ภาคผนวก ง **34**

สารบัญตาราง

ตารางที่ 1 ประเมินค่า SFPE…….....17

ตารางที่ 2 เปรียบเทียบข้อดี-ข้อเสียของวิธีประมาณผลผลิตตามศักยภาพ……..... 23

ตารางที่ 3 การเปรียบเทียบคุณสมบัติของช่องว่างที่ได้จากวิธีการต่าง ๆ……..…....24

สารบัญภาพ

รูปที่ 1 GDP ที่เกิดขึ้นจริง และผลผลิตสูงสุดโดยวิธี Production function……..... 9

รูปที่ 2 อัตราเงินเฟ้อและอัตราการว่างงานในช่วงไตรมาสที่ 1 ของปี 2516 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2543…….....11

รูปที่ 3 อัตราเงินเฟ้อ และ การว่างงานที่รวมอัตราการทำงานต่ำระดับในช่วงไตรมาสที่ 1 ของปี 2536 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี 2543……..…….....11

รูปที่ 4 อัตราว่างงานที่รวมอัตราการทำงานต่ำระดับและ NAIRU ที่ประมาณจากวิธี Kalman filter และอัตราเงินเฟ้อ…….....14

รูปที่ 5 GDP ที่เกิดขึ้นจริงและผลผลิตเต็มศักยภาพที่ไม่ก่อแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ โดยใช้วิธี Production function……..…….....16

รูปที่ 6 สัดส่วนช่องว่างทางการผลผลิต (Output gap) โดยวิธี Stochastic Frontier Production เทียบกับ GDP ที่เกิดขึ้นจริง……..... 18

รูปที่ 7 การประมาณผลผลิตตามศักยภาพ ด้วยวิธี HP multivariate filter……..... 20

รูปที่ 8 GDP ที่เกิดขึ้นจริงและผลผลิตตามศักยภาพโดยวิธี Structural VAR……..22

รูปที่ 9 สัดส่วนช่องว่างทางการผลิต (Output gap) จากวิธีประมาณต่างๆเทียบกับ ผลผลิตที่เกิดขึ้นจริง……....…24

รูปที่ 10 การเปรียบเทียบอัตราการเจริญเติบโตของ GDP ที่เกิดขึ้นจริง และผลผลิตตามศักยภาพที่ไม่ก่อแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ…….....…25

รูปที่ 11 ค่า Loss ของช่องว่างผลผลิตที่เกิดจาก NAIRU การเปลี่ยนแปลงน้ำหนัก (W) และค่าถ่วง (□)……26

รูปที่ 12 ค่า Loss ของช่องว่างผลผลิตที่เกิดจาก SVAR การเปลี่ยนแปลงน้ำหนัก (W) และค่าถ่วง (□)……26

1. บทนำ

นับตั้งแต่เดือนพฤษภาคมปี 2543 ธนาคารแห่งประเทศไทย (ธปท.) ได้เปลี่ยนแนวทางการดำเนินนโยบายการเงินจากเดิมที่กำหนดเป้าหมายปริมาณเงิน (Monetary Targeting) เป็นกำหนดเป้าหมายเงินเฟ้อ (Inflation Targeting)[1] โดยมีวัตถุประสงค์ให้เศรษฐกิจเจริญเติบโตอย่างยั่งยืน แบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคของไทยได้ถูกพัฒนาขึ้นเพื่อเป็นเครื่องมือในการประกอบการตัดสินใจทางนโยบาย[2] การเปลี่ยนแปลงทิศทางนโยบายการเงินพิจารณาจากสมการผลเสีย (Loss function) ซึ่งประกอบด้วย 2 เป้าหมาย คือ เงินเฟ้อ และระดับผลผลิต ดังนี้

$$\min_{r} L = \sum_{t=1}^{8} \tfrac{1}{2}\left[\alpha\left(\pi_t - \pi_t^*\right)^2 + \beta\left(y_t - y_t^*\right)^2\right] \qquad \cdots(1)$$

โดย π_t คือ ประมาณการเงินเฟ้อ

Y_t คือ ประมาณการ GDP

π_t^* คือ เป้าหมายเงินเฟ้อ

Y_t^* คือ ผลผลิตตามศักยภาพ (Potential Output)

r แทนอัตราดอกเบี้ยที่เป็นเครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงินที่ทางการใช้ในการทำให้สมการผลเสียตามสมการ (1) ในอนาคตที่กำหนด (เช่น 8 ไตรมาสล่วงหน้า) มีค่าต่ำที่สุด การยกกำลังสองของแต่ละองค์ประกอบแสดงถึงการกำหนดนโยบายให้ความสำคัญกับประมาณการที่ต่ำกว่าเป้าหมายหรือสูงกว่าเป้าหมายเท่ากัน นอกจากนั้นระดับค่าผลเสีย (Loss) จะเร่งตัวเมื่อประมาณการห่างจากเป้าหมายมากขึ้น ส่วน α และ β คือน้ำหนักของความสำคัญระหว่างการควบคุมเงินเฟ้อตามเป้าหมายที่กำหนดและการขยายตัวทางเศรษฐกิจตามผลผลิตตามศักยภาพซึ่งอาจจะมีค่าเท่ากันหรือแตกต่างกันได้ ในปัจจุบัน ธปท. ใช้อัตราดอกเบี้ยของตลาดซื้อคืนพันธบัตรระยะเวลา 14 วัน (R/P 14-day rate) เป็นเครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อควบคุมให้อัตราเงินเฟ้อเป็นไปตามเป้าหมาย โดยกำหนดให้อัตราเงินเฟ้อพื้นฐาน (Core Inflation) อยู่ในช่วงร้อยละ 0-3.5 ต่อปี

การนำผลผลิตตามศักยภาพมาช่วยในการกำหนดนโยบายมีความสัมพันธ์ดังนี้ เมื่อผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงสูงกว่าผลผลิตตามศักยภาพทำให้เกิดความต้องการแรงงานสูง ส่งผลให้มีแรงกดดันต่อค่าจ้างแรงงานและกระทบระดับเงินเฟ้อในที่สุด ในทางกลับกัน หากผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงต่ำกว่าผลผลิตตามศักยภาพ ความต้องการแรงงานต่ำก่อให้เกิดปัญหาการว่างงานสูง จึงมีแรงกดดันต่อเงินเฟ้อน้อย อย่างไรก็ตาม เนื่องจากปัจจุบันยังไม่มีการจัดทำข้อมูลผลผลิตตามศักยภาพ ธปท. ได้ทดลองใช้แนวโน้มระยะยาวตามวิธีของ Hodrick and Prescott (HP Trend) ในแบบจำลอง แต่พบว่าไม่มีผลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ สอดคล้องกับผลการศึกษาของ Coe and Mcdermott (1996) ซึ่งพบว่าวิธีดังกล่าวไม่สามารถอธิบายได้ในกรณีของไทยและจีน ดังนั้น ธปท. จึงมีสมมติฐานให้ผลผลิตตามศักยภาพขยายตัวที่ระดับร้อยละ 5.5 ต่อปีในอีก 2 ปีข้างหน้า โดยพิจารณาจากผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ

---

[1] รายละเอียดการเปลี่ยนการดำเนินนโยบายการเงินของไทย ดูจาตุรงค์ จันทรังษ์ และพรเพ็ญ สดศรีชัย (2543) "นโยบายการเงินไทยปัจจุบัน" บทความการสัมมนาวิชาการของธนาคารแห่งประเทศไทย ประจำปี 2543 "นโยบายการเงินไทย ในศตวรรษที่ 21" ระหว่างวันที่ 20-21 มกราคม 2543

[2] รายละเอียดแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาค ดูภาคผนวกรายงานแนวโน้มเงินเฟ้อ ธนาคารแห่งประเทศไทย (ฉบับต่างๆ)

(GDP) เป็นเครื่องชี้ระดับของผลผลิตของประเทศ ทั้งนี้ อัตราการขยายตัวดังกล่าวถือเป็นอัตราที่เหมาะสมภายใต้สภาวะเศรษฐกิจปัจจุบัน [3]

เพื่อปรับปรุงแบบจำลองและเพิ่มประสิทธิภาพในการดำเนินนโยบายการเงิน การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อคำนวณผลผลิตตามศักยภาพเพื่อนำมาใช้ในสมการผลเสียข้างต้น การศึกษานี้เสนอวิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพในแนวคิดที่แตกต่างกัน และเปรียบเทียบผลประมาณการผลผลิตตามศักยภาพเพื่อหาวิธีที่เหมาะสมเพื่อนำไปใช้ในการพิจารณาทิศทางเศรษฐกิจเพื่อการดำเนินนโยบายการเงิน

บทความนี้แบ่งออกเป็น 3 ส่วน ส่วนที่ 1 คือ บทนำ ส่วนที่ 2 กล่าวถึงแนวคิดและทฤษฎีพื้นฐาน วิธีการคำนวณตลอดจนข้อจำกัดของวิธีต่างๆ รวมทั้งผลประมาณการผลผลิตตามศักยภาพของแต่ละทฤษฎี ส่วนที่ 3 เสนอวิธีการและผลการคัดเลือกผลผลิตตามศักยภาพดังกล่าว โดยพิจารณาจากความสามารถในการอธิบายภาวะเงินเฟ้อและรูปแบบของค่าผลเสียที่ได้จากผลประมาณการ ส่วนที่ 4 เป็นบทสรุปและข้อเสนอแนะ

2. วิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพ

ผลผลิตตามศักยภาพมีหลายนิยามด้วยกัน และแต่ละนิยามมีวิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพที่ต่างกัน Scacciavillani and Swagel (1999) ได้แบ่งการวัดผลผลิตตามศักยภาพออกเป็น 2 กลุ่ม คือ **กลุ่มแรก** ใช้สมการการผลิตรวม (Production Function) ในกลุ่มนี้มีสองกลุ่มย่อย ประกอบด้วย นิยามเบื้องต้นของผลผลิตตามศักยภาพ คือ ระดับผลผลิตสูงสุดที่สามารถผลิตได้ (Maximum Attainable Output) โดยใช้ทรัพยากรที่มีอยู่ทั้งหมดอย่างเต็มที่ ตามแนวคิดนี้ ผลผลิตตามศักยภาพสามารถประมาณได้จากสมการการผลิตที่กำหนดให้อัตราการใช้กำลังการผลิตเต็มที่ ซึ่ง Chantanahom (1994) ใช้ในวิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพตามนิยามนี้ โดยใช้วิธี Stochastic Frontier ต่อมานิยามของผลผลิตตามศักยภาพได้เปลี่ยนไปสู่ระดับผลผลิตที่ยั่งยืน (Non-accelerating Inflation Rate of Output) คือ ระดับผลผลิตที่ไม่ก่อให้เกิดแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ วิธีการประมาณตามนิยามนี้คล้ายคลึงกับวิธีแรกแต่ใช้อัตรากำลังการผลิตที่ถูกกำหนดจากอัตราการว่างงานตามธรรมชาติ (Natural Rate of Unemployment) แทนการกำหนดอัตราการใช้กำลังการผลิตเต็มที่

การประมาณการผลผลิตตามศักยภาพโดยใช้สมการการผลิตรวมนั้น คุณภาพของข้อมูลที่ใช้มีความสำคัญเป็นอย่างมาก ในกรณีของประเทศไทยการเก็บข้อมูลยอดคงค้างของทุนและข้อมูลการใช้แรงงานอาจไม่สมบูรณ์ เพียงพอ อย่างไรก็ตาม แม้จะมีข้อด้อยดังกล่าว คณะผู้วิจัยได้ปรับปรุงข้อมูลยอดคงค้างของทุนและข้อมูลด้านแรงงานที่มีอยู่จากข้อมูลพื้นฐานในการสร้างอนุกรมเวลาของตัวแปรที่ต้องการได้ โดยอาศัยความสัมพันธ์โดยตรงกับตัวแปรที่เกิดขึ้นพร้อมกัน เช่น การลงทุนแสดงให้เห็นถึงความสัมพันธ์โดยตรงจากการลงทุนไปสู่การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ส่วน**กลุ่มที่สอง**แยกแนวโน้มการเจริญเติบโตในระยะยาวและความผันผวนในระยะสั้นออกจากกัน เมื่อการศึกษาเศรษฐศาสตร์มหภาคมุ่งไปทางวัฏจักรเศรษฐกิจมากขึ้น นิยามของผลผลิตตามศักยภาพเปลี่ยนไปสู่แนวโน้ม การเจริญเติบโตของผลผลิตในระยะยาว

การศึกษาเรื่องความผันผวนของเศรษฐกิจและวัฏจักรธุรกิจที่มีมากขึ้นทำให้เกิดความสนใจในการหาระดับการเจริญเติบโตที่เหมาะสมและความผันผวนในระยะสั้น วิธีการศึกษาในแนวทางนี้ คือ ตัวแปรที่ซ่อนเร้น

---

3 Barro และ Xavier Sala-I-Martin (1995)

(latent variables) และ Structural VAR (SVAR) จากวิธีการนี้ผลผลิตตามศักยภาพสามารถหาได้จากหลายปัจจัย ได้แก่นวัตกรรมที่ไม่สามารถสังเกตได้ สมมติฐานเกี่ยวกับลักษณะของกระบวนการนวัตกรรม ระบบพื้นฐานและทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ แต่ละปัจจัยล้วนแล้วแต่มีความสำคัญมากต่อวิธีการดังกล่าวเนื่องด้วยชุดข้อจำกัดที่แตกต่างกันจะนำไปสู่ข้อสรุปที่แตกต่างกัน นอกจากนี้วิธีการที่กล่าวมาข้างต้นจะนำมาเชื่อมโยงกับตัวแปรนอกแบบจำลองได้ยาก

ในการศึกษานี้ได้เสนอวิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพหลายวิธี โดยในส่วนที่ 2.1 เป็นการเสนอวิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพจากสมการการผลิต ตามนิยามระดับผลผลิตสูงสุดที่สามารถผลิตได้และระดับผลผลิตที่ยั่งยืนที่ไม่ก่อให้เกิดแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ ในส่วนที่ 2.2 ประมาณการจากสมการการผลิตตาม Frontier Production Approach และเสนอการประมาณด้วยวิธีการแยกแนวโน้มการเจริญเติบโตในระยะยาวและความผันผวนระยะสั้นโดยใช้ HP Multivariate Filter และ SVAR ในส่วนที่ 2.3 และ 2.4 ตามลำดับ

2.1 วิธีประมาณด้วยสมการการผลิต (Production Function)

เริ่มด้วยการพิจารณาฟังก์ชันการผลิตโดยรวม (Aggregate Production Function)

$$Y_t = F(K_t, L_t) \qquad \cdots(2)$$

โดยที่ K_t = ทุนทั้งหมดที่ใช้ในการผลิต
L_t = แรงงานทั้งหมดที่ใช้ในการผลิต

ทุนทั้งหมดที่ใช้ในการผลิต (K_t) หมายถึงยอดคงค้างของทุน (ทุนสุทธิ ณ ราคาคงที่) คูณด้วยอัตราการใช้กำลังการผลิตโดยรวม (U_t) และ แรงงานทั้งหมดที่ใช้ในการผลิต (L_t) หมายถึงปัจจัยแรงงานทั้งหมดที่ใช้ในการผลิตโดยจะวัดเป็นชั่วโมงทำงาน ซึ่งการใช้กำลังการผลิตของแรงงานจะสะท้อนอยู่ในการใช้กำลังการผลิตในทุน

2.1.1 ประมาณผลผลิตสูงสุดที่สามารถผลิตได้

เริ่มจากกำหนดให้สมการ (2) มีรูปแบบสมการการผลิตเป็น Cobb-Douglas Production Function ดังนี้

$$\ln Y_t = A + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 \ln L_t + \nu_t \qquad \cdots(3)$$

โดย Y_t คือ ผลผลิต (พันล้านบาท)
K_t คือ ยอดคงค้างของทุนสุทธิ ณ ราคาคงที่ (พันล้านบาท)
L_t คือ จำนวนผู้มีงานทำ (ล้านคน)

จากสมการ (3) ในการศึกษานี้จะใช้ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ ณ ราคาคงที่ (GDP) เป็นตัวแทนผลผลิต สำหรับตัวแปรปัจจัยการผลิตพบว่าข้อมูลทุนทั้งหมดที่ใช้ในการผลิต (K_t) ของไทยไม่สามารถวัดได้ เพราะอัตราการใช้กำลังการผลิตรวม U_t ไม่สามารถประมาณการได้โดยตรง ในการศึกษานี้ K_t จึงถูกแทนด้วยยอดคงค้างสินค้าทุนสุทธิ (Net Capital Stock) ทำให้ประมาณการสมการผลผลิตบิดเบือน เนื่องจากอัตราการใช้กำลังผลิตจะถูกรวมอยู่ในค่าความคลาดเคลื่อน (residuals; ν_t) ทั้งนี้ ข้อมูลยอดคงค้างของทุนมีเฉพาะข้อมูลรายปี และมีข้อมูลล่าสุดถึงปี 2542 เท่านั้น ดังนั้น คณะผู้ศึกษาจึงนำข้อมูลรายปีมากระจายเป็นรายไตรมาสและปรับ

ปรุงข้อมูลให้ถึงปี 2543 โดยอาศัยข้อมูลอนุกรมการลงทุนรวม ณ ราคาปี 2531 จากผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศรายไตรมาสที่ 4/2543 ของสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ (สศช.)[4]

สำหรับ L_t ในการศึกษานี้ใช้จำนวนผู้มีงานทำ (Employed Persons) เป็นตัวแทนจำนวนชั่วโมงการทำงานทั้งหมดที่ใช้ในการผลิตที่ใช้ตามทฤษฎี เนื่องจากจำนวนชั่วโมงการทำงานค่อนข้างจะหายากและมีการแกว่งตัวน้อยมาก ส่วนหนึ่งสามารถอธิบายได้จากวิธีการจ่ายค่าจ้างแรงงานตามชั่วโมงทำงานเป็นสัดส่วนที่น้อยมากเมื่อเทียบกับการจ่ายค่าจ้างเป็นวัน สัปดาห์ หรือเดือน ทำให้ความผันผวนของชั่วโมงการจ้างงานน้อย

