# บทที่ 4
# ผลการศึกษา

ในบทนี้จะนำเสนอผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินที่คาดการณ์และที่ไม่ได้คาดการณ์กับผลผลิตจริง เพื่อทดสอบแนวความคิดของนักเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิกใหม่ที่กล่าวว่า ปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์เท่านั้นที่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ทั้งนี้เพราะผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อปริมาณเงิน ดังนั้นปริมาณเงินที่เป็นระบบหรือคาดการณ์ได้จึงไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ในการศึกษานี้ได้แบ่งขั้นตอนการศึกษาออกเป็น 3 ส่วนใหญ่ ส่วนแรก คือ การประมาณค่าสมการปริมาณเงิน และเรียกปริมาณเงินส่วนนี้ว่าปริมาณเงินที่คาดการณ์ ส่วนต่างระหว่างปริมาณเงินจริงกับปริมาณเงินที่คาดการณ์ จะเรียกว่าปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ ส่วนที่สอง คือ การประมาณค่าสมการผลผลิตจริง โดยนำเอาปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์และที่ไม่ได้คาดการณ์มาเป็นตัวแปรอธิบายในสมการผลผลิตจริง เพื่อพิจารณาว่า ปริมาณเงินส่วนใดที่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง และส่วนสุดท้าย คือ การทดสอบสมมติฐานของสำนักคลาสสิกใหม่ 3 ประการ คือ สมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ สมมติฐานความเป็นกลางของเงิน และสมมติฐานร่วม นอกจากนี้ในแต่ละส่วนที่ทำการศึกษายังแบ่งช่วงเวลาออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงก่อนที่ประเทศไทยจะเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2513-2532 และช่วงหลังเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2533-2537 โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบผลการศึกษาระหว่างสองช่วงเวลา รายละเอียดการศึกษามีดังต่อไปนี้

## 4.1 สมการปริมาณเงิน(Money supply equation)

### คำจำกัดความของปริมาณเงิน

คำจำกัดความของ "ปริมาณเงิน" ที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ ในขั้นแรกจะนิยามให้เป็นปริมาณเงินทั้งในความหมายแคบและในความหมายกว้าง โดยปริมาณเงินในความหมายแคบ (Narrow money supply:M1)ประกอบไปด้วย ธนบัตร เหรียญกษาปณ์ และเงินฝากกระแสรายวัน ส่วนปริมาณเงินในความหมายกว้าง(Broad money supply :M2) ประกอบไปด้วยธนบัตร เหรียญกษาปณ์ เงินฝากกระแสรายวัน เงินฝากประจำและเงินฝากออมทรัพย์ ทั้งนี้เนื่องจากเราไม่ทราบว่าปริมาณเงินในความหมายใดมีความสัมพันธ์กับตัวแปรเศรษฐศาสตร์มหภาค เช่น สินเชื่อในประเทศ รายได้ การใช้จ่ายของรัฐบาล สินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิ อัตราดอกเบี้ยมาตราฐาน รวมไปถึงความสามารถในการอธิบายสมการปริมาณเงิน ดังนั้นในขั้นแรกปริมาณเงินที่ใช้ในการศึกษาจึงแบ่งออกเป็นปริมาณเงินในความหมายแคบและปริมาณเงินในความหมายกว้าง

ในส่วนของวิธีการประมาณค่าสมการปริมาณเงิน ซึ่งงานศึกษาในอดีตมี 2 วิธีคือ(1) Multivariate Granger procedure ซึ่งวิธีนี้กำหนดให้ระยะเวลาการปรับตัว(lag length)ของตัวแปรอธิบายในสมการปริมาณเงินได้เพียง 4 ช่วงเวลา เช่น ปริมาณเงิน ณ เวลา t ถูกกำหนดจาก ระยะเวลาการปรับตัวของปริมาณเงินในอดีต 4 ช่วงเวลา และระยะเวลาการปรับตัวของตัวแปรอธิบายเศรษฐศาสตร์มหภาค 4 ช่วงเวลา (2) Multivariate Granger Causality and Theil's $R^2$ Criterion ซึ่งกำหนดให้ระยะเวลาการปรับตัวของตัวแปรอธิบายในสมการปริมาณเงินได้มากกว่า 4 ช่วงเวลา ในการศึกษานี้ได้ทดลองนำแนวคิดทั้งสองวิธีนี้มาใช้และพบว่า ระยะเวลาการปรับตัวของตัวแปรอธิบายแต่ละตัวในสมการปริมาณเงินมีเพียง 1 ช่วงเวลา อันเป็นการศึกษาที่แตกต่างจากงานในอดีต ทั้งนี้น่าจะมีผลมาจาก ลักษณะโครงสร้างที่ต่างกันระหว่างประเทศไทยกับต่างประเทศ ทำให้ระยะเวลาการปรับตัวของตัวแปรอธิบายในสมการปริมาณเงินแตกต่างกัน รายละเอียดของสมการปริมาณเงินมีดังนี้

**สมการปริมาณเงินระหว่างปี พ.ศ.2513-2537**

ตาราง 4.1: สมการปริมาณเงิน($\log M_1$:M1)ระหว่างปี พ.ศ.2513-2537

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | -1.9203 | -4.2297 | 0.0001 |
| log M(-1) | 0.8530 | 14.3026 | 0.0000 |
| log GEXP(-1) | 0.05499 | 2.2092 | 0.0296 |
| log GREV(-1) | -0.0937 | -3.6067 | 0.0005 |
| Y(-1) | 0.3221 | 4.0598 | 0.0001 |
| D2 | -0.1050 | -9.1469 | 0.0000 |