จากข้อมูลแรงงานปรากฏว่าจำนวนชั่วโมงการทำงานเฉลี่ยของแรงงานไทยค่อนข้างทรงตัวในช่วงปี 2536 ถึง 2543 โดยจำนวนชั่วโมงการทำงานในตลาดแรงงานในระบบ (Formal Labour Market) อยู่ระหว่าง 48 ถึง 52 ชั่วโมงต่อสัปดาห์ ในปี 2541 ซึ่งเป็นปีที่เศรษฐกิจไทยหดตัวร้อยละ 10.8 มีจำนวนชั่วโมงการทำงานเฉลี่ยต่ำสุดที่ 48.4 ชั่วโมงต่อสัปดาห์ในการสำรวจรอบเดือนกุมภาพันธ์ และเนื่องจากไม่มีข้อมูลผลผลิตจากแรงงานกลุ่มดังกล่าว ทำให้ไม่สามารถพิจารณาผลิตภาพการผลิต (Productivity) ได้ และไม่สามารถสะท้อนถึงการใช้ปัจจัยแรงงานได้อย่างเหมาะสม

นอกจากความไม่สมบูรณ์ของข้อมูลการใช้ปัจจัยแรงงานแล้ว ข้อมูลผู้มีงานทำอดีตตั้งแต่ปี 2536 ยังมีไม่ครบทุกไตรมาส เนื่องจากในช่วงก่อนปี 2541 สำนักงานสถิติแห่งชาติซึ่งเป็นหน่วยงานที่ทำการสำรวจข้อมูลด้านแรงงานไม่ได้มีการสำรวจแรงงานเป็นรายไตรมาส ดังนั้น คณะผู้ศึกษาจึงจำเป็นต้องทำการเชื่อมข้อมูลที่ขาดหายไปโดยใช้เทคนิค ARIMA ในโปรแกรม RATS[5]

การประมาณผลผลิตตามศักยภาพในช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 2536 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี 2543 ตามสมการ (3) โดยใช้วิธี Ordinary Least Square (OLS) ได้ผลดังนี้

$$\ln(Y_t) = \underset{(2.93)}{2.906}^{**} + \underset{(4.28)}{0.318}^{**} \ln(K_t) + \underset{(0.86)}{0.238} \ln(L_t) \qquad \cdots(4)$$

** ระดับนัยสำคัญที่ร้อยละ 1

R^2 adjusted = 0.4033 D.W.= 0.5579 F-statistic =11.48

จากสมการ (4) พบว่าค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร K_t แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตาม การประมาณการผลผลิตตามศักยภาพโดยใช้ยอดคงค้างทุนสุทธิแทนค่า K_t ในสมการ (4) เท่ากับเป็นการสมมติว่ายอดคงค้างทุนสุทธิทั้งหมดถูกใช้ไปในการผลิต แต่ในความเป็นจริงผลผลิตที่เกิดขึ้นไม่ได้มาจากการใช้กำลังการผลิตเต็มที่ตลอด ดังนั้น การใช้ยอดคงค้างทุนสุทธิเป็นตัวแปรจึงไม่เหมาะสม เพราะจะทำให้ค่าผลผลิตตามศักยภาพที่คำนวณได้ต่ำกว่าความเป็นจริง Klein (1999) กล่าวว่า มีปัญหาสำคัญ 2 ประการที่จะเกิดขึ้นในการวัดปัจจัยทุน (fixed capital) คือ

1. ข้อมูลที่ใช้ไม่สะท้อนถึงระดับการใช้กำลังการผลิตของทุนและการพัฒนาในคุณภาพที่เกิดจากความก้าวหน้าทางเทคโนโลยี การใช้มูลค่าเบื้องต้นของยอดคงค้างของทุน ณ สิ้นงวด อาจมีข้อผิดพลาด โดยเฉพาะเมื่อเวลาผ่านไปคุณภาพของทุนดีขึ้น ในขณะที่ราคาอาจจะคงเดิม หรือต่ำลง ทำให้ได้ผลผลิตมากขึ้นหรือมีคุณภาพดีขึ้น

[4] ดูเพิ่มเติมจาก ภาคผนวก ก

[5] ดูเพิ่มเติมจาก ภาคผนวก ข

2. ในการผลิตไม่ได้ใช้ทุนที่มีอยู่ทั้งหมดในการผลิตอย่างเต็มที่ แนวคิดของผลผลิตตามศักยภาพเป็นสิ่งเดียวกันกับผลผลิตสูงสุดที่สามารถผลิตได้ นั่นคือ ระดับผลผลิตที่เป็นไปได้ที่เกิดจากการผลิตภายใต้เทคโนโลยีที่ใช้อยู่ร่วมกับการใช้ปัจจัยการผลิตอย่างเต็มที่ทุกปัจจัย อาทิ ทุน และ แรงงาน ดังนั้น การวัดปัจจัยการผลิตที่ใช้ในการผลิตผลผลิตตามศักยภาพ คือ ทุน ณ อัตราการใช้กำลังการผลิตสูงสุด และมีระดับการจ้างงานเต็มที่

การปรับคุณภาพของข้อมูลสินค้าทุนจะช่วยลดการบิดเบือนของการเปลี่ยนแปลงทางเทคโนโลยี ในทางปฏิบัติมีการใช้ตัวแปรที่แตกต่างกันในการเป็นตัวแทนการเปลี่ยนแปลงทางเทคโนโลยี เช่น ใช้การนำเข้าวัตถุดิบและสินค้าทุน (Klien, 1999) ใช้ข้อมูลการจดทะเบียนสิทธิบัตรเพื่อประมาณยอดคงค้างรวมของการวิจัยและพัฒนา (Kim and Moon, 2000) สำหรับประเทศไทยการศึกษาผลิตภาพรวมของปัจจัยการผลิต (Total Factor Productivity: TFP) ชี้ว่ามีความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีภายในประเทศเพียงเล็กน้อย (Tinakorn and Sussangkarn, 1996 และ 1998)

เพื่อแก้ไขข้อบกพร่องดังกล่าว คณะผู้ศึกษาจึงได้ปรับสมการ (2) ใหม่ โดยนำเอาอัตราการใช้กำลังการผลิตมาใช้ ดังนี้

$$Y_t = A(F(K_t, L_t)) * U \qquad \cdots(5)$$

โดยที่ A คือ ตัวปรับหน่วย (Scale Factor)
U_t คือ อัตราการใช้กำลังการผลิตโดยรวม

สมการ (5) แสดงระดับผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงเกิดจากการใช้ปัจจัยการผลิตไม่เต็มที่ สะท้อนจากอัตราการใช้กำลังการผลิตรวม (U_t) ที่มีค่าต่ำกว่า 1 ดังนั้น ถ้าหากเราใช้ปัจจัยการผลิตที่มีอยู่ทั้งหมดอย่างเต็มที่ ค่าอัตราการใช้กำลังการผลิตโดยรวมนี้จะมีค่าเท่ากับ 1 ทางด้าน A หมายถึงตัวปรับหน่วยที่มีไว้เนื่องจากรูปแบบสมการการผลิตเป็นการเชื่อมระหว่างตลาดผู้ผลิตกับตลาดการบริโภค ผลผลิตที่ได้อยู่ในตลาดการผลิตจะมีราคาแตกต่างกับตลาดการบริโภคจึงต้องมีตัวปรับให้ข้อมูลทางฝั่งซ้ายคือ Y_t ซึ่งหมายถึงผลผลิตตามราคาตลาดให้เท่ากับฝั่งขวา $F(K_t, L_t) * U_t$ ที่เป็นผลผลิตตามราคาผู้ผลิต อย่างไรก็ตาม ในทางปฏิบัติ เราต้องประมาณ U_t เนื่องจากไม่สามารถหาได้โดยตรง สาเหตุอีกประการหนึ่งที่สนับสนุนการใช้อัตราการใช้กำลังการผลิตรวม คือ การใช้รายได้ประชาชาติ หรือ GDP ซึ่งวัดมูลค่าเพิ่มจากการผลิต แทนที่จะเป็นปริมาณผลผลิต ทำให้จำเป็นต้องมีตัวแปรที่สะท้อนการใช้วัตถุดิบเป็นตัวแปรอิสระทางด้านขวามือของสมการ ตัวแปรอัตราการใช้กำลังการผลิตสามารถใช้แทนตัวแปรวัตถุดิบได้ [6] รวมทั้ง ตัวแปรอื่น ๆ ที่สามารถใช้ได้ เช่น การใช้พลังงาน ไฟฟ้า หรือน้ำมัน การนำเข้าวัตถุดิบ เป็นต้น

ทั้งนี้ สมการ (5) สามารถนำไปประยุกต์ใช้กับการผลิตภาคอุตสาหกรรมและใช้ข้อมูลทุนนำเข้าเพื่อแสดงถึงข้อมูลคุณภาพได้ นอกจากนี้ รูปอย่างง่ายของสมการ (5) ทำให้สามารถเชื่อมโยงระดับผลผลิตไปสู่สมการการจ้างงาน สมการค่าจ้าง และสมการการลงทุน ซึ่งไม่สามารถคำนวณได้จากระบบสมการลดรูป (Reduced form Equation) ดังเช่นในกรณีของ SVAR

---

[6] คณะผู้ศึกษาขอขอบคุณ ดร. อารยะ ปรีชาเมตตา ที่ชี้ประเด็นการตีความการใช้อัตรากำลังการผลิตเป็นตัวแทนตัวแปรสินค้าขั้นกลาง หรือวัตถุดิบ

จากสมการ (5) สามารถแสดงในรูปแบบสมการการผลิตแบบ Cobb-Douglas Production Function ได้ดังนี้

$$\ln Y_t = A + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 \ln L_t + \beta_3 \ln U_t + \varepsilon_t \quad \cdots(6)$$

โดย U_t คืออัตราการใช้กำลังการผลิตโดยรวมตามแนวความคิดของ Klien (1999)

การศึกษานี้ไม่ได้รวมผลของการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยี จากสมการ (6) U_t ไม่สามารถประมาณได้โดยตรงในการศึกษาขั้นต่อไป คณะผู้ศึกษาจึงพยายามปรับปรุงข้อมูลยอดคงค้างของทุนสุทธิให้สามารถสะท้อนถึงการใช้กำลังการผลิตได้มากที่สุด เพื่อลดผลของการบิดเบือนที่รวมอยู่ใน residual ตามที่อธิบายไว้ข้างต้น

ในทำนองเดียวกัน ข้อมูลแรงงานที่ใช้ในสมการ (4) ยังมีความไม่เหมาะสม เนื่องจากการใช้จำนวนผู้มีงานทำโดยตรงไม่สะท้อนการใช้แรงงานที่ทำงานเต็มที่ เพราะในช่วงที่เศรษฐกิจตกต่ำพบว่าจำนวนผู้ทำงานต่ำระดับ (ผู้ทำงานน้อยกว่า 35 ชั่วโมงต่อสัปดาห์) เพิ่มสูงขึ้น ซึ่งโดยปกติแล้วอัตราการทำงานต่ำระดับจะมีค่าค่อนข้างคงที่ประมาณร้อยละ 2 ของกำลังแรงงานรวม แต่อัตรานี้มีค่าเพิ่มขึ้นเกือบถึงระดับร้อยละ 3-4 ในปี 2541-2542 โดยสูงสุดถึงร้อยละ 5 ในไตรมาสที่ 4 ปี 2541 นอกจากนี้ การทำงานต่ำระดับยังมีความผันผวนตามฤดูกาลสูง สะท้อนการปรับตัวของการว่างงานที่ช้ากว่าเศรษฐกิจอย่างมาก ดังนั้น คณะผู้ศึกษาจึงนิยามแรงงานที่ทำงานเต็มเวลา (LF_t) หมายถึง ผู้มีงานทำหักด้วยผู้ทำงานต่ำระดับเพื่อใช้แทน L_t ทั้งนี้เพื่อกำจัดการใช้แรงงานที่ไม่มีประสิทธิภาพและลดผลของฤดูกาลออกจากข้อมูลได้ระดับหนึ่ง

สมการ (6) เขียนใหม่โดยปรับตัวแปรทุนและแรงงานให้สะท้อนอัตราการใช้กำลังการผลิต ดังแสดงในสมการ (7) ซึ่งอยู่ภายใต้สมมติฐาน Homogeneous function

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(K_t \quad KU_t) + \alpha_3 \ln LF_t + \varepsilon_t \quad \cdots(7)$$

โดยที่ KU_t แทนอัตราการใช้กำลังการผลิตของยอดคงค้างของทุนรวม

LF_t แทนแรงงานที่ทำงานเต็มเวลา

อย่างไรก็ตาม ข้อมูลอัตราการใช้กำลังการผลิตของยอดคงค้างของทุนรวมไม่สามารถวัดได้โดยตรงเช่นกัน คณะผู้ศึกษาจึงใช้ข้อมูลอัตราการใช้กำลังการผลิตของภาคอุตสาหกรรม (CU_t) ที่จัดทำขึ้นโดยธนาคารแห่งประเทศไทยเป็นตัวแทนของ KU_t ในช่วงทศวรรษที่ผ่านมา ยอดคงค้างของทุนในภาคอุตสาหกรรมมีค่าเป็นสัดส่วนประมาณร้อยละ 15–17 ของยอดคงค้างของทุนรวม

รูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง CU_t และ KU_t เป็นเงื่อนไขสำคัญของการศึกษา หากกำหนดให้ CU_t เป็นอัตราการใช้กำลังการผลิตของ KU_t เพียงอย่างเดียว แสดงในรูปสัดส่วน ดังนี้

$$KU_t = \gamma CU_t \quad \cdots(8)$$

แทนความสัมพันธ์ข้างต้นนี้ลงในสมการ (7) จะได้

$$\ln Y_t = A + \alpha_2 \ln(K_t \quad CU_t) + \alpha_3 \ln LF_t + \varepsilon_t \qquad \cdots(9)$$

โดยที่ $A = \alpha_1 + \alpha_2 \ln \gamma$ และ CU_t คือ อัตราการใช้กำลังการผลิตของภาคอุตสาหกรรม

ผลการประมาณสมการ (9) ในช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 2536 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2543 สามารถแสดงได้ดังนี้

$$\ln Y_t = \underset{(1.78)}{1.333^{*}} + \underset{(8.06)}{0.694^{**}} \ln(K_t \quad CU_t) - \underset{(-0.99)}{0.207} \ln LF_t \qquad \cdots(10)$$

**ระดับนัยสำคัญ 1 %

R^2 adjusted = 0.7011 D.W.= 0.774 F- Statistics = 37.36

ผลการคำนวณพบว่าสมการ (10) มีค่า R^2 adjusted สูงกว่าสมการ (4) อย่างมีนัยสำคัญ แต่ค่าสัมประสิทธิ์ของ LF_t มีเครื่องหมายผิด เนื่องจากเกิดปัญหา Multicollinearity กล่าวคือ LF_t ขึ้นอยู่กับทุนที่ถูกใช้งาน หรือยอดคงค้างของทุนรวมที่ปรับด้วยอัตราการใช้กำลังการผลิตของภาคอุตสาหกรรมนั่นเอง ปัญหา Multicollinearity นี้จะบรรเทาลงถ้าประมาณสมการการผลิตภายใต้ข้อสมมติของผลได้ต่อขนาดคงที่ (Constant Return to Scale) (Klien, 1999)

นอกจากนี้ จากการทดสอบ Chow's test พบว่ามีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างเศรษฐกิจในปี 2540 ซึ่งเป็นปีแรกของการเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ประกอบกับข้อมูลการจ้างแรงงานเต็มเวลา (LF_t) มีลักษณะผันผวนตามฤดูกาลมาก เนื่องจากในช่วงไตรมาสที่ 2 จะมีแรงงานใหม่เข้าสู่ตลาดแรงงานหลังจบการศึกษา อีกทั้งที่ไตรมาสที่ 2-3 เป็นฤดูเพาะปลูกและเก็บเกี่ยว ดังนั้น คณะผู้ศึกษาจึงเพิ่มตัวแปรหุ่น (Dummy Variable) สองตัว คือ D97 และ DQ23 เพื่อ สะท้อนความผันผวนดังกล่าว ผลการประมาณสามารถแสดงได้ ดังนี้

$$\ln Y_t = \underset{(0.04)}{0.016} + \underset{(7.83)}{0.612^{**}} \ln(K_t \quad CU_t) + \underset{(7.83)}{(1-0.612)^{**}} \ln LF_r + 0.040^{**} \quad D97$$
$$- \underset{(-3.35)}{0.047^{**}} \quad DQ23 \qquad \cdots(11)$$

* ระดับนัยสำคัญที่ 10 % และ ** ระดับนัยสำคัญ 1 %

R^2 adjusted = 0.7621 D.W.=1.148 F-Statistics = 34.10

สมการ (11) ให้ผลประมาณการดีกว่าสมการ (10) ชี้ให้เห็นว่าสมการการผลิตของไทยที่มีความยืดหยุ่นคงที่ ค่าตัดแกน y หรือค่าสัมประสิทธิ์ของเทคโนโลยีลดลงมากจนไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ หลังจากการนำอัตราการใช้กำลังการผลิตมาร่วมพิจารณา

หากเรายกเลิกข้อสมมติความสัมพันธ์ระหว่าง CU_t และ KU_t ตามสมการ (8) และให้ CU_t เป็นตัวแทนอัตราการใช้กำลังการผลิตรวม กล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ เราไม่กำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ของ ln K_t เท่ากับของ ln CU_t สมการ (9) เขียนใหม่ได้ ดังนี้

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln K_t + (1-\alpha_2)\ln LF_t + \alpha_3 \ln CU_t + \alpha_4 D97 + \alpha_5 DQ23 + \varepsilon_t \qquad \cdots(12)$$

และผลประมาณการ ดังนี้

$$\ln Y_t = \underset{(-2.49)}{-0.851^{*}} + \underset{(11.88)}{0.759^{**}} \ln K_t + \underset{(11.88)}{(1-0.759)^{**}} \ln LF_t + \underset{(4.95)}{0.369^{**}} \ln CU_t$$
$$\underset{(-2.68)}{-0.059^{*}} D97 - \underset{(-4.50)}{0.046^{**}} DQ23 \qquad \cdots(13)$$

* ระดับนัยสำคัญที่ 10 % และ ** ระดับนัยสำคัญ 1 %

R^2 adjusted = 0.8736 D.W.=1.208 F-Statistics = 54.53

การยกเลิกข้อจำกัดค่าสัมประสิทธิ์ของ KU_t และ CU_t ให้ผลการประมาณสมการ (13) ดีกว่าสมการ (11) ดังนั้น การศึกษานี้ขอเสนอว่าไม่ควรกำหนดอัตราการใช้กำลังการผลิตเฉพาะเจาะจงไปยังปัจจัยการผลิตชนิดใดชนิดหนึ่งเท่านั้น เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราการใช้กำลังการผลิตสะท้อนการปรับตัวของธุรกิจให้เหมาะสมกับการเปลี่ยนแปลงทุก ๆ ปัจจัย ทั้งตลาดแรงงาน ตลาดสินค้าทุน และตลาดผลผลิต

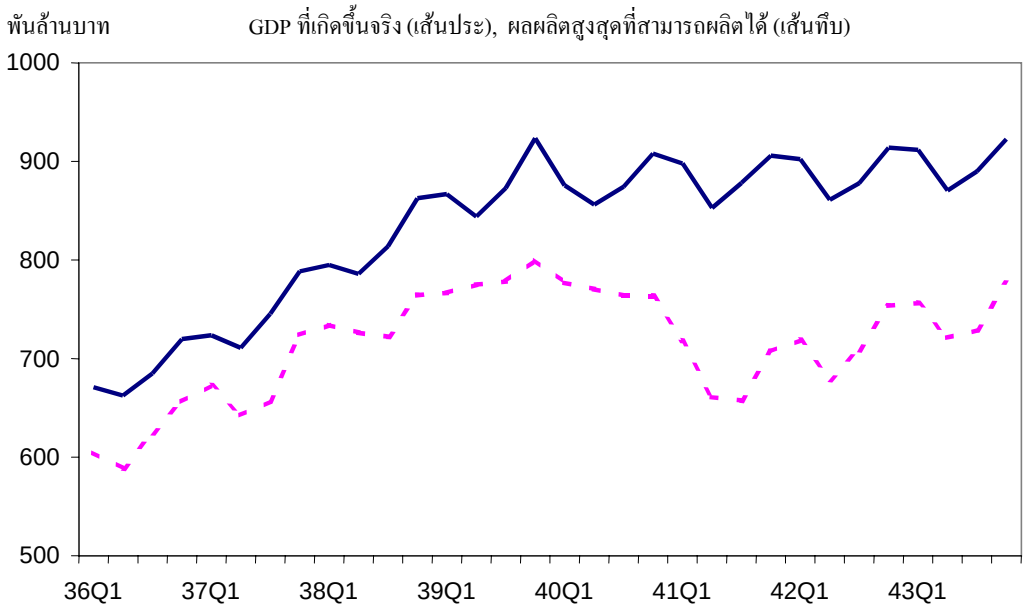
เราคำนวณระดับผลผลิตมากที่สุด โดยกำหนดให้ CU_t ในสมการ (13) มีค่าเท่ากับ 1 ผลการคำนวณ[7] แสดงในรูปที่ 1 จะเห็นได้ว่าระดับผลผลิตสูงสุดที่สามารถผลิตได้ (เส้นทึบ) จะอยู่สูงกว่าระดับผลผลิตที่เกิดขึ้นจริง ซึ่งแสดงโดยผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ (เส้นประ) อยู่เสมอ เนื่องจากผู้ผลิตมักจะมีกำลังการผลิตส่วนเกินอยู่เสมอเพื่อรองรับการเพิ่มขึ้นของอุปสงค์ระยะสั้น ถึงแม้ว่าอัตราการใช้กำลังการผลิตในบางครั้งอาจมีค่าเกิน 1 ได้ในบางอุตสาหกรรม อาทิเช่น อุตสาหกรรมเยื่อกระดาษ ผลิตภัณฑ์กระดาษ วัสดุก่อสร้าง ปิโตรเลียม เครื่องดื่ม และแผงวงจรไฟฟ้า อย่างไรก็ตามเหตุการณ์ที่ทุกอุตสาหกรรมจะทำงานได้เต็มหรือเกินกำลังการผลิตในขณะเดียวกันเป็นไปได้ยากจึงทำให้ผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงต่ำกว่าผลผลิตศักยภาพเสมอ

ผลผลิตตามศักยภาพที่คำนวณได้ตามวิธีนี้ชะลอตัวมากในช่วงหลังวิกฤตเศรษฐกิจเฉลี่ยเพียงร้อยละ 0.6 และหดตัวในบางไตรมาสในช่วงปี 2540-2541 เทียบกับที่ขยายตัวร้อย 8.6 ในช่วงก่อนวิกฤตการณ์ ความแตกต่างของอัตราการขยายตัวของผลผลิตตามศักยภาพตามวิธีนี้ ส่วนหนึ่งสะท้อนการชะลอตัวของการสะสมทุนในช่วงวิกฤตการณ์ รวมทั้งข้อจำกัดด้านข้อมูล

คุณภาพของประมาณการผลผลิตตามศักยภาพด้วยวิธีข้างต้นนี้จะขึ้นกับคุณภาพของตัวแปรที่นำมาใช้แทนอัตราการใช้กำลังการผลิตของยอดคงค้างของทุนรวม (KU_t) ทั้งนี้ อัตราการใช้กำลังการผลิตของภาคอุตสาหกรรม (CU_t) มีคุ้มรวมประมาณร้อยละ 44.5 ของการผลิตในภาคอุตสาหกรรมทั้งหมด หรือคิดเป็นประมาณร้อยละ 13 ของการผลิตทั้งหมดในระบบ

[7] ข้อมูลผลผลิตตามศักยภาพจากวิธีการต่างๆ ดูจากภาคผนวก ง

รูปที่ 1 GDP ที่เกิดขึ้นจริงและผลผลิตสูงสุดโดยวิธี Production function



2.1.2 ประมาณผลผลิตที่ไม่ก่อให้เกิดแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ

ในส่วนนี้จะประมาณผลผลิตตามศักยภาพตามนิยามของผลผลิตที่ยั่งยืน (Non-accelerating Inflation Rate of Output) ซึ่งหมายถึงระดับผลผลิตที่ไม่ส่งแรงกดดันต่อภาวะเงินเฟ้อ วิธีการประมาณตามนิยามนี้คล้ายคลึงกับวิธีข้างต้น แต่ใช้อัตราการใช้กำลังการผลิตของยอดคงค้างของทุน (KU_t^*) ที่ถูกกำหนดจากอัตราการว่างงานตามธรรมชาติ แทนอัตราการใช้กำลังการผลิตของยอดคงค้างของทุนรวม (KU_t)

การประมาณ KU_t^* จะต้องอาศัยข้อมูลอัตราการว่างงานที่ไม่ก่อให้เกิดแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ (Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment: NAIRU) หรืออีกนัยหนึ่งคือ อัตราการว่างงาน ณ ระดับที่อัตราเงินเฟ้อไม่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลง และเนื่องจากแรงงานเป็นผู้ใช้ปัจจัยทุน ดังนั้น อัตราการใช้แรงงาน ณ ระดับ NAIRU จะสามารถสะท้อน KU_t^*

ในขั้นแรกจึงต้องทำการประมาณ NAIRU ของไทย โดยอาศัยแนวทางดั้งเดิม คือ Phillips Curve ซึ่งแสดงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราการว่างงาน กล่าวคือ แรงกดดันในตลาดแรงงานจะส่งผลกระทบต่อต้นทุนการผลิตและอัตราเงินเฟ้อ ดังนั้น เมื่ออัตราการว่างงานที่เกิดขึ้นต่ำกว่า NAIRU สะท้อนถึงการเกิดอุปสงค์ส่วนเกินต่อแรงงานในระบบเศรษฐกิจมากส่งผลให้ค่าจ้างเพิ่มขึ้น ทำให้มีแรงกดดันต่อเงินเฟ้อเพิ่มขึ้นตาม ในทางกลับกัน เมื่ออัตราการว่างงานที่เกิดขึ้นจริงสูงกว่า NAIRU สะท้อนถึงการมีอุปทานส่วนเกินของแรงงานในระบบเศรษฐกิจมากส่งผลให้ค่าจ้างลดลง และมีแรงกดดันให้เงินเฟ้อลดลง

จากการวิเคราะห์ของ Phillips (1985) Lipsey (1960) และ งานชิ้นอื่น ๆ[8] ภายหลังที่เกี่ยวกับ Phillips Curve ชี้ให้เห็นว่าความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราการว่างงานไม่ได้มีความสัมพันธ์เชิงเส้นตรง นอกจากนั้น NAIRU ก็ไม่ได้คงที่ (Gruen, Pagan and Thompson (1999) และ Estrella and Mishkin (1999)) เนื่องจากเกิดการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างของประชากรและโครงสร้างทางเศรษฐกิจที่รวมไปถึงตลาดแรงงานด้วย ซึ่งแตกต่างจากการศึกษาในอดีตที่มักจะกำหนดให้ NAIRU มีค่าคงที่

การศึกษานี้อาศัยแนวทางการศึกษาของ Clark และ Laxton (1997), Gruen, Pagan และ Thompson (1999) ในการประมาณความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราการว่างงานสำหรับประเทศไทย โดยในขั้นแรกเริ่มจากทดสอบความมีเสถียรภาพของ NAIRU ซึ่งประมาณจากสมการ Phillips Curve ในรูปเส้นตรง ต่อจากนั้นประมาณแบบจำลองที่กำหนดให้พารามิเตอร์สามารถผันแปรตามเวลา (Time-Varying Parameter) ในรูปแบบที่ไม่ใช่เส้นตรง โดยใช้วิธี Kalman Filter ในการประมาณ NAIRU

สมการ Phillips Curve ตามที่ปรากฏในงานวิจัยต่างๆ เช่น Clark และ Laxton (1997), Gruen, Pagan และ Thompson (1999) แสดงได้ ดังนี้[9]

$$\pi_t = \pi_t^e + F(NAIRU_t - u_t) \qquad \ldots(14)$$

โดยที่ π_t หมายถึง อัตราเงินเฟ้อ π_t^e หมายถึง อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ (Inflation Expectation) และ $F(NAIRU_t - u_t)$ คือ รูปแบบฟังก์ชันที่แสดงถึงอุปสงค์และอุปทานส่วนเกินในระบบเศรษฐกิจ ซึ่งวัดได้จากความแตกต่างระหว่าง NAIRU กับ อัตราการว่างงานที่เกิดขึ้นจริง

ก่อนที่จะประมาณ Phillips Curve เราพิจารณาว่ามีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างเศรษฐกิจและตลาดแรงงานหรือไม่ โดยความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราการว่างงานรายไตรมาส (รูปที่ 2) ซึ่งชี้ให้เห็นว่า มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเศรษฐกิจและตลาดแรงงานเมื่อพิจารณาจากความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราการว่างงานแบ่งออกเป็น 2 ช่วง คือ ช่วงปี 2516 ถึง 2523 เนื่องจากเกิดวิกฤตราคาน้ำมัน ส่งผลให้อัตราเงินเฟ้อเพิ่มสูงมาก และช่วงปี 2524 ถึง 2543 อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราการว่างงานที่รวมอัตราการทำงานต่ำระดับ (รูปที่ 3) เพื่อให้สอดคล้องกับแนวคิดของแรงงานทำงานเต็มเวลาที่ใช้ในฟังก์ชันการผลิต พบว่าในช่วงไตรมาสที่ 4 ของปี 2540 ถึงไตรมาสแรกของปี 2542 เป็นช่วงต้นของวิกฤตเศรษฐกิจมีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างทางเศรษฐกิจทางด้านอุปสงค์ (Demand Shock) โดยเส้น Phillips Curve เคลื่อนไปทางขวา

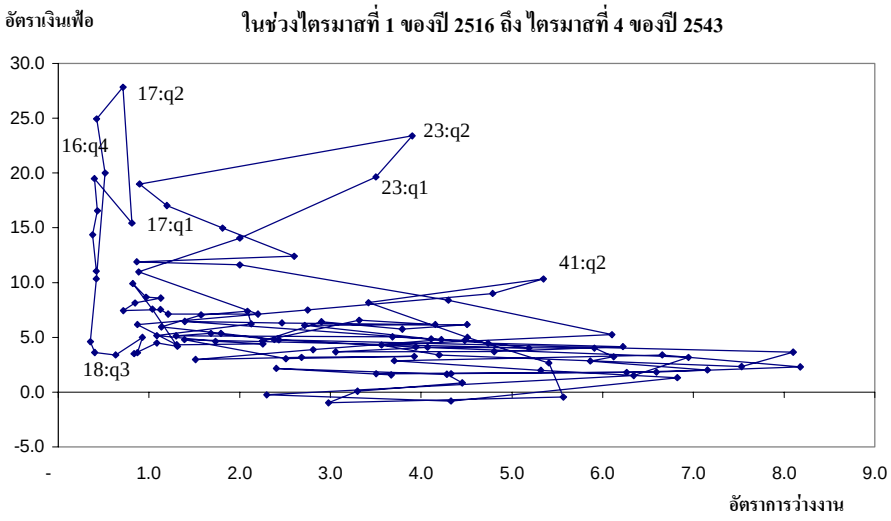
---

[8] ดูจาก Coe (1985), Coe (1988) และ Grubb (1986) งานของท่านเหล่านี้ได้ให้มุมมองเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อจากค่าจ้างกับอัตราการว่างงานว่าอาจจะไม่อยู่ในรูปเส้นตรงและสามารถประมาณได้จากสมการค่าจ้างที่อยู่ทั้งในรูปเส้นตรงหรือมิใช่เส้นตรงก็ได้

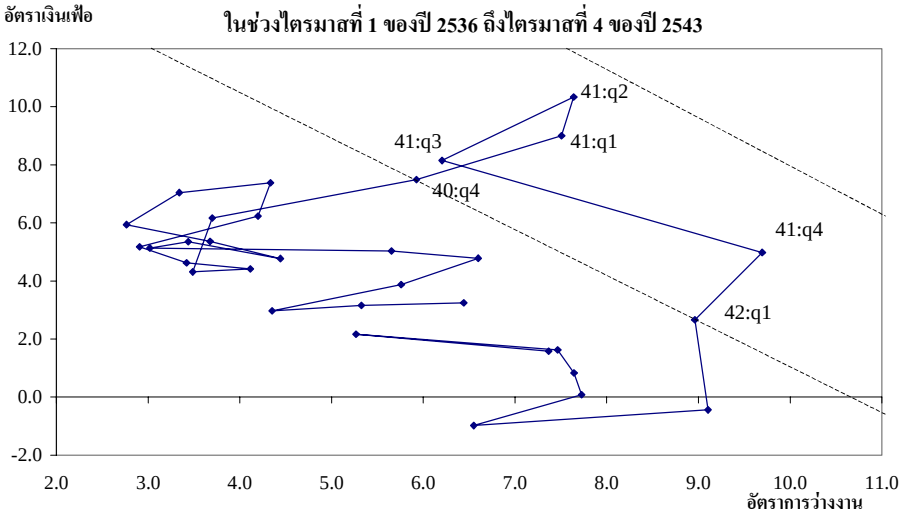
ดู Nickell (1987) , Layard , Nickell และ Jackman (1991) , Clark และ Laxton (1997) งานของท่านเหล่านี้ได้เน้นถึงความสัมพันธ์ที่มิใช่เส้นตรงระหว่างอัตราเงินเฟ้อของค่าจ้างที่แท้จริง (Real wage inflation) และอัตราการว่างงาน

[9] ดูจาก Clark และ Laxton (1997) สำหรับแบบจำลองพื้นฐานของ Phillips curve

รูปที่ 2 : อัตราเงินเฟ้อ และ อัตราการว่างงาน
ในช่วงไตรมาสที่ 1 ของปี 2516 ถึง ไตรมาสที่ 4 ของปี 2543



รูปที่ 3 อัตราเงินเฟ้อ และอัตราการว่างงานที่รวมอัตราการทำงานต่ำระดับ
ในช่วงไตรมาสที่ 1 ของปี 2536 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี 2543



ในการประมาณการ Phillips Curve การศึกษานี้ใช้อัตราเงินเฟ้อย้อนหลัง 2 ไตรมาสเป็นตัวแทนของอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ (Inflation Expectation)[10] เนื่องจากเหมาะสมกว่าแนวทางการวัดด้วยวิธีการอื่นโดยเปรียบเทียบ [11] จากสมการ (14) สมการ Phillips Curve ในรูปของเส้นตรงสามารถแสดงได้ ดังนี้

[10] ใช้วิธีการที่เรียกว่า Backward-looking fixed-parameter univariate autoregressive process ในการประมาณอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ซึ่งแบบจำลองในการประมาณอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์นั้นสามารถแสดงได้ดังนี้ $\pi_t^e = A_0 + A_1\pi_{t-1} + A_2\pi_{t-2} + ... + A_n\pi_{t-n}$ โดยที่ π_t^e หมายถึง อัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ A_0 เป็น ค่าคงที่ และ A_i แทน ค่าถ่วงน้ำหนักของอัตราเงินเฟ้อในอดีตที่ส่งผลต่ออัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ในปัจจุบัน โดยสมมติให้ ค่า A_0 มีค่าเท่ากับศูนย์ และผลรวมของค่าถ่วงน้ำหนัก A_i ทั้งหมดมีค่าเท่ากับหนึ่งสำหรับกรณีที่ตัวแปรเป็นข้อมูลย้อนหลังมากๆ (Long period lag) จากการทดสอบด้วย AKAIKE Info Criterion เพื่อพิจารณาว่าตัวแปรย้อนหลังควรจะมีช่วงยาวเท่าใด พบว่า ช่วงของอัตราเงินเฟ้อย้อนหลัง 2 ไตรมาสเป็นประมาณการอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่เหมาะสม

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} + \gamma(\text{NAIRU}_t - u_t) \quad \ldots(15)$$

ทั้งนี้ หาก NAIRU มีค่าคงที่ สมการ (15) สามารถเขียนได้ใหม่เป็น

$$\pi_t = \gamma A + \alpha\pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} - \gamma u_t \quad \ldots(16)$$

ในการประมาณสมการ (16) ในช่วงไตรมาสแรกของปี 2536 จนถึงไตรมาสที่ 4 ของปี 2543 แทนอัตราการว่างงาน (u_t) ด้วย การว่างงานที่รวมกับอัตราการทำงานต่ำกว่าระดับ (u_{1t}) ให้ผลประมาณการ ดังนี้

$$\pi_t = (0.121)(\underset{(3.74)}{5.54^{*}}) + \underset{(10.54)}{1.537^{**}}\pi_{t-1} + (1-\underset{(10.54)}{1.537})^{**}\pi_{t-2} - \underset{(1.29)}{0.121}u_{1t} \quad \cdots(17)$$

โดยที่ **, * แทน การทดสอบนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับร้อยละ 1 และ 10 ตามลำดับ