Adjusted $R^2$=0.9975 Durbin-h stat=-1.9220 F-stat=7885.65

Durbin-W stat=2.3149 Sum Squared Resid=0.1532

จากตาราง 4.1 แสดงการประมาณค่าสมการปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด(Ordinary Least Squares) พบว่า ในระยะเวลาตั้งแต่ ปี พ.ศ 2513-2537 ปริมาณเงิน($\log M_1$)มีความสัมพันธ์กับตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาค 5 ตัวแปร ประกอบไปด้วย ปริมาณเงินย้อนไป 1 ช่วงเวลา(logM(-1)),รายจ่ายของรัฐบาลย้อนไป 1 ช่วงเวลา(logGEXP(-1)),รายรับของรัฐบาลย้อนไป 1 ช่วงเวลา(logGREV(-1)),ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศแท้จริงหรือรายได้แท้จริงย้อนไป 1 ช่วงเวลา(Y(-1))และตัวแปรหุ่นในไตรมาสที่ 2 (Dummy variable:D2)โดยตัวแปรอธิบายเหล่านี้มีความสามารถในการอธิบายปริมาณเงินได้ประมาณ 99.75 เปอร์เซ็นต์ (Adjusted

$R^2$=0.9975) ขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอธิบายแต่ละตัวมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 และ 99 เปอร์เซ็นต์ นอกจากนี้ เราพบว่าสมการข้างต้นไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อน(Autocorrelation) ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ โดยพิจารณาจากค่า Durbin-h stat* เท่ากับ -1.9220

จากตาราง 4.1 เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินย้อนหลังไป 1 ไตรมาสกับปริมาณเงินในปัจจุบัน เราพบว่า การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในไตรมาสที่แล้วเป็นปัจจัยที่สำคัญที่มีอิทธิพลอย่างมากต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในปัจจุบันเมื่อเปรียบเทียบกับตัวแปรอธิบายที่เหลือ กล่าวคือ กำหนดให้ตัวแปรอื่นๆคงที่ หากปริมาณเงินย้อนหลังไป 1 ไตรมาสเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในเวลาปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.8530 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งตรงกับสมมติฐานที่คาดการณ์ไว้ นั่นคือ การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในอดีตอาจจะมีผลกระทบต่อปริมาณเงินในปัจจุบันทั้งในทิศทางเดียวกันและทิศทางตรงกันข้าม ในที่นี้ปริมาณเงินในอดีตมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับปริมาณเงินในปัจจุบัน

ความสัมพันธ์ระหว่างรายจ่ายและรายรับของรัฐบาลย้อนไป 1 ไตรมาสกับปริมาณเงินในปัจจุบันก็เป็นไปตามสมมติฐาน กล่าวคือ รายจ่ายของรัฐบาลในไตรมาสที่แล้วมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับปริมาณเงินในปัจจุบัน ขณะที่รายรับของรัฐบาลในไตรมาสที่แล้วมีความสัมพันธ์ในในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณเงินในปัจจุบัน โดยที่ หากรายจ่ายของรัฐบาลย้อนหลังไป 1 ไตรมาสเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะมีผลให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.0549 เปอร์เซ็นต์ โดยกำหนดให้ตัวแปรอื่นๆคงที่ ความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันนี้ มีสาเหตุมาจากรายจ่ายของรัฐบาลมีผลทำให้มีเงินออกจากคลังรัฐบาลเข้าสู่มือประชาชน และส่งผลให้ปริมาณเงินในระบบเพิ่มขึ้น ส่วนรายรับของรัฐบาลในไตรมาสที่แล้วทำให้ปริมาณเงินในระบบลดลง กล่าวคือ หากรายรับของรัฐบาลย้อนหลังไป 1 ไตรมาสเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะมีผลให้ปริมาณเงินในปัจจุบันลดลง 0.0937 เปอร์เซ็นต์ โดยกำหนดให้ตัวแปรอื่นๆคงที่ ความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามนี้ มีสาเหตุมาจากรายรับของรัฐบาล เช่น ภาษี เงินกู้จากการขายพันธบัตร มีผลทำให้มีเงินไหลเข้าสู่คลังรัฐบาล ส่งผลให้ปริมาณเงินในระบบลดลง

ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศหรือรายได้ย้อนไป 1 ไตรมาส กับปริมาณเงินในปัจจุบันมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน นั่นคือ กำหนดให้ตัวแปรอื่นคงที่ ถ้าหากรายได้ในไตรมาสที่แล้วเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.3221 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองนี้เป็นไปตามสมมติฐานที่คาดการณ์ไว้ กล่าวคือ เมื่อระดับรายได้สูงขึ้นประชาชนมีแนวโน้มที่จะใช้จ่ายมากขึ้น ทำให้ความต้องการสินค้าและบริการมีมากกว่าสินค้าและ

---

* ในกรณีที่ต้องการพิจารณาว่าแบบจำลองมีปัญหา autocorrelation หรือไม่ โดยทั่วไปเราพิจารณาค่า Durbin-W stat แต่ในกรณีที่แบบจำลองเป็น autoregressive เราจะต้องพิจารณาที่ค่า Durbin-h stat