R^2 adjusted = 0.8548 D.W.=1.55 และ F-stat = 92.27

แม้ว่าค่าสัมประสิทธิ์ γ จะเป็นไปตามที่คาดคะเนไว้ แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ คณะผู้ศึกษาจึงปรับปรุงสมการ (16) โดยการเพิ่มตัวแปรอื่นที่มีผลต่ออัตราเงินเฟ้อ คือ การเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้านำเข้าซึ่งมีผลกระทบต่อราคาของสินค้าขั้นสุดท้าย (Final goods) ในประเทศ ดังนี้

$$\pi_t = \gamma A + \alpha\pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} - \gamma u_t + \beta pm_t \quad \ldots(18)$$

โดยที่ pm_t คืออัตราการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้านำเข้า

ประมาณการสมการ (18) โดยอาศัยข้อมูลในช่วงเวลาเดียวกันให้ผลดังนี้

$$\pi_t = (\underset{(2.66)}{0.147^{*}})(\underset{(2.66)}{3.45^{*}}) + \underset{(5.33)}{1.192^{**}}\pi_{t-1} + (1-\underset{(5.33)}{1.192})^{**}\pi_{t-2} - \underset{(1.65)}{0.147^{*}}u_{1t} + \underset{(2.86)}{0.033^{*}}pm_t \quad \cdots(19)$$

โดยที่ **, * แทน การทดสอบนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับร้อยละ 1 และ 10 ตามลำดับ

R^2 adjusted = 0.877 D.W.=1.25 และ F-stat = 73.78

จากผลการประมาณความสัมพันธ์ข้างต้น NAIRU ในช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 2536 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี 2543 มีค่าร้อยละ 3.4 ของกำลังแรงงาน ในขณะที่ไตรมาสที่ 1 ของปี 2540 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี 2543 NAIRU มีค่าร้อยละ 4.4 ของกำลังแรงงานซึ่งเป็นการชี้ให้เห็นว่าความสัมพันธ์ระหว่างเงินเฟ้อและอัตราการว่างงานมิได้มี

---

[11] ในทางทฤษฎี อัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ประกอบไปด้วยองค์ประกอบสองส่วน คือ $\alpha\pi_t^e + (1-\alpha)\pi_{t-1}$ ส่วนแรกเป็นการมองไปข้างหน้า (Forward-looking) ถึงอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ ในขณะที่ส่วนที่สองเป็น การมองย้อนกลับเพื่อพิจารณาถึงอัตราเงินเฟ้อในอดีตที่ผ่านมา เครื่องชี้ที่สำคัญในการใช้เป็นตัววัดอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ คือ ข้อมูลผลตอบแทนจากพันธบัตร (Bond yield) แต่อย่างไรก็ตาม ข้อมูลดังกล่าวมีอนุกรมเวลาไม่เพียงพอที่จะนำมาใช้ในสมการ ทั้งนี้เพราะในอดีต ประเทศไทยยังไม่ได้มีการพัฒนาตลาดพันธบัตรที่ดีพอในช่วง 10 ปีที่ผ่านมา รวมทั้งประเภทของพันธบัตรที่มีอยู่ในตลาดก็ไม่หลากหลายพอสำหรับการสร้างเส้นผลตอบแทน (Yield curve) ที่สมบูรณ์ ดังนั้น เราจึงใช้วิธี Backward-looking ในการประมาณอัตราเงินเฟ้อคาดการณ์ของประเทศไทย

เสถียรภาพ และในช่วงไตรมาสที่ 1 ปี 2536 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2539 NAIRU มีค่าร้อยละ 4.9 [12] อย่างไรก็ตาม พบว่าค่าของสัมประสิทธิ์ของอัตราการจ้างงานมีค่าเป็นบวก ทั้งนี้ สมมติฐานในการอธิบายความสัมพันธ์ในเชิงบวกนี้ คือ เกิดการ mismatch ระหว่างความต้องการแรงงาน และ ผู้หางาน แม้มีความต้องการแรงงานเพิ่มขึ้น แต่เนื่องจากไม่สามารถหาแรงงานที่ตรงกับความต้องการได้ ส่งผลให้อัตราการว่างงาน และอัตราการทำงานต่ำระดับเพิ่มขึ้นได้ ในขณะที่ความต้องการแรงงานยังคงมีอยู่ ซึ่งกดดันให้เงินเฟ้อสูงขึ้น

ทั้งนี้ ค่า NAIRU ที่ประมาณได้ในแต่ละช่วงเวลามีความแตกต่างกันได้ เนื่องจากอาจมีการเปลี่ยนแปลงทางด้านโครงสร้างการผลิต ส่งผลให้ความต้องการแรงงานเปลี่ยนแปลงไป อัตรา NAIRU จึงแตกต่างออกไปในแต่ละช่วง นอกจากนี้ ค่าจ้างแรงงานที่มีความเปลี่ยนแปลงแตกต่างกันในแต่ละช่วงเวลาก็เป็นอีกสาเหตุที่ทำให้ NAIRU ต่างกัน อย่างไรก็ตาม ข้อมูลในการสนับสนุนคำอธิบายข้างต้นต้องอาศัยข้อมูลในระดับจุลภาค (Micro Level) ซึ่งไม่สามารถหาได้อย่างสมบูรณ์ ดังนั้นในการประมาณ NAIRU โดยใช้เฉพาะข้อมูลระดับมหภาค (Macro Level) จึงอาจไม่เหมาะสม และแม่นยำเท่าใดซึ่งถือเป็นข้อจำกัดของวิธีการประมาณการผลผลิตตามศักยภาพโดยใช้ NAIRU นี้

ด้วยเหตุที่ NAIRU ไม่มีเสถียรภาพจึงต้องใช้แบบจำลองที่ค่าพารามิเตอร์สามารถผันแปรตามเวลาได้ (Time-varying Parameter Model) และใช้วิธี Kalman Filter ในการวัด NAIRU จากสมการ (14) กำหนดให้ Phillips Curve ในรูปแบบไม่ใช่เส้นตรง ดังนี้

$$F(NAIRU_t - u_t) = \gamma(NAIRU_t - u_t)/(u_{1t} - \phi) \qquad \ldots(20)$$

เมื่อ γ หมายถึง พารามิเตอร์ที่วัดขนาดของความเว้า (Degree of Convexity) และ ϕ หมายถึง ระดับการว่างงานที่ต่ำสุดในรูป Absolute Terms อย่างไรก็ตามจะพบว่าเป็นการยากที่จะประมาณค่า ϕ ทั้งนี้เพราะ ในการดำเนินนโยบายการเงินนั้นมักจะหลีกเลี่ยงไม่ให้เศรษฐกิจอยู่ในภาวะที่อัตราการว่างงานที่เข้าใกล้ระดับต่ำที่สุด ดังนั้นจึงสมมติให้ ϕ = 0 และสามารถแสดงสมการ Phillips Curve แบบไม่ใช่เส้นตรงได้ดังนี้

$$\pi_t = A(L)\pi_t + \gamma(NAIRU_t - u_{1t})/u_{1t} + \varepsilon_t^{\pi} \qquad \cdots(21)$$

ในที่นี้จะกำหนดให้ $Z_t = \gamma NAIRU$ เพื่อแปลงสมการ (21) ให้อยู่ในรูปแบบจำลองที่เป็น Time-Varying Constant term ดังนั้นสมการ (21) เขียนใหม่ได้เป็น

$$\pi_t = -\gamma + A(L)\pi_t + Z_t^* u_{1t}^{-1} + \varepsilon_t^{\pi} \qquad \cdots(22)$$

และกำหนดให้ Z_t^* ในสมการ (22) เป็น Random walk ดังนี้ โดยกำหนด v_t เป็น $N(0, \sigma_v^2)$

$$Z_t^* = Z_{t-1}^* + v_t \qquad \cdots(23)$$

---

[12] เป็นที่น่าสังเกตว่าค่า NAIRU ตลอดช่วงเวลา 2536-2543 มีค่าต่ำกว่าเมื่อแยกพิจารณาเป็นสองช่วง แต่ค่าสัมประสิทธิ์แสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของช่วง 2536-2539 มีค่าแตกต่างจากค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากช่วง 2536-2543 และ ช่วง 2540-2543

ทั้งนี้ การกำหนดให้ Z_t^* มีคุณสมบัติเป็น Random Walk เป็นคุณสมบัติที่เป็นไปได้ยาก แต่หากกำหนดให้ Z_t^* มีคุณสมบัติอื่นจะเป็นการกำหนดทางทฤษฎีที่ผูกมัดไป (too strong a priori condition)

แทนค่าอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ด้วย Polynomial Lag ในสมการ (21) เพื่อให้ได้ค่าส่วนที่เหลือ (Residuals)

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= \pi_t - A(L)_t \pi_t \\ &= \varepsilon_t^{\pi} + Z_t^* / u_t - \gamma \end{aligned} \qquad \cdots(24)$$

ทำการประมาณค่า Polynomial Lag Order 3 ด้วยการย้อนหลัง 4 ไตรมาส โดยกำหนด Far End Constraint[13] ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้ คือ -0.49 -0.196 และ -0.343 และได้รับผลประมาณการดังนี้

$$\pi_t = \underset{(15.25)}{1.434^*}\pi_{t-1} - \underset{(3.25)}{0.225^*}\pi_{t-2} - \underset{(7.31)}{0.490^*}\pi_{t-3} - \underset{(2.94)}{0.069^*}\pi_{t-4} + \underset{(5.74)}{0.33^*}\pi_{t-5} \quad , \qquad \cdots(25)$$

โดยที่ ** , * แทน การทดสอบนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับร้อยละ 1 และ 10 ตามลำดับ

R^2=0.9038 Adjusted R^2 = 0.8972

เมื่อได้ค่าส่วนที่เหลือ (Residuals) จากสมการ (24) นำมาหาความสัมพันธ์ในสมการ (23) ด้วยวิธี Kalman Filter โดยกำหนดให้ Noise to Signal Ratio มีค่าเท่ากับ 0.3

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= -0.714^* + Z_t^* / u_t + \hat{\varepsilon}_t^{\pi} \\ Z_t^* &= Z_{t-1}^* + v_t \end{aligned} \qquad \cdots(26)$$

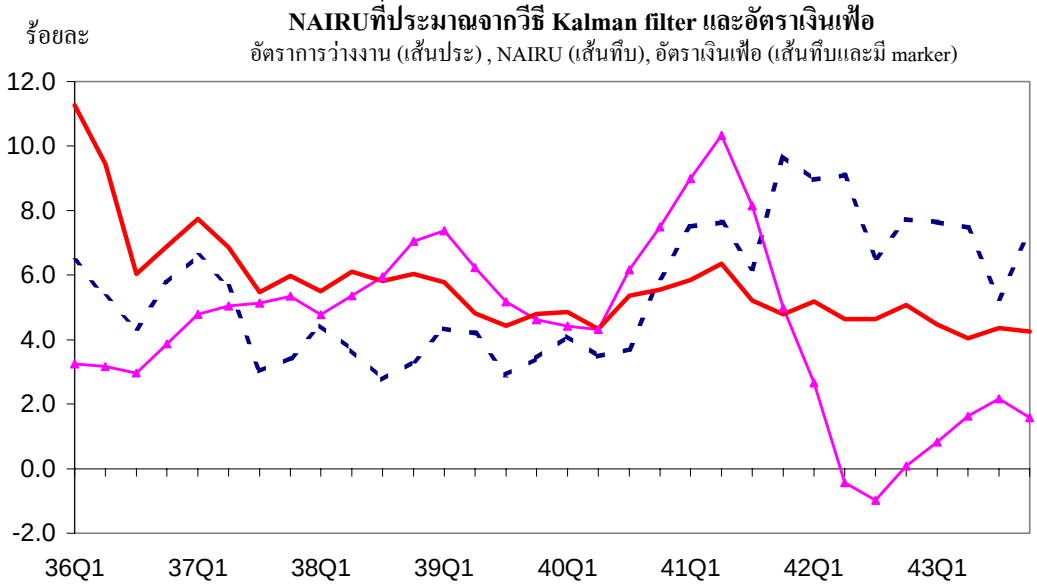
และค่าความแปรปรวนของ $\hat{\varepsilon}_t$ เท่ากับ 0.584*

โดยที่ ** , * แทน การทดสอบนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับร้อยละ 1 และ 10 ตามลำดับ

จากสมการ (26) สามารถหาค่า NAIRU ได้ดังนี้ NAIRU = Z_t^*/γ โดยแสดงในรูปที่ 4 ดังต่อไปนี้

[13] ผลของตัวแปรนำที่มีต่อตัวแปรตามจะหมดไปในที่สุด

รูปที่ 4 : อัตราการว่างงานที่รวมอัตราการทำงานต่ำระดับ



จากรูปที่ 4 พบว่าในช่วงปี 2536 ถึง 2541 อัตราการว่างงานที่เกิดขึ้นอยู่ต่ำกว่า NAIRU ส่งแรงกดดันต่อเงินเฟ้อให้เพิ่มขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับภาวะเงินเฟ้อที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นในช่วงเดียวกัน สังเกตได้ว่า NAIRU ในปี 2536 และ 2537 มีค่าสูงถึงร้อยละ 7-11 ของกำลังแรงงานรวม ส่วนหนึ่งสามารถอธิบายด้วยภาวะอุปทานแรงงานส่วนเกินสูง ทั้งนี้ อาจเกิดจากการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างการผลิต หรือค่าจ้างแรงงานเปลี่ยนแปลงค่อนข้างยาก (Wage Rigidity) ในช่วงดังกล่าว อย่างไรก็ตาม ไม่สามารถพบข้อมูลจริงที่สนับสนุนสมมติฐานข้างต้น

ขั้นต่อไปจะประมาณการผลผลิตตามศักยภาพจากสมการ (7) โดยคำนวณหาแรงงานที่ทำงานเต็มเวลา (LF*) เพื่อเป็นตัวแทนแรงงานที่ทำงานเต็มที่ (LF) จาก NAIRU ที่ได้รับจาก Kalman Filter ดังนี้

$$LF_t^* = L_t - Unemp_t^* \qquad \cdots(27)$$

โดย LF_t^* หมายถึง จำนวนแรงงานที่ทำงานเต็มเวลา ณ อัตราการว่างงาน NAIRU

L_t หมายถึง จำนวนกำลังแรงงานทั้งหมด

$Unemp_t^*$ หมายถึง จำนวนแรงงานที่ว่างงาน ณ อัตราการว่างงาน NAIRU

ทั้งนี้ สามารถคำนวณหาอัตราการใช้กำลังการผลิตของยอดคงค้างของทุนที่สอดคล้องกับภาวะเศรษฐกิจ ณ ระดับอัตราการว่างงาน NAIRU (KU_t^*) ที่จะใช้เป็นตัวแทนของ (KU_t) ในสมการ (7) จากสมการต่อไปนี้

$$KU^* / KU = (100 - NAIRU_t)/(100 - u_{1t}) \qquad \cdots(28)$$

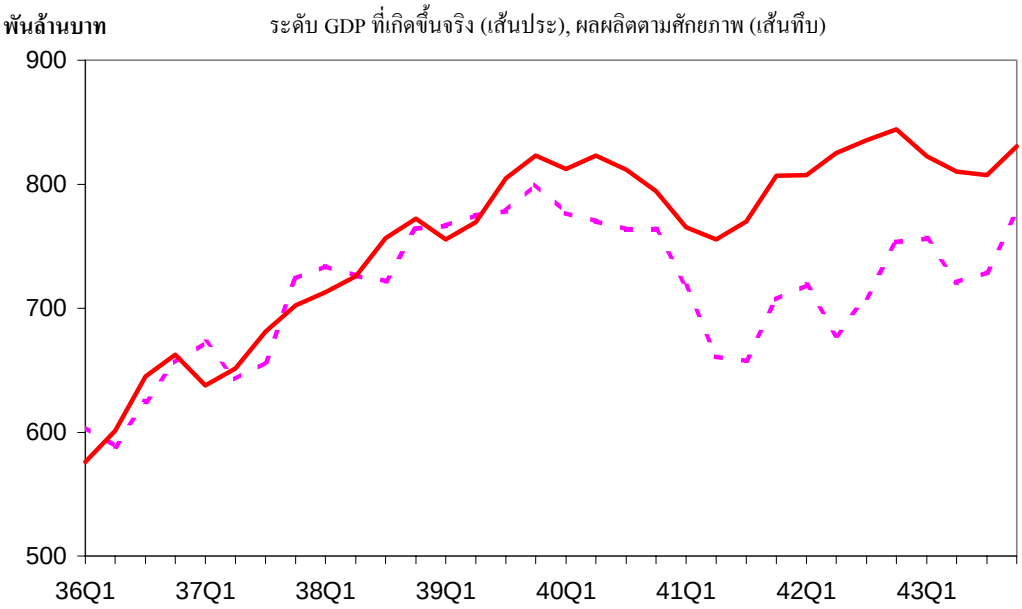
โดย KU หมายถึง อัตราการใช้กำลังการผลิตของยอดคงค้างของทุนรวม ซึ่งประมาณจาก CU_t^{γ} ตามสมการ (8) เนื่องจาก CU_t^{γ} มีความเหมาะสมมากกว่าในการสะท้อนการใช้กำลังการผลิตของปัจจัยทั้งหมด

ดังนั้น ระดับของทุนที่ใช้ ณ เศรษฐกิจอยู่ในระดับที่มีอัตราการว่างงานเท่ากับ NAIRU (KF_t^*) คือ

$$KF_t^* = K_t * KU_t^* \qquad \cdots(29)$$

เพื่อการคำนวณหาระดับผลผลิตเต็มศักยภาพ แทนค่า KF_t^* และ LF_t^* ในสมการ (13) โดยตัดตัวแปรหุ่นออก (dummy variables) เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเศรษฐกิจ และการเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาลได้ถูกสะท้อนอยู่ใน NAIRU และอัตราเงินเฟ้อตามลำดับ จากการคำนวณดังกล่าวผลผลิตเต็มศักยภาพ[14] (Potential Output) และผลผลิตในประเทศที่แท้จริง (Real GDP) แสดงในรูปที่ 5 ดังต่อไปนี้

รูปที่ 5 :GDP ที่เกิดขึ้นจริงและผลผลิตตามศักยภาพที่ไม่ก่อให้เกิดเงินเฟ้อโดยใช้ Production function