บริการที่มีอยู่ในตลาด ส่งผลให้ระดับราคาสินค้าและบริการสูงขึ้น ผู้ผลิตต้องการขยายการผลิตและมีความต้องการสินเชื่อมากขึ้น ธนาคารพาณิชย์จึงขยายสินเชื่อ กิจกรรมของธุรกิจนี้จึงส่งให้มีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินในระบบ

ตัวแปรสุดท้ายที่มีอิทธิพลต่อปริมาณเงินในปัจจุบันคือ ตัวแปรหุ่นในไตรมาสที่ 2 ของทุกปี โดยให้มีค่าเท่ากับ 1 ในไตรมาสที่ 2 และเท่ากับ 0 ในไตรมาสอื่น ซึ่งผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรหุ่นนี้มีนัยสำคัญทางสถิติและมีเครื่องหมายเป็นลบกับปริมาณเงินในปัจจุบัน โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.1050 หมายความว่า ปริมาณเงินในไตรมาสที่ 2 มีปริมาณต่ำกว่าปริมาณเงินในไตรมาสที่เหลือของปี เนื่องมาจาก ในไตรมาสที่ 2 ของแต่ละปีไม่ใช่ช่วงที่ตรงกับปีใหม่และฤดูกาลเก็บเกี่ยว จึงมีปริมาณเงินในระบบที่น้อยกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับปริมาณเงินในไตรมาสอื่น

ตาราง 4.2: สมการปริมาณเงิน($\log M_t$:M2)ระหว่างปี พ.ศ.2513-2537

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | 0.1442 | 3.8759 | 0.0002 |
| log M(-1) | 0.8083 | 12.3438 | 0.0000 |
| log DC(-1) | 0.1732 | 2.9867 | 0.0036 |
| log NFA(-1) | 0.0149 | 1.4972 | 0.1377 |
| BR(-1) | -0.0049 | -3.2443 | 0.0016 |
| D3 | -0.0086 | -1.7297 | 0.0870 |

Adjusted $R^2$=0.9996 Durbin-h stat=-1.8637 F-stat=64046.02

Durbin-W stat=1.7157 Sum Squared Resid=0.0428

จากตาราง 4.2 แสดงการประมาณค่าสมการปริมาณเงินในความหมายกว้างโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด(Ordinary Least Squares) พบว่า ในระยะเวลาตั้งแต่ ปี พ.ศ 2513-2537 ปริมาณเงิน ($\log M_t$)มีความสัมพันธ์กับตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาค 5 ตัวแปร ประกอบไปด้วย ปริมาณเงินย้อนไป 1 ช่วงเวลา (logM(-1)) , สินเชื่อในประเทศย้อนไป 1 ช่วงเวลา (logDC(-1)) , สินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิย้อนไป 1 ช่วงเวลา(logNFA(-1)) , อัตราดอกเบี้ยมาตราฐานย้อนไป 1 ช่วงเวลา (BR(-1))และตัวแปรหุ่นในไตรมาสที่ 3 (Dummy variable:D3)โดยตัวแปรอธิบายเหล่านี้มีความสามารถในการอธิบายปริมาณเงินได้ประมาณ 99.96 เปอร์เซ็นต์ (Adjusted $R^2$=0.9996) ขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอธิบายแต่ละตัวมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 เปอร์เซ็นต์ ยกเว้นสินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิและตัวแปรหุ่นในไตรมาสที่ 3 ซึ่งมีค่านัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 85 และ 90 เปอร์เซ็นต์ ตามลำดับ อย่างไรก็ตาม เรารวมเอาตัวแปรทั้งสองเข้าในสมการ เพราะ ตัวแปรทั้งสองทำให้ค่า Adjusted $R^2$ ของสมการปริมาณเงินสูงขึ้น เราพบว่าสมการ

ข้างต้นไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อน(Autocorrelation) ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ โดยพิจารณาจากค่า Durbin-h stat เท่ากับ 1.8637

จากตาราง 4.2 เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินย้อนหลังไป 1 ไตรมาสกับปริมาณเงินในปัจจุบัน เราพบว่า การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในอดีตเป็นปัจจัยสำคัญที่มีอิทธิพลอย่างมากต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในเวลาปัจจุบันเมื่อเปรียบเทียบกับตัวแปรอธิบายที่เหลือ กล่าวคือ กำหนดให้ตัวแปรอื่นๆคงที่ หากปริมาณเงินย้อนหลังไป 1 ไตรมาสเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในเวลาปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.8083 เปอร์เซ็นต์

เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของสินเชื่อในประเทศย้อนหลังไป 1 ไตรมาสกับปริมาณเงินในปัจจุบัน เราพบว่า กำหนดให้ตัวแปรอื่นๆคงที่ หากสินเชื่อในประเทศย้อนหลังไป 1 ไตรมาสเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในเวลาปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.1732 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งตรงกับสมมติฐานที่คาดการณ์ไว้ นั่นคือ การขยายสินเชื่อของธนาคารพาณิชย์ และสถาบันการเงินมีผลให้ปริมาณเงินเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน

ปริมาณสินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิย้อนไป 1 ไตรมาส กับปริมาณเงินในปัจจุบันมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน นั่นคือ กำหนดให้ตัวแปรอื่นคงที่ ถ้าหากสินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิในไตรมาสที่แล้วเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.0149 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองนี้เป็นไปตามสมมติฐานที่คาดการณ์ไว้ กล่าวคือ สินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิเป็นตัวแปรที่รวมเอาผลของสภาวะการณ์ดุลการชำระเงิน(Balance of payment) ถ้าหากดุลการชำระเงินเกินดุล ซึ่งอาจจะเป็นผลมาจากการเกินดุลในบัญชีดุลการค้าและบริการ หรือมาจากการเกินดุลในบัญชีทุน การเกินดุลการชำระเงินนี้จะส่งผลให้ฐานเงินเพิ่มขึ้น และสุดท้ายจะนำไปสู่ขั้นตอนการสร้างเงินผ่านตัวทวีคูณการเงิน ในทางตรงกันข้าม การขาดดุลการชำระเงินจะมีผลให้ปริมาณเงินในระบบลดลง ในสถานะการณ์ดุลการชำระเงินของประเทศไทยตั้งแต่ไตรมาสแรกของปี พ.ศ 2513 จนถึงไตรมาสสุดท้ายของปี พ.ศ 2537 พบว่า ส่วนใหญ่มีภาวะเกินดุล ซึ่งมีความสอดคล้องกับผลการศึกษานี้

เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราดอกเบี้ยมาตราฐานในไตรมาสที่แล้วกับปริมาณเงินในปัจจุบันเราพบว่า ความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองมีทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ ถ้าหากอัตราดอกเบี้ยมาตราฐานในไตรมาสที่แล้วเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะส่งผลให้ปริมาณเงินในปัจจุบันลดลง 0.0049 เปอร์เซ็นต์ โดยกำหนดให้ตัวแปรอื่นๆคงที่ ความสัมพันธ์ที่เป็นลักษณะผกผันกันนี้มีความสอดคล้องกับสมมติฐานที่คาดการณ์ไว้ นั่นคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยมาตราฐานซึ่งเป็นอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ที่ธนาคารแห่งประเทศไทยให้แก่ธนาคารพาณิชย์ เป็นผลให้ต้นทุนในการกู้ยืมของธนาคารพาณิชย์เพิ่มขึ้น การขยายปริมาณสินเชื่อจึงลดลง เป็นการลดปริมาณเงินในระบบ ตัวแปรสุดท้ายที่มีอิทธิพลต่อปริมาณเงินในปัจจุบันคือ ตัวแปรหุ่นในไตรมาสที่ 3 ของทุกปี โดยให้มีค่าเท่ากับ 1 ในไตรมาสที่ 3 และเท่ากับ 0 ในไตรมาสอื่น ซึ่งผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรหุ่นนี้มีนัย

สำคัญทางสถิติและมีเครื่องหมายเป็นลบกับปริมาณเงินในปัจจุบัน โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ -0.0086 หมายความว่า ปริมาณเงินในไตรมาสที่ 3 มีปริมาณต่ำกว่าปริมาณเงินในไตรมาสที่เหลือของปี เนื่องมาจาก ในไตรมาสที่ 3 ของแต่ละปีไม่ใช่ช่วงที่ตรงกับปีใหม่และฤดูกาลเก็บเกี่ยวจึงมีปริมาณเงินในระบบที่น้อยกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับปริมาณเงินในไตรมาสอื่น

ถึงแม้ว่าเราจะสามารถประมาณค่าสมการปริมาณเงินทั้งในความหมายแคบและกว้างระหว่างปี พ.ศ 2513-2537 ได้ดังตาราง 4.1 และ 4.2 ตามลำดับ แต่จากการที่ประเทศไทยมีมาตราการผ่อนคลายทางการเงิน โดยเฉพาะการประกาศรับพันธะข้อ 8 ของกองทุนการเงินระหว่างประเทศในปี พ.ศ 2533 ส่งผลให้การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศผ่อนคลายและเสรีมากขึ้น ก่อให้เกิดการเปลี่ยนแปลงที่สำคัญต่อระดับปริมาณเงินในประเทศ ผลกระทบนี้เองที่อาจจะทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินกับตัวแปรเศรษฐศาสตร์มหภาคเปลี่ยนแปลงไป เช่น อัตราดอกเบี้ยมาตราฐานซึ่งเป็นเครื่องมือในการควบคุมปริมาณเงินของธนาคารแห่งประเทศไทย อาจจะลดบทบาทลงไปได้เนื่องจากสถาบันการเงินที่เคยกู้เงินในประเทศสามารถกู้ยืมเงินจากต่างประเทศได้ง่ายขึ้น ทำให้การควบคุมปริมาณเงินโดยธนาคารแห่งประเทศไทยยากลำบากขึ้น ดังนั้นจึงมีความจำเป็นที่ต้องทำการทดสอบความเสถียรของสมการ(Structural Stability of Regression Model)ปริมาณเงิน เพื่อศึกษาว่าความสัมพันธ์ของปริมาณเงินกับตัวแปรเศรษฐศาสตร์มหภาคเปลี่ยนแปลงไปหรือไม่ระหว่างก่อนมีการเปิดเสรีทางการเงิน(พ.ศ 2513-2532) กับหลังการเปิดเสรีทางการเงิน(พ.ศ 2533-2537)