2.2 วิธีประมาณด้วย Frontier Production Function

สมการการผลิต ณ ระดับของหน่วยผลิตสามารถหาได้จากผลผลิตที่แต่ละหน่วยสามารถผลิตได้มากที่สุด นั่นคือ

$$y_t = \max(f(k_t, l_t)) \quad \cdots (30)$$

โดยที่ k และ l คือทุนและแรงงานของหน่วยผลิตตามลำดับ

เมื่อรวมสมการ (30) ของทุกหน่วยผลิตเข้าด้วยกัน เราจะได้ฟังก์ชันการผลิตรวม และให้ “ระดับผลผลิตสูงสุด” (the maximum output level: MOL) ดังนั้น สมการการผลิตรวมคือ

$$Y_t = \max(F(K_t, L_t)) \quad \cdots (31)$$

โดยที่ K และ L คือ ทุนและแรงงานที่ถูกใช้ในการผลิต

สมการ (31) แสดง MOL ถูกกำหนดจากปัจจัย K และ L ซึ่งการที่ระดับผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงสูงกว่าระดับผลผลิตที่ได้จากสมการ (31) ควรจะมาจากความผิดพลาดในการเก็บข้อมูลเท่านั้น ตามวิธีของ Chantanahom (1994) ฟังก์ชันการผลิตแบบ Cobb-Douglas เขียนได้ดังนี้

[14] ข้อมูลผลผลิตตามศักยภาพจากวิธีต่างๆ ดูจากภาคผนวก ง

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln L_t + v_t - w_t \qquad \cdots(32)$$

โดยที่ v คือ ตัวแปรสุ่มของความผิดพลาดทางสถิติและผลกระทบอื่นๆ โดยที่ v มีการแจกแจงคือ $v \sim (0,\sigma_v^2)$ และ w สะท้อนให้เห็นถึงผลกระทบภายนอกรวมที่ทำให้ไม่สามารถผลิตได้เต็มศักยภาพ โดยที่ w มีการแจกแจงแบบ truncated normal คือ $w \sim (\mu_w,\sigma_w^2)$

สมการ (32) ประมาณโดยใช้ K, L และใช้อัตราการใช้กำลังการผลิตรวม ขอเสนอให้ปรับสมการ (31) โดยใช้ความสัมพันธ์

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln K_t * CU + \alpha_3 \ln L_t + v_t - w_t \qquad \cdots(33)$$

โดย KU คือ อัตราการใช้กำลังการผลิตของทุน

กำหนดให้ e มีค่าเท่ากับ v-w และ Probability density function (PDF) ของ e สามารถเขียนได้ดังนี้

$$f(e_t) = (2/\sigma)\ f^*(e_t/\sigma)\ [1 - F^*(e_t\lambda/\sigma)] \qquad \cdots(34)$$

โดยที่ $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_w^2$ และ $\lambda = \sigma_v/\sigma_w$ และ f^*, F^* คือ normal PDF และ normal cumulative distribution function ตามลำดับ

เมื่อหาคำตอบจากฟังก์ชัน log likelihood ของสมการ (35) ค่ามากที่สุดโดยวิธี non-linear optimization จะได้

$$\mathbf{E}(u_t|e_t) = \sigma\{f^*(.)/(1 - F^*(.)) - (.)\} \qquad \cdots(35)$$

โดย $(.) = \sigma(e_t\lambda/\sigma)$ และ σ*2 คือ $\sigma^{*2} = \sigma_v^2\sigma_w^2/\sigma^2$

ในการประยุกต์ใช้ stochastic frontier จากสมการ (13) โดยไปกำหนดเงื่อนไข homogeneity ในขั้นต่อมาเรานอกจากจะใช้เงื่อนไข homogeneity แล้วยังกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร CU มีค่าเป็นศูนย์ การประมาณค่าสมการ non-homogenous จะใช้ค่าสัมประสิทธ์ที่ได้จากวิธี OLS เป็นค่าเริ่มต้น วิธีการที่ใช้ประมาณคือ DFP (Davidon, Fletcher และ Powell) และวิธี Newton-Raphson โดยใช้ half step length สามารถประเมินค่าได้ดังนี้

ตารางที่ 1 ประเมินค่า SFPE

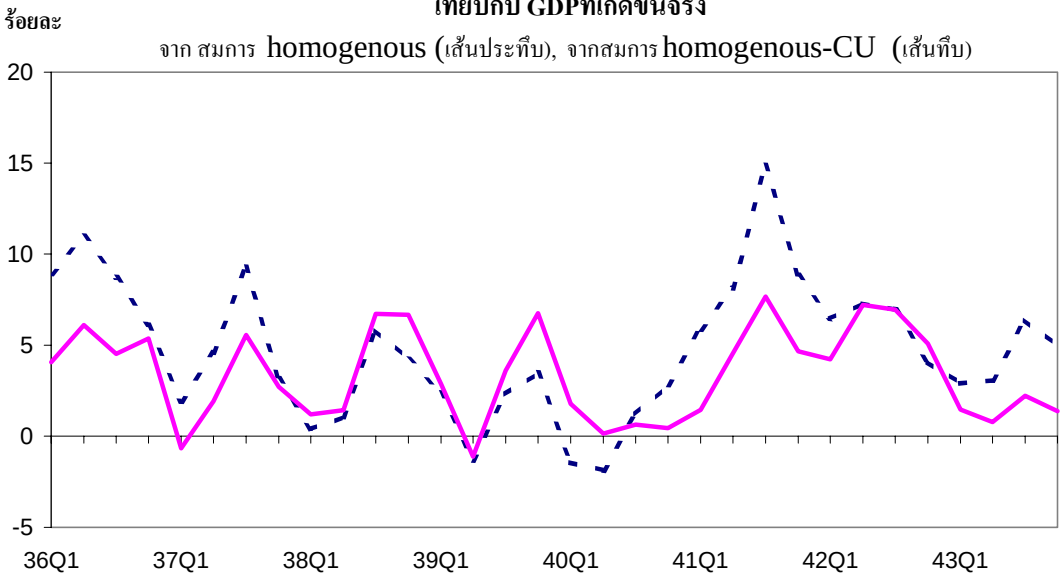
ตัวแปร	Homogenous	Homogenous-CU
C	-0.647*	0.705*
K	0.726*	0.462*
L	0.274*	0.538*
CU	0.349*	
D97	-0.061*	-0.075*
D23	-0.041*	-0.047*
λ	3.846*	3.103*

*ระดับนัยสำคัญ 10%

เมื่อกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ของ CU มีค่าเท่ากับศูนย์ gradient vector ณ จุด convergence ยังคงมีค่ามาก แสดงให้เห็นความสำคัญของตัวแปร CU ดังนั้นจึงพิจารณาเพียงผลของการประมาณค่าจากสมการ non-

homogenous และ homogenous เท่านั้น ตารางที่ 4 แสดงผลประมาณจากสมการทั้งสอง และในรูปที่ 6 จะแสดง output gap ซึ่งได้แสดงออกมาในรูปของผลผลิตที่แท้จริง ทั้งนี้ ผลที่ได้รับจากสมการเงื่อนไข homogenous-CU มีความเหมาะสมในทางทฤษฎีสำหรับการประมาณค่าผลผลิตตามศักยภาพ

รูปที่ 6 : สัดส่วนช่องว่างผลผลิต (Output Gap)โดยวิธี Stochastic Frontier Production เทียบกับ GDPที่เกิดขึ้นจริง



2.3 วิธีประมาณด้วย Hodrick-Prescott (HP) multivariate filter

HP filter เป็นเครื่องมือทางคณิตศาสตร์เพื่อใช้ในการหาแนวโน้มของอัตราความเจริญทางเศรษฐกิจที่มีค่าความแปรปรวนต่ำที่สุด คล้ายคลึงกับ state-space model กองทุนการเงินระหว่างประเทศ (IMF) ใช้ HP filter เพื่อพิจารณาผลผลิตตามศักยภาพ หรือระดับผลผลิตในระยะยาว Canova (1998) ได้กล่าวถึงความนิยมในการใช้ HP filter ดังนี้

"ความนิยมในการใช้ HP filter ของนักเศรษฐศาสตร์มหภาคประยุกต์เกิดจากความยืดหยุ่นในการใช้งานและแนวโน้มที่เกิดขึ้นคล้ายคลึงกับที่นักวิเคราะห์ลากดินสอต่อจุดของข้อมูลได้เอง"

การใช้ HP filter มีข้อควรระวังหลายข้อด้วยกัน 1) แนวโน้มที่ได้จาก HP filter จะขาดความเชื่อมโยงกับทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ 2) หากมีการเพิ่มข้อมูลมากขึ้นในภายหลังจะทำให้แนวโน้มในอดีตเปลี่ยนแปลงได้ นอกจากนี้ 3) HP ยังเป็น filter ที่สมมาตร ซึ่งอาจเป็นสาเหตุของการแปรผันในส่วนเริ่มต้นและส่วนสุดท้ายของข้อมูลอนุกรมเวลา

แนวโน้มของผลผลิตที่แท้จริง (Y*) ที่ได้จากข้อมูลดิบ (raw series) ของผลผลิตที่แท้จริง โดยผ่านขั้นตอนของการหาขนาดของการเคลื่อนไหวของผลผลิตที่แท้จริงรอบ ๆ แนวโน้มของตัวมันเองให้มีค่าต่ำที่สุดภายใต้ข้อจำกัดการเปลี่ยนแปลงของอัตราเพิ่มของแนวโน้มระหว่าง 2 ช่วงเวลาที่มีค่ามากที่สุด วิธี HP จะใช้เพื่อแยกแนวโน้มของผลผลิต (Y*) จากผลผลิตที่แท้จริง (Y) โดยทำให้ค่าที่เกิดขึ้นจากสมการต่อไปนี้ต่ำที่สุด

$$\min_{Y^*} \sum_{t=1}^{T} (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)\right]^2 \quad \cdots(36)$$

ค่าพารามิเตอร์ λ กำหนดความใกล้เคียงของข้อมูลที่ปรับให้เรียบกับข้อมูลที่เกิดขึ้นจริง ข้อบกพร่องหลักของวิธีนี้ คือ การละเลยการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างและระบบ และปัญหาจุดปลายข้อมูล (end point)

Laxton and Tetlow (1992) ได้พัฒนาวิธี HP โดยรวมสมการเงินเฟ้อเข้าในปัญหา minimization ของวิธี HP แบบปกติ สมการผลผลิต-เงินเฟ้อ (output inflation) กล่าวว่าเงินเฟ้อขึ้นกับเงินเฟ้อในอดีต output gap และตัวแปรกำหนดอื่น ๆ

$$\pi_t = A(L)\pi_{t-1} + B(L)Z_t + C(L)(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad \cdots(37)$$

โดยที่ π คือ เงินเฟ้อ

Z คือ เมตริกซ์ของตัวแปรกำหนด

เมื่อพิจารณาสมการข้างต้นร่วมกับปัญหา minimization จะได้สมการดังนี้

$$\min_{Y^*} \sum_{t=1}^{T} \alpha_t (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \sum_{t=1}^{T} \beta_t \varepsilon_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)\right]^2 \quad \cdots(38)$$

ประเด็นความยากประการแรกของการประเมินค่าผลผลิตตามศักยภาพจากวิธีนี้ คือ ไม่ทราบค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) ของสมการเงินเฟ้อรวมทั้งผลผลิตตามศักยภาพ Y* ดังนั้นขั้นแรก ประมาณการผลผลิตตามศักยภาพจาก HP filter ในสมการ (36) เพื่อหาค่าสัมประสิทธิ์ของสมการเงินเฟ้อ และนำค่าสัมประสิทธิ์ดังกล่าวไปใช้ในการหา $\hat{\varepsilon}$ ในสมการ (37) ขั้นที่สอง ทำการคำนวณค่าความคลาดเคลื่อนของสมการเงินเฟ้อ ($\hat{\varepsilon}_t$) และนำค่าดังกล่าวแทนในปัญหา minimization สมการ (38) ขั้นที่สามเนื่องจากเกิดความแตกต่างอย่างมากระหว่างผลของ multivariate HP filter กับการประเมินผลการผลิตตามศักยภาพในรอบแรก จึงทำซ้ำในกระบวนการข้างต้น ตั้งแต่ขั้นที่สองโดยใช้ผลผลิตตามศักยภาพที่ได้จาก multivariate HP filter แทนที่จะได้จาก HP filter จนกระทั่งได้ผลที่ได้ในแต่ละรอบมีค่าใกล้เคียงหรือมีค่าตรงกัน การทำซ้ำในครั้งที่ 3 ของสมการเงินเฟ้อระหว่างช่วงเวลา 2537:1-2543:4 (จำนวนข้อมูลที่นำมาใช้ลดลง เนื่องจาก multivariate filter) ได้ผลดังนี้

$$\pi_t = \underset{(10.49)}{0.782^{**}}\,\pi_{t-1} + \underset{(0.56)}{0.028}(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) + \underset{(2.81)}{0.145^{**}}(Y_{t-2} - Y_{t-2}^*) \quad \cdots(39)$$

**ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 1

R^2= 0.932 , R^2 adj. = 0.920 , DW.= 1.732 ,F-stat = 81.72 , Q-stat(1)=0.362

โดยที่ π คือ inflation ในแต่ละไตรมาส

Y_t^* คือ แนวโน้ม HP multivariate จากการทำซ้ำครั้งที่ 2

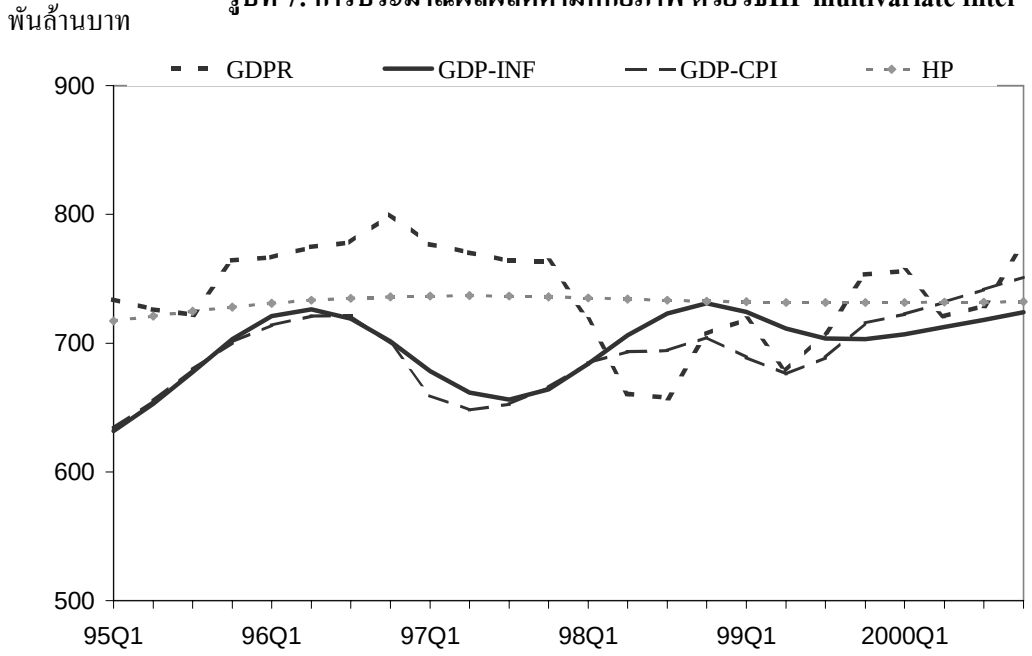
และ Y_t คือ GDP ที่แท้จริงซึ่งแสดงในรูปของ natural logs

สมการ (39) แสดงถึงค่าสัมประสิทธิ์ที่ใช้ใน Multivariate filter ค่า Q-stat ของสมการดังกล่าวไม่มีนัยสำคัญทางสถิติซึ่งแสดงให้เห็นว่าค่าประมาณของค่าคลาดเคลื่อนนั้นมิได้มีรูปแบบที่แน่นอน นอกจากนี้ระยะเวลาการส่งผ่านและอัตราเงินเฟ้อมีการตอบสนองต่อ output gap ได้ช้า

ประเด็นความยากในจุดที่สองคือการกำหนดน้ำหนักที่เหมาะสมสำหรับการใช้ใน minimization มีพื้นฐานทฤษฎีรองรับ λ ว่าควรเป็นเท่าใด ซึ่งในการวิจัยอิงค่า λ=1600 ตามที่ได้กำหนดโดย Hodrick และ Prescott ซึ่งเป็นค่ามาตรฐานที่ใช้กันทั่วไปสำหรับข้อมูลรายไตรมาส (มีค่าเท่ากับ 14400 หากใช้ในการปรับข้อมูลรายเดือน) แต่อย่างไรก็ตามการกำหนดน้ำหนักของ output gap (α) และช่องว่างเงินเฟ้อ (β) ไม่สามารถทำได้โดยตรงแต่สามารถกำหนดน้ำหนักดังกล่าวให้มีค่าผันแปรได้เมื่อเวลาเปลี่ยนไปขึ้นอยู่กับความสำคัญโดยเปรียบเทียบของช่องว่างทั้งสอง อาจจะแตกต่างกันไปตามแต่ละบุคคล หากให้น้ำหนักสำหรับราคาสูงเท่าไรจะทำให้ผลผลิตที่ได้ห่างจากแนวโน้ม HP มากเท่านั้น เพื่อความง่าย เราจะกำหนดให้น้ำหนักของค่าทั้งสองมีค่าเท่ากับหนึ่ง

การประเมิน HP multivariate filter จากวิธีดังกล่าวข้างต้นซึ่งได้แสดงโดย ข้อมูลอนุกรมของ GDP–INF ดังรูปที่ 7 HP จะถูกแสดงโดยเส้นประสีอ่อนและ HP multivariate ที่จะใช้ inflation ใน Phillips Curve ซึ่งถูกแสดงโดยเส้นประสีเข้ม GDP-INF มีระดับผลผลิตตามศักยภาพที่มีค่าต่ำกว่าผลผลิตที่แท้จริง (GDPR, GDP ณ ระดับราคาคงที่) ตั้งแต่ไตรมาสที่ 3 ของปี 2542 การสร้าง HP multivariate filter จากช่องว่างเงินเฟ้อจะให้ค่า output gap เป็นบวกเสมอ จนกระทั่งมีระดับของเงินเฟ้อ ค่อนข้างคงที่ เมื่อลองใช้น้ำหนักช่องว่างเงินเฟ้อต่าง ๆกัน (มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1) ยิ่งตัวถ่วงของช่องว่างเงินเฟ้อมีค่าน้อยเท่าใดผลผลิตตามศักยภาพที่ได้จะมีค่าใกล้เคียงกับ trend นอกจากนี้เมื่อลองใช้อัตราการเปลี่ยนแปลงรายไตรมาส (Quarter-on-quarter) ของดัชนีราคาผู้บริโภคแทนที่การใช้อัตราเงินเฟ้อในสมการเงินเฟ้อ แสดงโดย GDP-CPI ผลที่ได้มีค่าใกล้เคียงกันยกเว้นตั้งแต่ไตรมาสที่ 4 ในปี 2541 มีช่องว่างผลผลิตถึงแม้จะมีค่าเป็นบวกแต่มีค่าใกล้เคียงศูนย์กว่าข้อมูลที่ได้จากอัตราเงินเฟ้อ ช่องว่างผลผลิตจาก CPI จะสามารถใช้อธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่า CPI เมื่อเทียบระหว่างไตรมาสได้น้อยกว่าวิธีแรกอธิบายเงินเฟ้อ และเนื่องจากภาวะเงินเฟ้อคือเป้าหมายนโยบายการเงินในปัจจุบัน ดังนั้น จึงเลือกใช้ผลผลิตตามศักยภาพที่ได้จากข้อมูลอัตราเงินเฟ้อ (GDP-INF)

รูปที่ 7: การประมาณผลผลิตตามศักยภาพ ด้วยวิธีHP multivariate filter



2.4 วิธีประมาณด้วย Structural VAR (SVAR)

นอกเหนือจากวิธีการดังที่ได้กล่าวมาแล้วข้างต้น เรายังสามารถประมาณการผลผลิตตามศักยภาพได้ด้วยวิธี Structural Vector Autoregression (SVAR) แนวคิดดั้งเดิมของ Vector Autoregression (VAR) ถูก

วิพากษ์วิจารณ์ในเรื่องที่ไม่มีทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์สนับสนุน Amisano and Gianni (1997) ได้กล่าวว่า "ปัญหาแนวคิดหลักของ VAR คือ การตีความของความสัมพันธ์ระหว่างค่าคลาดเคลื่อน และระหว่างตัวแปรที่สังเกตได้อื่น ๆ ปัญหาดังกล่าวสามารถแก้ไขได้โดยการกำหนดข้อจำกัดบางประการขึ้นมาตามการวิเคราะห์ Structural VAR"

หากไม่สามารถแปลงแบบจำลอง VAR แบบลดรูป (Reduced-form VAR Model) ให้กลับไปสู่แบบจำลองเชิงโครงสร้าง (Structural Model) ได้ เราก็ไม่สามารถตีความองค์ประกอบของนวัตกรรมในทางเศรษฐศาสตร์ได้โดยตรง

การศึกษานี้พัฒนาแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคตามแนวคิดของ Blanchard และ Quah (1989) ซึ่งกำหนดให้ GDP ณ ราคาคงที่ถูกกระทบจาก disturbance ทั้งจากด้านอุปสงค์และอุปทาน ตามสมมติฐานอัตราการว่างงานตามธรรมชาติ (Natural Rate Hypothesis) จะพบว่า disturbance จากด้านอุปสงค์จะไม่ส่งผลต่อ GDP ณ ราคาคงที่ในระยะยาว ในขณะที่ Shock ทางด้านอุปทานต่อผลิตภาพทางการผลิตนั้นถูกสมมติให้ส่งผลกระทบต่อผลผลิตอย่างถาวร ดังนั้นเรานิยามผลผลิตตามศักยภาพคือ GDP ที่ไม่รวม disturbance จากทางด้านอุปสงค์

วิธี SVAR ได้ถูกประยุกต์ให้เป็น Autoregressive system ที่ประกอบด้วยตัวแปรสองตัวเพื่อที่จะจำแนกแหล่งที่มาของความผันผวนในผลผลิต สมมติให้อัตราการเจริญเติบโตของผลผลิต (ΔY) และอัตราการว่างงาน (u) มีลักษณะ Stochastic Stationary Process ซึ่งตอบสนองต่อ Shock ทั้งสองได้แก่ Shock จากด้านอุปทาน (e_s) และ Shock ด้านอุปสงค์ (e_d) ที่มีความเป็นอิสระต่อกัน ระบบที่คาดว่าจะได้ภายหลังจากการประยุกต์ SVAR และ Variance Decomposition ได้แก่

$$\Delta Y = e_d(t) - e_d(t-1) + \alpha(e_s(t) - e_s(t-1)) + e_s(t) \quad \cdots(41)$$

$$u = -e_d(t) - \alpha e_s(t) \quad \cdots(42)$$

Disturbance ของอุปสงค์จะมีผลกระทบต่อผลผลิตและการว่างงานในระยะสั้นเนื่องจากราคาปรับตัวช้า ดังนั้นในระยะยาวเมื่อราคาปรับตัวได้แล้วผลกระทบดังกล่าวจะหายไป ผลกระทบด้านอุปทาน อันได้แก่ การพัฒนา (disturbance) ทางด้านผลิตภาพทางการผลิตเท่านั้นที่จะส่งผลต่อระดับผลผลิตในระยะยาว ส่วนการว่างงานในระยะยาวนั้นจะไม่ได้ถูกกระทบจาก disturbance ของทั้งอุปสงค์และอุปทาน

เราใช้แนวทางของ Blanchard and Quah (1989) ตามที่ได้ระบุไว้ใน Amisano และ Giannini (1997) โดย Model ในแบบของ Blanchard นั้นจะถูกแสดงในรูป A-B model

ให้ A และ B เป็น เมตริกขนาด n x n ที่

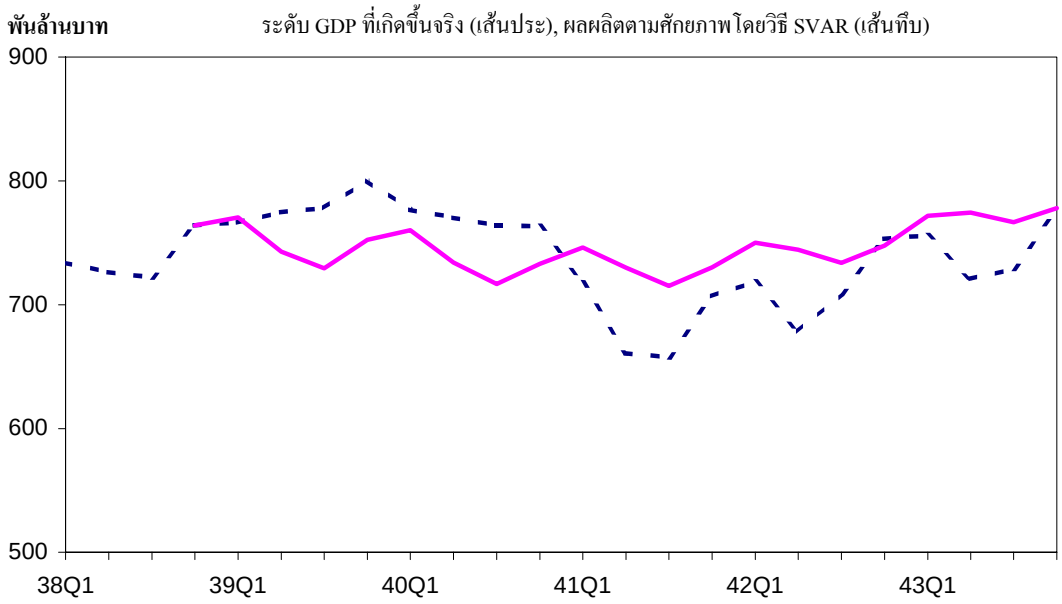
$$\mathbf{A}\mathbf{A}(L)\underline{y}_t = \mathbf{A}\varepsilon_t \quad \cdots(43)$$

$$\mathbf{A}(\varepsilon_t) = \mathbf{B}e_t \quad \cdots(44)$$

เมื่อ ε_t เป็น white noise vector (WNV) ~ ($\underline{0}$, σ^2) และ e_t ~ ($\underline{0}$, I_T)

การกำหนด lag ที่เหมาะสม เราใช้ Akaike Information Criterion (AIC) และ Bayesian Information Criterion (BIC) โดยได้ค่า lag เท่ากับ 5 ไตรมาส อย่างไรก็ตาม เนื่องจากความแปรปรวนในข้อมูลผู้ว่างงาน การทดสอบ lag อาศัย unrestricted OLS โดยมีตัวแปร 4 ตัว คือ first difference ของ GDP (Δy) จำนวนผู้ว่างงาน (unemp) ปริมาณเงิน และระดับราคา (ตัวแปรทั้งหมดอยู่ในรูป natural log) ตัวแปร Δy ในสมการที่ (41) จะต้องเป็น stationary data เพื่อสามารถแยก disturbance ได้

รูปที่ 8 :GDP ที่เกิดขึ้นจริงและผลผลิตตามศักยภาพโดยวิธี Structural VAR



3. การเปรียบเทียบความเหมาะสมของช่องว่างผลผลิต (Output gap) ในแต่ละวิธี

ในการศึกษานี้ได้แสดงวิธีประมาณการผลผลิตตามศักยภาพแบ่งออกเป็น 4 วิธีใหญ่ ๆ อันได้แก่สมการการผลิต Frontier production function HP multivariate filter และ SVAR ซึ่งแต่ละวิธีมีข้อดีข้อเสียแตกต่างกันดังนี้

หลักการของวิธีสมการการผลิตอาศัย Probability density function ของค่าความคลาดเคลื่อนในการกำหนดวิธีประมาณการเป็นสำคัญ เมื่อได้รูปแบบของสมการที่เหมาะสม จึงคำนวณระดับการผลิตที่สอดคล้องกับการใช้ปัจจัยการผลิตซึ่งในที่นี้ได้แก่ปัจจัยทุนและแรงงาน ข้อดีของวิธีการนี้คือมีความเชื่อมโยงกับตัวแปรเศรษฐกิจมหภาค เช่นการลงทุน รวมทั้งเมื่อใช้ NAIRU ประกอบจะมีความเชื่อมโยงโดยตรงกับอัตราเงินเฟ้อ อย่างไรก็ตามเพื่อให้ได้ค่าประมาณของผลผลิตตามศักยภาพจะขึ้นอยู่กับคุณภาพของข้อมูลปัจจัยการผลิตเป็นสำคัญ ข้อมูลปัจจัยการผลิตที่ใช้นับเป็นข้อจำกัดสำคัญของวิธีการนี้

หลักการของวิธี Stochastic Frontier Production Function เป็นหลักการเดียวกันกับวิธีการแรก แต่กำหนดสมมติฐานการกระจายของตัวแปรค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ที่ไม่เป็นเส้นตรง (non-linear) จึงใช้วิธีการประมาณ Maximum Likelihood จากวิธีการดังกล่าวสามารถกำหนดผลผลิตสูงสุดได้ ทั้งนี้ รูปแบบการกระจายตัวของ error term จะขึ้นอยู่กับสมมติฐานทางสถิติเป็นสำคัญ

หลักการของวิธี Multivariate Filter เป็นการหาแนวโน้มระยะยาวของผลผลิตที่สอดคล้องกับเงินเฟ้อโดยอาศัยวิธีการทางคณิตศาสตร์ วิธีนี้มีข้อดีคืออาศัยข้อมูลเพียงสองชุดคือข้อมูลผลผลิตและข้อมูลเงินเฟ้อเท่านั้น ในการประมาณผลผลิตตามศักยภาพ อย่างไรก็ตามวิธีการดังกล่าวอิงทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์น้อยในการหาแนวโน้มระยะยาว รวมทั้งอิงวิธีการ HP filter จึงมีข้อด้อยในเรื่องความน่าเชื่อถือของประมาณผลผลิตตามศักยภาพที่ได้รับในช่วงต้นและปลายของช่วงเวลาที่ศึกษา (end-point)

หลักการของวิธี SVAR คือ การแยกประเภทของ disturbances ที่มีต่ออุปสงค์และอุปทานเนื่องจาก disturbances ของอุปสงค์มีผลกระทบระยะสั้นเท่านั้น ขณะที่ disturbances ของอุปทานมีผลกระทบระยะยาว วิธีนี้มีข้อดีคือใช้ในการอธิบายวัฏจักรเศรษฐกิจซึ่งเป็นแนวคิดใหม่ของเศรษฐศาสตร์มหภาค นอกจากนี้ยังใช้ในการทดสอบวิธีอื่น ๆ ได้อีกด้วย แต่วิธีการดังกล่าวให้ผลที่เปลี่ยนแปลงไปเมื่อช่วงเวลาที่ศึกษาเปลี่ยนไป

ตารางที่ 2 เปรียบเทียบข้อดี-ข้อเสียของวิธีประมาณผลผลิตตามศักยภาพ

	Production Function และ NAIRU	Stochastic Frontier Production Function	Multivariate Filter	Structure VAR
หลักการ	อาศัย pdf เป็นสำคัญ แล้วคำนวณระดับการผลิตที่สอดคล้องกับการว่างงาน	คำนวณผลผลิตสูงสุดที่สามารถผลิตได้	หาแนวโน้มระยะยาวของผลผลิตที่สอดคล้องกับเงินเฟ้อ	การปรับตัวของอุปสงค์มีผลเฉพาะในระยะสั้น
ข้อดี	เชื่อมโยงกับตัวแปร เช่น การลงทุน เงินเฟ้อ โดยตรง	สามารถกำหนดการผลิตสูงสุด	อาศัยข้อมูลน้อย	เป็นแนวคิดใหม่และใช้ทดสอบวิธีอื่นได้
ข้อควรระวัง	อาศัยข้อมูลทางปัจจัยการผลิตที่ถูกต้องเป็นสำคัญ	การคำนวณขึ้นอยู่กับสมมติฐานทางสถิติ	ไม่อาศัยทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์รองรับและมีความผันแปรสูง	ขึ้นอยู่กับช่วงเวลาที่จะใช้

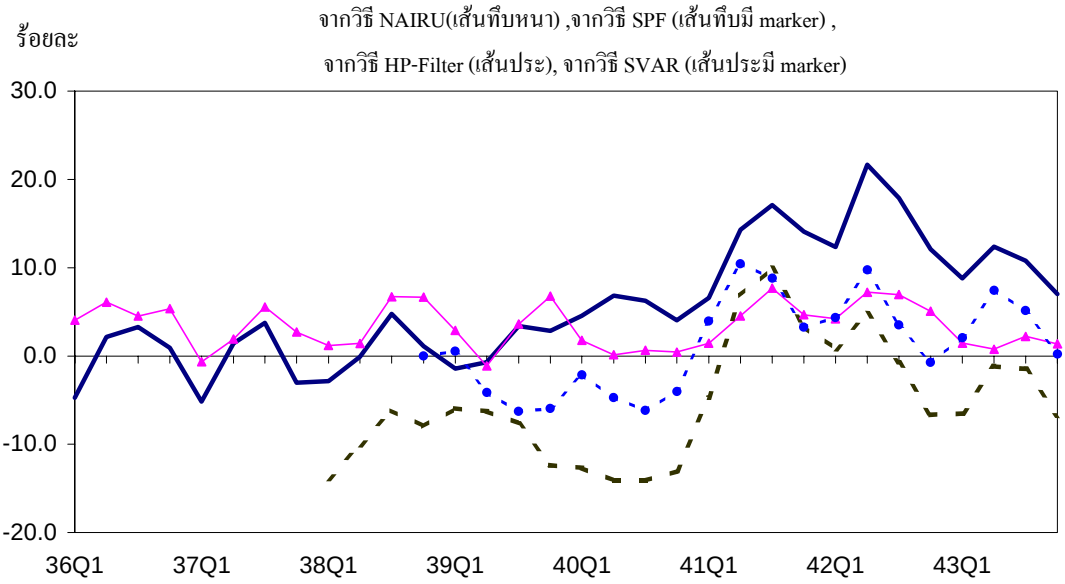
ในการพิจารณาความเหมาะสมในการเลือกใช้ผลผลิตตามศักยภาพที่ประมาณได้จากแต่ละวิธีในการศึกษานี้ใช้สองวิธีคือทดสอบโดยพิจารณาจากความสามารถในการอธิบายเงินเฟ้อ และ ทดสอบโดยพิจารณาจากคุณสมบัติของ Loss Function

3.1 ทดสอบด้วยสมการเงินเฟ้อ

ความเหมาะสมของวิธีการใดวิธีการหนึ่งนั้นขึ้นอยู่กับความสามารถในการอธิบายเงินเฟ้อของช่องว่างผลผลิต (Y-GAP) ที่ได้รับจากประมาณการต่าง ๆ จากรูปที่ 9 แสดงช่องว่างผลผลิตที่ได้มาจากวิธี NAIRU, Stochastical frontier production function, HP-multivariate filter และ SVAR พบว่าช่องว่างผลผลิตมีค่าเป็นบวก ยกเว้นช่องว่างผลผลิตที่ได้จากวิธี HP-multivariate filter เท่านั้นที่ให้ผลการประมาณออกมาในทางตรงกันข้าม ซึ่งภายใต้สภาพการณ์ปัจจุบันเป็นไปยากที่ผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงในปี 2543 จะสูงกว่าผลผลิตตามศักยภาพ

รูปที่ 9: สัดส่วนช่องว่างผลผลิต (Output Gap) จากวิธีประมาณต่างๆ เทียบกับผลผลิตที่เกิดขึ้นจริง

จากวิธี NAIRU(เส้นทึบหนา) ,จากวิธี SPF (เส้นทึบมี marker) ,
จากวิธี HP-Filter (เส้นประ), จากวิธี SVAR (เส้นประมี marker)



เพื่อพิจารณาความเหมาะสมของผลผลิตตามศักยภาพจากแต่ละวิธี สมการซึ่งแสดงความสัมพันธ์แบบ Trade-off ระหว่างเงินเฟ้อและช่องว่างผลผลิต วิธีการที่ใช้คือ OLS และ polynomial lag แสดงได้ดังนี้

ตารางที่ 3 การเปรียบเทียบคุณสมบัติของช่องว่างผลผลิตที่ได้จากวิธีการต่างๆ

$$\pi = a_0 + a_1\pi(-1) + a_2\pi(-2) + b((y^* - y)/y)$$

ตัวแปร	y-NAIRU	y-SFP	y-HPM	y-SVAR
ค่าคงที่	1.183**	0.931*	0.288	0.859**
π(-1)	1.443**	1.520**	1.519**	1.560**
π(-2)	-0.644**	-0.707**	-0.670**	-0.747**
y-gap	-0.047*	-0.030*	-0.066*	-0.068
R^2	0.9075	0.8969	0.9190	0.9176

$\pi = A(\pi) + b((y^* - y)/y)$ โดย A(π) เป็น polynomial lags lags=4 order=3 และ end point restriction