ในการศึกษานี้เราใช้วิธี Chow test[1] ทดสอบถึงความเสถียรของสมการปริมาณเงิน

<u>การทดสอบความเสถียรของสมการปริมาณเงินโดยวิธี Chow test</u>

ความเสถียรของสมการปริมาณเงิน(Structural stability of money supply equation) หมายความว่า ระยะเวลาก่อนจะดำเนินการเปิดเสรีการเงินกับหลังดำเนินการเปิดเสรีการเงิน ความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงิน(ตัวแปรตาม)กับตัวแปรอธิบายเศรษฐศาสตร์มหภาค(ตัวแปรอิสระ) อันได้แก่ สินเชื่อในประเทศ , รายรับและรายจ่ายของรัฐบาล , รายได้ , สินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิ , อัตราดอกเบี้ยมาตราฐานและตัวแปรหุ่นของปริมาณเงินในไตรมาสที่ 2 และ 3 มีความสัมพันธ์ไม่แตกต่างกันในช่วงเวลาทั้งสอง หรืออีกนัยหนึ่ง การเปิดเสรีทางการเงินไม่ส่งผลให้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระเปลี่ยนแปลงไปจากช่วงก่อนเปิดเสรีทางการเงิน การศึกษานี้ใช้ปี พ.ศ 2533 ซึ่งเป็นปีที่ประเทศไทยเปิดเสรีทางการเงินเป็นปีทดสอบ แบ่งข้อมูลออกเป็นสองส่วนคือ ช่วงปี พ.ศ 2513-2532 และช่วงปี พ.ศ 2533-2537 โดยประมาณค่าสมการปริมาณเงินด้วย

---

[1] ดูรายละเอียดในภาคผนวก ก

วิธี Ordinary Least Squares และมีสมมติฐานว่าง(null hypothesis)ว่า สมการปริมาณเงินมีความเสถียรระหว่างก่อนและหลังดำเนินการเปิดเสรีทางการเงิน การทดสอบสมมติฐานว่างนี้ทำโดยการคำนวณค่า F-stat หากค่า F-stat ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่า Critical F-value จะสรุปว่า ปฏิเสธสมมติฐานว่าง การคำนวณค่า F-statistic มีดังนี้

$$F = \frac{RSS_5 / k}{RSS_4 / (N_1 + N_2 - 2k)} \sim F(k, N_1 + N_2 - 2k$$

โดยที่ $k$=จำนวน parameter (รวมค่าคงที่)

$RSS_1$=residual sum of squared ของการประมาณค่าสมการถดถอยของข้อมูลแรก(ปี พ.ศ 2513-2537)

$RSS_2$=residual sum of squared ของการประมาณค่าสมการถดถอยของข้อมูลที่สอง(ปี พ.ศ 2513-2532)

$RSS_3$=residual sum of squared ของการประมาณค่าสมการถดถอยของข้อมูลที่สาม(ปี พ.ศ 2533-2537)

$RSS_4=RSS_2+RSS_3$ , $RSS_5=RSS_1-RSS_4$

N1,N2=จำนวนข้อมูลช่วงปี พ.ศ 2513-2532 และ 2533-2537 ตามลำดับ

ผลการทดสอบความเสถียรของสมการปริมาณเงินในความหมายแคบและกว้างด้วยวิธี Chow test แสดงในตาราง 4.3 โดยในการทดสอบความเสถียรของสมการปริมาณเงินในความหมายแคบ ค่า F-Statistic ที่คำนวณได้มีค่าเท่า 1.9205 และมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 90 เปอร์เซ็นต์ เปรียบเทียบกับค่า Critical value คือ $F_{0.10}(6,87)$ เท่ากับ 1.87 พบว่าค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่า Critical value จึงปฏิเสธสมมติฐานว่าง กล่าวคือ สมการปริมาณเงินในความหมายแคบมีความสัมพันธ์ที่เปลี่ยนแปลงไประหว่างช่วงปี พ.ศ 2513-2532 กับปี พ.ศ 2533-2537 ส่วนการทดสอบความเสถียรของสมการปริมาณเงินในความหมายกว้างก็ให้ผลการศึกษาที่เหมือนกับสมการปริมาณเงินในความหมายแคบ กล่าวคือ ค่า F-Statistic ที่คำนวณได้มีค่าเท่า 3.5957 และมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 เปอร์เซ็นต์ เปรียบเทียบกับค่า Critical value คือ $F_{0.01}(6,87)$ เท่ากับ 3.12 พบว่าค่า F-statistic ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่า Critical value เราจึงปฏิเสธสมมติฐานว่าง กล่าวคือ สมการปริมาณเงินในความหมายกว้างมีความสัมพันธ์ที่เปลี่ยนแปลงไประหว่างช่วงปี พ.ศ 2513-2532 กับปี พ.ศ 2533-2537

ตาราง 4.3 : ผลการคำนวณ F-statistic โดย Chow test

| ตัวแปร | ค่า F-statistic | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|
| M1 | 1.9204 | 0.0864 |
| M2 | 3.5957 | 0.0031 |