ตัวแปร	y-NAIRU	y-SFP	y-HPM	y-SVAR
π(-1)	1.435**	1.428**	1.350**	1.439**
π(-2)	-0.247**	-0.222**	-0.165*	-0.233**
π(-3)	-0.489**	-0.485**	-0.440**	-0.498**
π(-4)	-0.034	-0.066*	-0.092**	-0.072**
π(-5)	0.376**	0.331**	0.261**	-0.332**
y-GAP	-0.057*	-0.024	-0.060*	-0.064
R^2	0.9256	0.9100	0.9301	0.9311
Sum π	1.042	0.986**	0.914**	0.967**

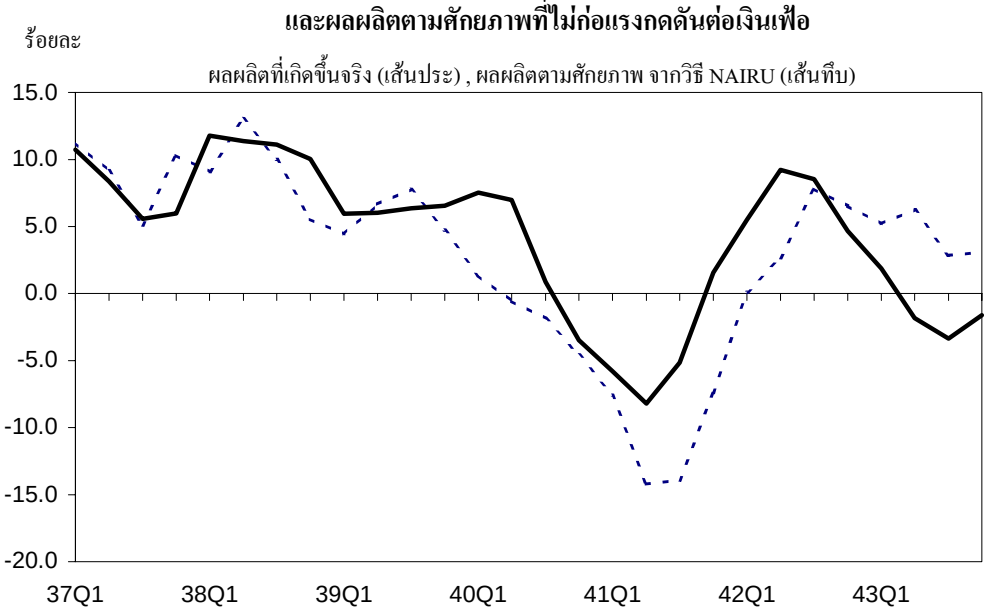
* นัยสำคัญที่ระดับร้อยละ10

** นัยสำคัญที่ระดับร้อยละ 1

จากตารางที่ 3 เราจะสังเกตเห็นได้ว่าทุกนิยามของช่องว่างผลผลิตให้ค่าประมาณการสมการ polynomial lag คล้ายคลึงกัน แต่ในกรณีของ Stochastic Frontier Production (y-SFP) ค่าสัมประสิทธิ์ของช่องว่างผลผลิต (y-GAP) เกือบจะมีนัยสำคัญ และจากวิธีในการสร้างผลผลิตตามศักยภาพจากวิธี NAIRU ซึ่งมาจากความสัมพันธ์กับเงินเฟ้อ ดังนั้นช่องว่างผลผลิตที่ได้จากวิธี NAIRU (y-NAIRU) มีความเหมาะสมที่สุดในการอธิบายเงินเฟ้อ เพื่อใช้ร่วมกับปัจจัยอื่นในการดำเนินนโนบายการเงิน

รูปที่ 10 แสดงให้เห็นถึงอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและอัตราเพิ่มของผลิตตามศักยภาพที่ประมาณได้จากวิธี NAIRU ในปัจจุบันอัตราการเจริญเติบโตของผลผลิตตามศักยภาพนั้นอยู่ในช่วงติดลบ โดยมีอัตราการเจริญเติบโตคิดเป็นร้อยละ 4.3 ในปี 2543

รูปที่ 10: การเปรียบเทียบอัตราการเจริญเติบโตของ GDPที่เกิดขึ้นจริง และผลผลิตตามศักยภาพที่ไม่ก่อแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ



3.2 การทดสอบด้วย Loss Function

การทดสอบด้วยสมการเงินเฟ้อ ไม่ได้หมายความว่า output gap ที่อธิบายเงินเฟ้อได้ดีนั้นจะเหมาะสมที่สุด เนื่องจากยังมีตัวแปรอื่นที่กำหนดอัตราเงินเฟ้อ นอกจากนั้นวิธี NAIRU และ Multivariate filter ที่อาศัยเงินเฟ้อในขั้นตอนประมาณการ ย่อมจะได้เปรียบวิธีอื่น (by construction) ดังนั้นเราอาจอาศัย Loss function ในการพิจารณา

กำหนด Loss function เป็น

$$L_t = \sum_{j=0}^{1} \rho^j \left(\frac{y^p - y}{y} \right)^2_{t+j} W + (p - \bar{p})^2_{t+j} \qquad ...(45)$$

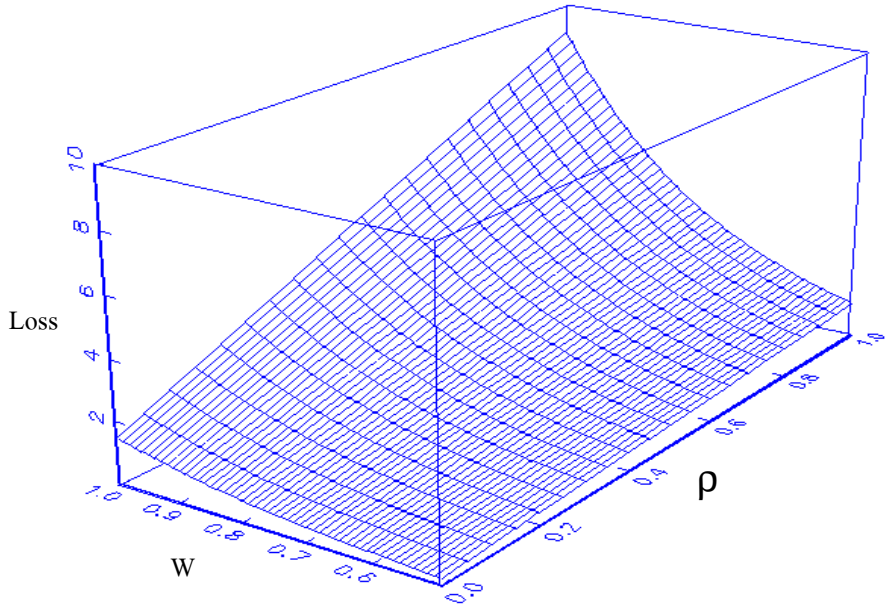
โดย W คือ น้ำหนักที่ให้แก่ output gap

$0 < \square \leq 1$ เป็นการถ่วงน้ำหนัก โดยให้น้ำหนักแก่ช่วงเวลาที่ใกล้ปัจจุบันมากกว่าอนาคต เนื่องจากในการประมาณ Loss ตัวแปรในอนาคตจะถูกแทนค่าด้วยค่าประมาณการของเงินเฟ้อ และ output gap การศึกษานี้

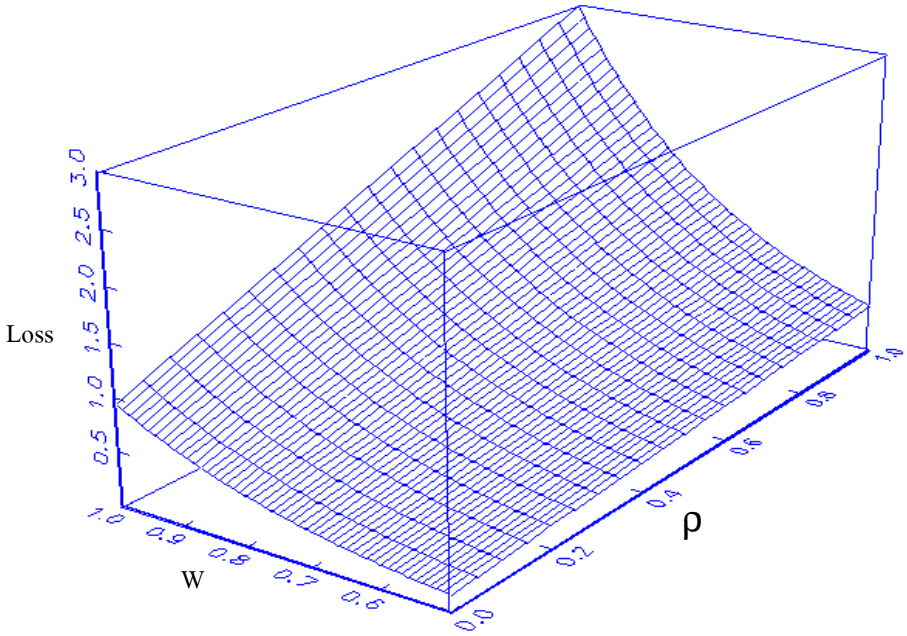
จะใช้ข้อมูลที่เกิดขึ้นจริงแทนค่าพยากรณ์ หรือนัยหนึ่งไม่มีผลความคลาดเคลื่อนจากแบบจำลอง ค่า □ ที่เท่ากับ 1 เป็นกรณีพิเศษเนื่องจากจะทำให้ Loss function ไม่มีขอบเขต (unbound)

เพื่อทดสอบค่า Loss function เราทดลองใช้ค่า W เท่ากับ 0.5 ถึง 1 และ □ เท่ากับ 0 ถึง 1 เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของ Loss function พบว่า ค่า Loss ที่ได้จาก output gap จาก NAIRU มีลักษณะคล้ายกันกับ HP-trend และ SPF มีลักษณะคล้ายกันกับ SVAR

รูปที่ 11: ค่า Loss ของช่องว่างผลผลิตที่เกิดจาก NAIRU การเปลี่ยนแปลงน้ำหนัก (W) และค่าถ่วง (□)



รูปที่ 12: ค่า Loss ของช่องว่างผลผลิตที่เกิดจาก SVAR การเปลี่ยนแปลงน้ำหนัก (W) และค่าถ่วง (□)



จากรูปที่ 11 และ รูปที่ 12 ค่า Loss จากช่องว่างผลผลิตจาก NAIRU ช่วงที่ศึกษาสูงกว่าค่า Loss จาก SVAR ตลอดทั้งช่วง อย่างไรก็ตามไม่ได้หมายความว่า SVAR จะดีกว่า NAIRU เพราะว่าการเลือกน้ำหนัก (W) และค่าถ่วง (□) จะกระทบการจัดอันดับความเสี่ยงในแต่ละวิธี

กรณีของช่องว่างผลผลิตจาก NAIRU การเพิ่มความสำคัญให้ช่องว่างผลผลิตเมื่อเปรียบเทียบกับเงินเฟ้อ (ค่าน้ำหนักอาจมากกว่า 1 ก็ได้) ค่า Loss ที่ได้เพิ่มขึ้นเร็วกว่าของ SVAR นอกจากนี้ค่า Loss จาก NAIRU ก็ผันแปรตามค่าของ □ มากกว่า

Loss จาก NAIRU การเพิ่มความสำคัญให้แก่ช่องว่างผลผลิตจะทำให้การเพิ่มขึ้นของค่า Loss เร็วมาก เมื่อเทียบกับ Loss จาก SVAR ที่เพิ่มขึ้นในอัตราที่น้อยกว่า เพราะฉะนั้น Loss จาก NAIRU จะเน้นเสถียรภาพด้านราคามากกว่า SVAR

4. บทสรุปและข้อเสนอแนะ

ในการศึกษานี้ได้เสนอการประมาณผลผลิตตามศักยภาพ (Potential Output) ในแนวคิดต่างๆ เพื่อเป็นประโยชน์ในการกำหนดนโยบายการเงินเหมาะสมยิ่งขึ้น แนวคิดดั้งเดิมของผลผลิตตามศักยภาพ หมายถึง ระดับผลผลิตที่สามารถผลิตได้สูงที่สุด ซึ่งสามารถประมาณได้จากสมการการผลิตที่มีการคำนึงถึงอัตราการการใช้กำลังการผลิต และ Stochastic Frontier production Function แต่อย่างไรก็ตาม ผลผลิตตามศักยภาพตามแนวคิดดังกล่าวมีข้อจำกัดในการกำหนดนโยบาย ดังนั้น จึงพิจารณาผลผลิตตามศักยภาพในอีกแนวคิดหนึ่ง ซึ่งหมายถึง ผลผลิตที่ยั่งยืนโดยไม่ก่อให้เกิดแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ การประมาณหาระดับผลผลิตตามศักยภาพภายใต้นิยามนี้อาศัยอัตราการใช้กำลังการผลิตของทุนที่ถูกสะท้อนจากอัตราการว่างงานที่ปราศจากแรงกดดันต่อเงินเฟ้อ (NAIRU) นอกจากนี้ เสนอการประมาณผลผลิตตามศักยภาพที่หมายถึง ระดับผลผลิตตามแนวโน้มการเติบโตในระยะยาวที่ปรากฏความผันผวนในระยะสั้น โดยอาศัยวิธี Hodrick-Prescott Multivariate Filter และ Structural Vector Autoregressive

ในบรรดาแนวคิดต่างๆ ที่ เกี่ยวกับผลผลิตตามศักยภาพนั้น จะพบว่าช่องว่างผลผลิต (Output gap) ที่คำนวณได้จากแนวทางของ NAIRU นั้นเหมาะสมในการกำหนดเป้าหมายนโยบายการเงิน จากผลการประมาณชี้ให้เห็นว่า ระดับผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงอยู่ในระดับที่สูงกว่าผลผลิตเต็มศักยภาพในเกือบทุกไตรมาสในช่วงก่อนวิกฤตเศรษฐกิจในปี 2540 ซึ่งสนับสนุนภาวะเศรษฐกิจแบบฟองสบู่ที่ปรากฏในช่วงเวลานั้น ขณะที่ภาวะเศรษฐกิจในปัจจุบันระดับผลผลิตที่เกิดขึ้นจริงอยู่ต่ำกว่าผลผลิตเต็มศักยภาพ แต่เริ่มมีการปรับตัวไปในทางที่ดีขึ้นนับตั้งแต่ปี 2542 และมีอัตราการเจริญเติบโตคิดเป็นร้อยละ 4.3 ในปี 2543 ทั้งนี้ ผลการประมาณช่องว่างผลผลิตที่ได้จากคำนวณโดยแนวทาง NAIRU นั้นสามารถอธิบายเงินเฟ้อได้ดีกว่าช่องว่างทางผลผลิตที่ประมาณได้จากแนวทางอื่น อย่างไรก็ตาม พบว่าผลการประมาณช่องว่างทางผลผลิตของแนวทางต่างๆ มีความสอดคล้องกัน ดังนั้น จึงไม่ควรละเลยการศึกษาช่องว่างผลผลิตที่ได้จากแนวทางอื่นๆ

อย่างไรก็ตาม ผลผลิตตามศักยภาพที่ประมาณได้จากแนวทาง NAIRU นั้น มีข้อจำกัดคือ การประมาณ NAIRU มาจากข้อมูลในระดับมหภาค ซึ่งอาจไม่สะท้อนค่าที่แท้จริง เนื่องจากค่า NAIRU จะมีความสัมพันธ์อย่างมากกับข้อมูลโครงสร้างการผลิต โครงสร้างตลาดแรงงานและ การเคลื่อนย้ายแรงงาน ซึ่งจำเป็นจะต้องมีข้อมูลในระดับจุลภาคมาสนับสนุน (micro level) นอกจากนี้ ผลผลิตตามศักยภาพที่ประมาณได้นี้ อาจจะไม่สะท้อนถึงความก้าวหน้าทางเทคโนโลยี เนื่องจากไม่สามารถวัดผลิตภาพการผลิต (total factor productivity) โดยเฉพาะในช่วงการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างทางเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นปี 2540 ดังนั้น การศึกษาในระดับจุลภาค (micro approach) ทางด้านการใช้เทคโนโลยีจึงเป็นสิ่งสำคัญยิ่ง เพื่อช่วยให้การประมาณผลผลิตตามศักยภาพมีความสมบูรณ์ยิ่งขึ้นในอนาคต

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

ยอดคงค้างของทุน (Capital stock)

การศึกษาเรื่องผลผลิตตามศักยภาพมุ่งเน้นนำไปใช้ประโยชน์ในการกำหนดนโยบายการเงิน อย่างไรก็ตาม ในการประมาณผลผลิตตามศักยภาพรายไตรมาสจำเป็นต้องใช้ข้อมูลทุนรายไตรมาส ซึ่งปัจจุบันสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ (สศช.) มีการวัดยอดคงค้างของทุนเป็นรายปีและข้อมูลล่าสุดมีถึงปี 2542

การสร้างข้อมูลแบบอนุกรมของยอดคงค้างของทุนไตรมาสที่มีความทันสมัยอาศัยข้อมูลการลงทุนรายไตรมาสที่ปรากฏในรายได้ประชาชาติ โดยไม่มีการวิเคราะห์เพื่อให้ผลลัพธ์เป็นไปตามที่ต้องการ เพื่อประโยชน์ต่อการศึกษาในอนาคต ข้อมูลยอดคงค้างของทุนรายไตรมาสที่มีความทันสมัยจึงมีความจำเป็นอย่างมาก

จาก Physical law of Motion ที่แสดงให้เห็นว่า ยอดคงค้างของทุนสุทธิ (net capital stock) ที่เพิ่มขึ้นย่อมเท่ากับการลงทุนเบื้องต้น (gross investment) หักด้วยค่าเสื่อมราคา (depreciation) ซึ่งสามารถแสดงได้โดยสมการดังนี้

$$K_t = K_{t-1} + I_t - D_t \qquad \cdots(A.1)$$

เมื่อ K คือ ยอดคงค้างของทุนสุทธิ

I คือ การลงทุนเบื้องต้น

D คือ อัตราการเสื่อมค่าของยอดคงค้างของทุน

สำหรับข้อมูลยอดคงค้างของทุนสำหรับปี 2543 คำนวณหาจากสมการ (A.1) โดยอาศัยข้อมูลการลงทุนเบื้องต้นที่มีอยู่ และประมาณข้อมูลค่าเสื่อมราคาปี 2543 จากแนวโน้มในอดีต อย่างไรก็ตาม ข้อมูลที่คำนวณได้นั้นจะมีค่าสูงกว่าเล็กน้อย เมื่อเปรียบเทียบกับข้อมูลที่แท้จริงในช่วงปี 2513-2539 ดังนั้น จึงมีการปรับค่าที่คำนวณได้ในปี 2543 เพียงเล็กน้อย