จากผลการทดสอบความเสถียรของสมการปริมาณเงินโดยวิธี Chow test แล้วพบว่าการดำเนินการเปิดเสรีทางการเงินตั้งแต่ปี พ.ศ 2533 เป็นต้นมา มีผลให้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในสมการปริมาณเงินเปลี่ยนแปลงไป เราจึงไม่สามารถอธิบายความสัมพันธ์ของตัวแปรโดยสมการปริมาณเงินระหว่างปี พ.ศ.2513-2537 ในตาราง 4.1 และ 4.2 ได้โดยใช้สมการเดียว จึงจำเป็นต้องแยกการอธิบายถึงความสัมพันธ์ของปริมาณเงินกับตัวแปรที่เกี่ยวข้องออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงระยะเวลาก่อนดำเนินการเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2513-2532 หนึ่งสมการ และช่วงระยะเวลาหลังดำเนินการเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2533-2537 อีกหนึ่งสมการ ซึ่งผลการศึกษาแสดงในตาราง 4.4 และ 4.6 ในส่วนของปริมาณเงินในความหมายแคบ และตาราง 4.7 กับ 4.9 ในส่วนของปริมาณเงินในความหมายกว้าง

เมื่อพิจารณาที่ตาราง 4.5 ที่แสดงสมการปริมาณเงินในความหมายแคบในช่วงหลังดำเนินการเปิดเสรีการเงินตั้งแต่ปี พ.ศ 2533-2537 พบว่า การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอิสระสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรตามได้ดีโดยพิจารณาจากค่า Adjusted $R^2$ ที่ร้อยละ 93.54 อย่างไรก็ตามความมีนัยสำคัญของตัวแปรอิสระบางตัวในสมการไม่อยู่ ณ ระดับความเชื่อมั่นที่ยอมรับได้ เช่น รายจ่ายและรายรับของรัฐบาลเมื่อไตรมาสที่แล้ว ซึ่งมีแนวโน้มว่าสมการนี้อาจเกิดปัญหา Multicollinearity หมายถึงตัวแปรอิสระมีความสัมพันธ์กันเอง "one of the signals of multicollinearity-insignificant $t$ values but a high ovarall $R^2$ and a significant $F$ value[2] "ดังนั้นเราจึงแก้ปัญหานี้ด้วยการตัด(drop)ตัวแปรอิสะที่มีค่านัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นที่ต่ำที่สุดออกไปจากสมการ* นั่นคือ รายจ่ายของรัฐบาลเมื่อไตรมาสที่แล้ว แต่จากการทดสอบแล้วพบว่ารายรับของรัฐบาลเมื่อไตรมาสที่แล้ว ยังให้ค่าที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ จึงต้องตัดตัวแปรนี้ออกจากสมการ ในท้ายที่สุดเราจะได้สมการปริมาณเงินในความหมายแคบช่วงปี พ.ศ 2533-2537 ดังในตาราง 4.6

---

[2] Damodar N. Gujarati. Basic Econometrics, 3 nd.(McGraw-hill international editions),page. 331.

* การแก้ปัญหา Multicollinearity มีด้วยกันหลายวิธี แต่ในงานศึกษานี้ใช้วิธีการตัดตัวแปรอธิบายที่มีค่าความเชื่อมั่นทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นต่ำที่สุดออกทีละตัวแปร จนกระทั่งตัวแปรอธิบายในแบบจำลองมีค่านัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 85,90, 95, 99 เปอร์เซ็นต์

ตาราง 4.4:สมการปริมาณเงิน($logM_1$)ในความหมายแคบระหว่างปี พ.ศ 2513-2532

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | -2.3774 | -4.1859 | 0.0001 |
| log M(-1) | 0.9071 | 14.9224 | 0.0000 |
| log GEXP(-1) | 0.0517 | 1.9626 | 0.0535 |
| log GREV(-1) | -0.1429 | -5.1029 | 0.0000 |
| Y(-1) | 0.3536 | 3.8606 | 0.0002 |
| D2 | -0.1091 | -9.6150 | 0.0000 |

Adjusted $R^2$=0.9965 Durbin-h stat=-1.1098 F-stat=4512.74

Durbin-W stat=2.2152 Sum Squared Resid=0.1005

ตาราง 4.5:สมการปริมาณเงิน($logM_1$)ในความหมายแคบระหว่างปี พ.ศ 2533-2537

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | -0.8738 | -0.2228 | 0.8269 |
| log M(-1) | 0.5832 | 2.7258 | 0.0164 |
| log GEXP(-1) | 0.1444 | 0.4993 | 0.6253 |
| log GREV(-1) | 0.0362 | 0.5173 | 0.6130 |
| Y(-1) | 0.3004 | 0.6069 | 0.5536 |
| D2 | -0.0673 | -1.7289 | 0.1058 |

Adjusted $R^2$=0.9354 Durbin-h stat=0.4621 F-stat=56.0361

Durbin-W stat=1.9464 Sum Squared Resid=0.0349

ตาราง 4.6:สมการปริมาณเงิน($logM_1$)ในความหมายแคบระหว่างปี พ.ศ 2533-2537 หลังจากแก้ปัญหา Multicollinearity

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | -2.7891 | -1.9273 | 0.0719 |
| log M(-1) | 0.6563 | 3.6559 | 0.0021 |
| Y(-1) | 0.5353 | 2.1287 | 0.0492 |
| D2 | -0.0763 | -2.1316 | 0.0489 |