ข้อมูลค่าเสื่อมราคารายไตรมาสคำนวณได้จากสมการต่อไปนี้

$$D_{it} = \frac{D_{t-1}}{4} + (D_t - D_{t-1}) \quad Ish_{it} \qquad (A.2)$$

โดย i คือ ลำดับของไตรมาส โดยมีค่าเท่ากับ 1,2,3 และ 4

Ish_{it} คือ สัดส่วนของการลงทุนรายไตรมาสต่อการลงทุนรายปี

ค่าเสื่อมราคาในช่วงเวลา t แบ่งออกเป็น 2 ส่วน ได้แก่ ส่วนแรก คือ ค่าเสื่อมราคาของยอดคงค้างของทุน และส่วนที่ 2 คือ ค่าเสื่อมราคาของการลงทุนรวม ณ ปัจจุบัน ค่าเสื่อมราคาของยอดคงค้างของทุน คำนวณมาจากข้อสมมติให้ค่าเสื่อมราคาในปีปัจจุบันมีค่าเท่ากับค่าเสื่อมราคาในปีก่อนและมีค่าเฉลี่ยเท่ากันในทุกไตรมาส ในส่วนของค่าเสื่อมราคาของการลงทุน ณ ปัจจุบัน คำนวณจากสัดส่วนของการลงทุนในแต่ละไตรมาสต่อการลงทุนรายปี

ทั้งนี้ จากการคำนวณด้วยวิธีดังกล่าว ผลรวมของค่าเสื่อมราคารายไตรมาสทั้งหมดจะต่ำกว่าค่าเสื่อมราคารายปี สะท้อนถึงปัญหา Upward Biased ของข้อมูล ดังนั้น จึงต้องปรับความแตกต่างของข้อมูลด้วยการถ่วงน้ำหนักตามสัดส่วนของการลงทุนในแต่ละไตรมาส

ภาคผนวก ข

อุปทานของแรงงาน (Labour Supply)

สำนักงานสถิติแห่งชาติเป็นหน่วยงานที่จัดเก็บข้อมูลสถิติแรงงานที่สำคัญของไทย โดยมีการจัดทำการสำรวจภาวะการมีงานทำของประชากรไทย โดยเริ่มทำการสำรวจตั้งแต่ปี 2506 เป็นต้นมา อย่างไรก็ตามข้อมูลที่สามารถเป็นตัวแทนกำลังแรงงานรายไตรมาสที่สมบูรณ์มีในช่วงปี 2541 ถึง 2543 เท่านั้น เนื่องจากก่อนหน้านี้การสำรวจดังกล่าวไม่ได้มีวัตถุประสงค์ในการจัดทำเป็นข้อมูลรายไตรมาส ด้วยเหตุนี้เราจึงจำเป็นต้องแก้ปัญหาความไม่สมบูรณ์ของข้อมูลรายไตรมาสที่เกิดขึ้นโดยการใช้วิธี ARIMA ในโปรแกรม RATS ในการเติมข้อมูลการจ้างงานและกำลังแรงงานในบางรายไตรมาสที่ขาดหายไป ทั้งนี้ ข้อมูลที่ประมาณได้นั้นจะถูกปรับเพื่อให้ใกล้เคียงกับแนวโน้มและอยู่ในกรอบที่อธิบายได้

ตัวแปรแรงงานที่ใช้ในฟังก์ชันการผลิต (Production function) ในทางทฤษฎีจะหมายถึงชั่วโมงการทำงานของแรงงาน อย่างไรก็ตามข้อมูลที่ได้จากการสำรวจเป็นข้อมูลชั่วโมงการทำงานเฉลี่ย ซึ่งค่อนข้างจะคงที่แม้ในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจ ดังนั้น จึงจำเป็นต้องใช้จำนวนผู้มีงานทำทั้งหมดแทน การใช้ข้อมูลจำนวนผู้มีงานทำทั้งหมดนั้นไม่สามาถเป็นตัวแทนข้อมูลชั่วโมงการทำงานที่เหมาะสม เนื่องจากรวมแรงงานที่ทำงานต่ำกว่าระดับ (ทำงานต่ำกว่า 35 ชั่วโมงต่อสัปดาห์ และต้องการทำงานเพิ่ม) เข้าไปด้วยซึ่งสะท้อนให้เห็นการทำงานไม่เต็มสมรรถภาพ จึงต้องหักจำนวนแรงงานที่ทำงานต่ำระดับออกจากจำนวนผู้มีงานทำทั้งหมด

ภาคผนวก ค

การประมาณการประสิทธิภาพการผลิต

การจัดการปัจจัยการผลิตให้เหมาะสม การเพิ่มปัจจัยทุนที่มีประสิทธิภาพที่ดีขึ้น และการเพิ่มคุณภาพของแรงงาน ทำให้ปริมาณผลผลิตที่ได้รับมากกว่าที่ประเมินจากสมการผลผลิต ส่วนที่เพิ่มขึ้นมานี้เป็นผลมาจากประสิทธิภาพการผลิต (Productivity) การวัด Productivity มักกระทำโดย การใช้ growth accounting และการประมาณจากสมการการผลิต

การประมาณด้วย Growth accounting พบได้ในงานวิจัยของ Tinakorn and Sussangkarn (1998) และ คธาฤทธิ์ สิทธิกูล (2544) ในงานวิจัยนี้จะอาศัยวิธีประมาณจากสมการการผลิต โดยกำหนดสมการการผลิตให้อยู่ในรูป

$$y_t = K_t^{\alpha}(L_t)^{1-\alpha} e^{Z_t} \qquad (A.1)$$

โดย Z_t คือ ประสิทธิภาพการผลิต (productivity shocks) โดยมีรูปแบบสมการ

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + e_t \qquad (A.2)$$

เมื่อ $0 < \rho \quad 1$ และ ค่าคลาดเคลื่อน e_t มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และมีค่าความแปรปรวน σ_e^2

จากสมการที่ (13)

$$\ln y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln K_t + (1-\alpha_2)\ln L_t + \alpha_2\gamma \ln cu_t + \alpha_3 D97 + \alpha_4 DQ23 + \varepsilon_t \quad (13)$$

เราสามารถเขียนในรูปของ (A.1) ได้ว่า

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln K_t + (1-\alpha_2)\ln L_t + \alpha_2\gamma \ln cu_t + \alpha_3 D97 + \alpha_4 DQ23 Z_t + \varepsilon_t \quad (A.3.1)$$

และ $Z_t = \rho Z_{t-1} + e_t \qquad (A.3.2)$

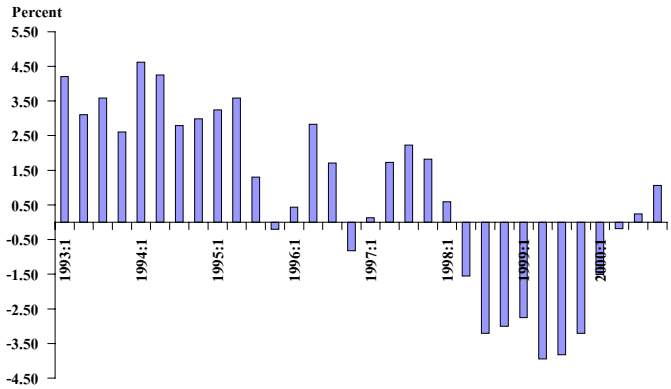
ทำการประมาณสมการที่ (A.3.1) และ (A.3.2) ด้วย Kalman's Filter โดยให้ Z_0 = 0 ถึง 0.05 และ $\sigma_e^2 = 0.6\sigma_{\varepsilon}^2$ ได้ผลประมาณดังต่อไปนี้

$$\ln Y_t = \underset{(60.7)}{-1.492} + \underset{(109)}{0.869}\ln K_t + \underset{(6.1)}{(1-0.869)}\ln L_t + \underset{(5.3)}{0.33}\ln cu_t - \underset{(9.2)}{0.06} D97 - 0.04 DQ23 + Z_t$$

$$Z_t = \underset{(27.7)}{0.843} Z_{t-1} \qquad (A.4)$$

ค่า e_t^Z ที่คำนวณมาได้สะท้อนถึงผลผลิตส่วนที่ต่างจากที่ประมาณไว้โดยสมการ เรียกว่า ประสิทธิภาพการผลิตรวม (Productivity shocks) (Walsh, 1998 p.69)

กราฟที่ A1 Productivity shocks



การประมาณประสิทธิภาพการผลิตอาจเชื่อมโยงเข้ากับปัจจัยการผลิตใดเพื่อศึกษาผลกระทบต่อประสิทธิภาพของปัจจัยนั้นโดยตรง (Technical augmented) ถ้าให้ประสิทธิภาพสะท้อนที่แรงงาน (labor augmented) เราเขียนสมการ (A.1) ใหม่ได้ดังนี้

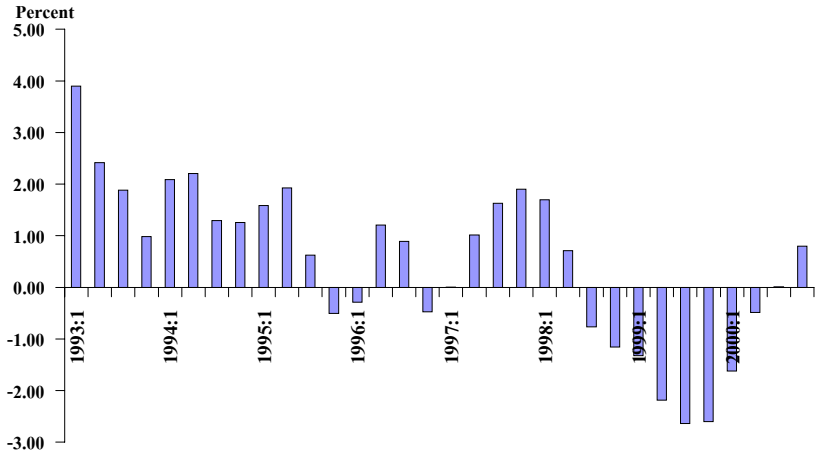
$$y_t = K_t^{\alpha}(Z_t L_t)^{1-\alpha} \qquad (A.5)$$

ค่า L_tZ_t เรียกว่าปัจจัยแรงงานที่ใช้จริงหรือแรงงานที่ปรับด้วยประสิทธิภาพ (Efficiency unit of labor) กล่าวคือ การเปลี่ยนแปลงวิธีการผลิตสามารทำให้แรงงานที่ใช้มีประสิทธิภาพเพิ่มขึ้นหรือลดลงได้ การประมาณ productivity ผ่าน labor augmented มีคุณสมบัติการปรับตัวเข้าสู่ steady state ที่ชัดเจนกว่าการใช้ productivity รวม ผลการประมาณของสมการที่ (A.5) เท่ากับ

$$\ln y_t = \underset{(31.2)}{-0.929} + \underset{(87.6)}{0.771}\ln K_t + \underset{(5.7)}{(1-0.771)}\ln L_t + \underset{(4.3)}{0.349}\ln cu_t - \underset{(5.4)}{0.062}D97 - 0.046DQ23 + Z_t$$

$$Z_t = \underset{(1.9)}{0.773}Z_{t-1} \qquad (A.6)$$

กราฟ A2 labor augmented



technology

ประสิทธิภาพของแรงงานเริ่มตกตั้งแต่ปี 2541-2543 อีกช่วงหนึ่งที่มีการปรับตัวลดลง คือ 2536-2537 ในขณะที่ Productivity รวม ยังสูงอยู่ (กราฟที่ A1) ประสิทธิภาพแรงงานในช่วงดังกล่าวไม่ได้ปรับตัวเพิ่มขึ้นเท่าที่ควร สาเหตุหนึ่งที่สามารถเกิดขึ้นได้ คือ แรงงานรับการเปลี่ยนแปลงในเทคโนโลยีได้ไม่เต็มที่

ผลของสมการที่ (A.4) และ (A.5) ให้ค่าความคลาดเคลื่อนสูง ซึ่งจำเป็นต้องมีการปรับปรุง นอกจากนี้อาจเกิดปัญหาทางสถิติ สังเกตได้จากค่า Z-score ของค่าคงที่ และ ln K ที่สูงผิดปกติ

ภาคผนวก ง

ผลผลิตที่แท้จริงและผลผลิตตามศักยภาพที่คำนวณจากวิธีต่าง ๆ

	Actual	MOL	NAIRU	SPF+CU	HP-INF	HP-CPI	HP	SVAR
36Q1	604.5	671.0	576.0	629.1				
Q2	588.5	662.8	601.2	624.4				
Q3	624.6	685.0	645.0	652.8				
Q4	656.3	719.9	662.3	691.5				
37Q1	672.6	723.5	637.8	668.2				
Q2	642.5	711.0	651.6	654.8				
Q3	656.4	745.4	680.9	692.8				
Q4	723.9	788.8	702.0	743.6				
38Q1	733.8	795.3	713.0	742.6	631.7	634.1	717.1	
Q2	726.3	785.8	725.7	736.7	652.9	655	721.1	
Q3	722.1	814.0	756.6	770.7	677.5	679.7	724.8	
Q4	764.1	862.6	772.4	815.0	703.1	700.7	728.1	764.1
39Q1	766.4	866.8	755.4	788.5	720.9	713.9	730.9	770.5
Q2	774.8	844.3	769.4	766.1	726.3	720.9	733.2	742.8
Q3	778.2	872.9	804.7	806.3	718.8	721.6	735	729.3
Q4	800.2	923.9	823.1	854.3	701.2	699.5	736.1	752.5
40Q1	776.8	875.6	812.2	790.5	678.4	659.3	736.7	760.2
Q2	770.3	856.2	823.1	771.5	661.6	648.2	736.8	734.0
Q3	763.9	874.6	811.6	768.7	655.9	652.7	736.5	716.7
Q4	763.6	908.1	794.4	767.0	664.1	665.7	735.9	733.0
41Q1	717.9	898.1	765.3	728.3	684.1	684.7	735	746.3
Q2	660.9	853.1	755.5	691.0	706.0	693.3	734.1	730.1
Q3	657.5	878.2	769.9	707.9	723.1	694.2	733.3	715.3
Q4	707.1	905.9	806.9	740.1	731.0	704.5	732.6	730.2
42Q1	718.7	902.3	807.5	749.0	724.2	688.9	732.1	750.0
Q2	678.4	861.0	825.3	727.3	711.2	676.1	731.7	744.5
Q3	708.8	878.0	835.7	758.1	703.7	688.7	731.5	733.8
Q4	753.3	913.9	844.4	791.5	703.1	715.8	731.5	747.8
43Q1	756.1	911.5	822.6	767.3	706.8	722.4	731.6	771.7
Q2	720.8	870.8	810.2	726.4	712.4	731.9	731.8	774.4
Q3	728.9	889.7	807.6	745.0	718.2	741.6	732.0	766.5
Q4	776.4	922.6	830.8	787.1	724.0	751.4	732.2	778.0

หนังสืออ้างอิง

Andrés, J. and Ignacio Hernando (1999), “Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence from the OECD” in *The Costs and Benefits of Price Stability*, edited by Martin Feldstein, NBER, The University of Chicago Press, Chicago.

Amisano, G. and Carlo Giannini (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2nd edition, Springer-Verlag, Berlin.

Barro, Robert J. and Xavier Sala-I-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, Singapore.

Blanchard, O.J. and D. Quah (1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4

Canova, F. (1998), “Detrending a Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.41, pp. 475-512.

Chantanahom, Parisun (1994), “Role of Technical Efficiency in Thailand’s Production Function”, in *Papers on Policy Analysis and Assessment*, Bank of Thailand, Bangkok.

Clark, Peter B., and Douglas Laxton (1997), “Phillips Curves, Phillips Lines and the Unemployment Cost of Overheating", *IMF Working Paper*, No. 17 (Washington: International Monetary Fund, February)

Coe, David T. (1988), "Hysteresis Effects in Aggregate Wage Equations," in *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypotheis*, ed. by Rod Cross (Oxford: Basil Blackwell), pp. 284-305.

------, (1985), "Nominal Wages, the NAIRU and Wage Flexibility," OECD Economic Studies, No. 5 (Autumn), pp. 87-126.

Coe, D. T., and Mcdermott, C. J. (1996), "Does the gap model work in Asia?", *IMF working paper,* No. 69. (Washington: International Monetary Fund, February)

Cramer, J.S. (1986), *Econometrics Applications of Maximum Likelihood Methods*, Cambridge Univeristy Press, Cambridge.

Duggal, V.G., Saltzman C. and L.R. Klein (1999), “Infrastructure and Productivity: A Nonlinear Approach”, *Journal of Econometrics*, Vol. 92, No. 1, pp. 47-74.

Estrella, A. and Frederic S. Mishkin (1999), “Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty” in *Monetary Policy Rules*, edited by John B. Taylor, NBER, University of Chicago Press.

Grubb, D. (1986), "Topics in the OECD Phillips Curve," Economic Journal, Vol. 96, pp. 55-59.

Gruen D., Pagan A., and Thompson C. (1999), “The Phillips Curve in Australia” in *Research Discussion Paper,* Research Bank of Australia.

Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.

Kim, C. and Moon, S. (2000), "Potential GDP and Inflation in Korea", *Economic Papers* Vol. 3, No. 2, pp. 62-94.

Klein, Lawrence R., Aleksander Welfe and Wladyslaw Welfe (1999), *Principles of Macroeconometric Modeling*, Elsevier, North-Holland, Amsterdam.

Layard, R., Nickell, S., and Jackman, R. (1991), *Unemployment-Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford University Press, Oxford and New York.

Laxton, D. and R. Tetlow (1992), "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output", *Bank of Canada Technical Report*, Number 59.

Lipsey, R. G. (1960), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1862-1957: a Further Analysis," *Economica*, n.s., Vol. 27, pp.1-31.

Maddala, G.S. and In-Moo Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Strutural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.

Nickell, S. (1987), "Why is Wage Inflation in Britain So High?," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 49, No.1, pp. 103-28.

Phillips, A.W., (1958), "The Relation between Unemployment ans the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, n.s., Vol. 25, pp. 283-299.

Tinakorn, P. and C. Sussangkarn (1996), *Productivity Growth in Thailand*, TDRI.

Tinakorn, P. and C. Sussangkarn (1998), *Total factor productivity growth in Thailand: 1980-1995*, TDRI.

Walsh, C. E. (1998), Monetary theory and policy, MIT press, Cambridge.