Adjusted $R^2$=0.9406 Durbin-h stat=-0.3750 F-stat=101.2959

Durbin-W stat=2.1061 Sum Squared Resid=0.0366

จากตาราง 4.4 แสดงความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินในความหมายแคบกับตัวแปรอิสระ พบว่า ค่า adjust $R^2$ ของสมการมีค่าเท่ากับ 0.9965 แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอิสระสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในความหมายแคบได้ร้อยละ 99.65 และความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระและตัวแปรตามมีเครื่องหมายเป็นไปตามสมมติฐานในระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 หรือ ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ เมื่อพิจารณาความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินย้อนไป 1 ไตรมาสกับปริมาณเงินในปัจจุบัน พบว่า มีความสัมพันธ์ในทางบวก ถ้าปริมาณเงินย้อนหลังไป 1 ไตรมาสเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.9071 เปอร์เซ็นต์ ขณะที่รายจ่ายของรัฐบาลก็มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับปริมาณเงิน กล่าวคือ หากไตรมาสที่แล้วรัฐบาลใช้จ่ายเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะส่งผลให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่ม 0.0517 เปอร์เซ็นต์ ส่วนรายรับของรัฐบาลเมื่อไตรมาสที่แล้วมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณเงินในปัจจุบัน หากรัฐบาลมีรายรับเมื่อไตรมาสที่แล้วเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในระบบลดลง 0.1429 เปอร์เซ็นต์ อย่างไรก็ตาม เมื่อเปรียบเทียบกับผลของรายรับและรายจ่ายรัฐบาลที่มีต่อปริมาณเงินในช่วงหลังการเปิดเสรีการเงินแสดงในตาราง 4.6 แล้วพบว่า ตัวแปรของรัฐบาลทั้งสองไม่มีนัยสำคัญทางสถิติกับปริมาณเงิน ทั้งนี้เป็นผลมาจากรัฐบาลใช้นโยบายการคลังแบบสมดุล ทำให้ตัวแปรจากภาครัฐบาลนี้ไม่ส่งผลกระทบต่อปริมาณเงิน ส่วนการเปลี่ยนแปลงของรายได้ก็เป็นปัจจัยที่สำคัญที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในช่วงหลังเปิดเสรีการเงิน กล่าวคือ กำหนดให้ตัวแปรอื่นๆคงที่ หากรายได้ในไตรมาสที่แล้วเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.5353 เปอร์เซ็นต์ เปรียบเทียบกับช่วงก่อนเปิดเสรีการเงินที่ปริมาณเงินปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.3536 เปอร์เซ็นต์หลังจากที่มีการเพิ่มขึ้นของรายได้ในไตรมาสที่แล้ว 1 เปอร์เซ็นต์ การที่รายได้มีอิทธิพลต่อปริมาณเงินมากขึ้นในช่วงหลังเปิดเสรีการเงินอาจจะเป็นผลมาจากการที่รายได้มีอัตราการเติบโตที่สูงขึ้นกว่าช่วงก่อนเปิดเสรีการเงิน ทำให้กิจกรรมทางธุรกิจขยายตัวมากขึ้น ส่งผลให้ปริมาณเงินในระบบเพิ่มมากขึ้น

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตาราง 4.7:สมการปริมาณเงิน($logM_t$)ในความหมายกว้างระหว่างปี พ.ศ 2513-2532

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | 0.2455 | 3.7736 | 0.0003 |
| log M(-1) | 0.5956 | 6.3188 | 0.0000 |
| log DC(-1) | 0.3632 | 4.3152 | 0.0000 |
| log NFA(-1) | 0.0335 | 2.2141 | 0.0299 |
| BR(-1) | -0.0092 | -4.4155 | 0.0000 |
| D3 | -0.0091 | -1.6879 | 0.0957 |

Adjusted $R^2$=0.9995 Durbin-h stat=1.6490 F-stat=33927.93

Durbin-W stat=1.7974 Sum Squared Resid=0.0311

ตาราง 4.8:สมการปริมาณเงิน($logM_t$)ในความหมายกว้างระหว่างปี พ.ศ 2533-2537

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | 2.7794 | 4.1855 | 0.0009 |
| log M(-1) | 0.2447 | 1.2469 | 0.2329 |
| log DC(-1) | 0.2299 | 1.8127 | 0.0914 |
| log NFA(-1) | 0.3712 | 2.7094 | 0.0169 |
| BR(-1) | -0.0028 | -0.9599 | 0.3534 |
| D3 | -0.0137 | -1.5909 | 0.1340 |

Adjusted $R^2$=0.9958 Durbin-h stat=0.8039 F-stat=904.02

Durbin-W stat=1.8277 Sum Squared Resid=0.0031

ตาราง 4.9:สมการปริมาณเงิน($logM_t$)ในความหมายกว้างระหว่างปี พ.ศ 2533-2537 หลังจากแก้ปัญหา Multicollinearity

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat | นัยสำคัญทางสถิติ |
|---|---|---|---|
| C | 2.2816 | 3.6069 | 0.0024 |
| log M(-1) | 0.3544 | 1.8976 | 0.0759 |
| log DC(-1) | 0.2579 | 2.1234 | 0.0497 |
| log NFA(-1) | 0.2545 | 1.9871 | 0.0643 |

Adjusted $R^2$=0.9954 Durbin-h stat=-0.3111 F-stat=1371.649

Durbin-W stat=1.9235 Sum Squared Resid=0.0039

ตาราง 4.7-4.9 แสดงสมการปริมาณเงินในความหมายกว้าง ค่า Adjusted $R^2$ ของผลการศึกษาทั้งสามตารางอยู่ในระดับ 0.99 แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอิสระสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินได้ร้อยละ 99 ส่วนค่า Durbin-h stat ก็แสดงให้เห็นว่าไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อน ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ อย่างไรก็ตามผลการศึกษาในตาราง 4.8 แสดงเป็นนัยว่ามีปัญหา Multicollinearity โดยค่า t-stat ของอัตราดอกเบี้ยมาตราฐานและตัวแปรหุ่นของปริมาณเงินในไตรมาสที่ 3 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ เราจึงต้องตัดตัวแปรนี้ออกจากสมการ ซึ่งผลการศึกษาได้แสดงในตาราง 4.9

จากตาราง 4.7 และ 4.9 พบว่า สินเชื่อในประเทศย้อนไป 1 ไตรมาสกับปริมาณเงินในปัจจุบันมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันทั้งช่วงก่อนและหลังเปิดเสรีการเงิน โดยในช่วงก่อนเปิดเสรีการเงิน ถ้าสินเชื่อในประเทศย้อนหลังไป 1 ไตรมาสเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.3632 เปอร์เซ็นต์ ขณะที่ช่วงหลังเปิดเสรีการเงินปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.2579 เปอร์เซ็นต์ สินเชื่อในประเทศนับว่าเป็นตัวแปรสำคัญที่มีอิทธิพลต่อปริมาณเงินในความหมายกว้าง ขณะที่สินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิเมื่อไตรมาสที่แล้วมีอิทธิพลต่อปริมาณเงินในปัจจุบันมากขึ้นเมื่อเปรียบเทียบกับช่วงก่อนเปิดเสรีทางการเงิน โดยในช่วงหลังเปิดเสรีทางการเงิน หากสินทรัพย์ต่างประเทศสุทธิเมื่อไตรมาสที่แล้วเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ จะส่งผลให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.2545 เปอร์เซ็นต์ ขณะที่ก่อนเปิดเสรีการเงินเป็นผลให้ปริมาณเงินในปัจจุบันเพิ่มขึ้นเพียง 0.0335 เปอร์เซ็นต์ ซึ่งอาจจะเป็นผลมาจาก การเคลื่อนย้ายเงินทุนจากต่างประเทศเพิ่มปริมาณขึ้นเป็นผลให้ดุลการชำระเงินเกินดุล ปริมาณเงินในระบบจึงเพิ่มขึ้น ในทางตรงกันข้าม การเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยมาตราฐานเมื่อไตรมาสที่แล้ว 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ปริมาณเงินในปัจจุบันลดลง 0.0092 เปอร์เซ็นต์ แสดงเป็นนัยว่า ก่อนการเปิดเสรีการเงินการใช้อัตราดอกเบี้ยมาตราฐานของธนาคารกลางแห่งประเทศไทยในการชี้นำทิศทางของอัตราดอกเบี้ยในประเทศยังเป็นไปอย่างมีประสิทธิภาพ ถ้าเปรียบเทียบกับช่วงหลังเปิดเสรีการเงินในตาราง 4.9 แล้ว จะเห็นว่าอัตราดอกเบี้ยมาตราฐานย้อนไป 1 ไตรมาส ไม่มีความนัยสำคัญทางสถิติกับปริมาณเงินในปัจจุบัน แสดงเป็นนัยว่า การใช้อัตราดอกเบี้ยมาตราฐานเป็นเครื่องมือในการควบคุมปริมาณเงินหรือชี้นำอัตราดอกเบี้ยในตลาดเป็นไปอย่างไม่มีประสิทธิภาพ

กล่าวโดยสรุป การที่สมการปริมาณเงินทั้งในความหมายแคบและกว้างระหว่างปี พ.ศ 2513-2537 ไม่มีความเสถียรซึ่งเป็นผลกระทบมาจากการเปิดเสรีทางการเงินแล้วทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินกับตัวแปรเศรษฐศาสตร์เปลี่ยนแปลงไป ดังนั้น เราจำเป็นแยกอธิบายสมการปริมาณเงินออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงปี พ.ศ 2513-2532 และช่วงปี พ.ศ 2533-2537 และเรียกสมการปริมาณเงินที่ประมาณค่าโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ดังในตาราง 4.4 และ 4.7 ว่าปริมาณเงินที่คาดการณ์ในช่วงก่อนการเปิดเสรีการเงิน ขณะที่ตาราง 4.6 และ 4.9 เป็นปริมาณเงินที่

คาดการณ์ในช่วงหลังการเปิดเสรีการเงิน ส่วนปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ก็คือผลต่างระหว่างปริมาณเงินจริงกับปริมาณเงินที่คาดการณ์

หลังจากเราทราบค่าของปริมาณเงินที่คาดการณ์และปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์แล้ว เราจะนำเอาปริมาณเงินทั้งสองส่วนแทนลงในสมการผลผลิตจริง(real output equation)เพื่อทำการทดสอบว่าปริมาณเงินส่วนใดจะมีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง รวมทั้งทำการทดสอบสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ สมมติฐานความเป็นกลางของเงิน และสมมติฐานร่วม

## 4.2 สมการผลผลิตจริง(Real output equation)

ในสมการผลผลิตจริง เรากำหนดให้ผลผลิตจริงเป็นฟังก์ชั่นกับผลผลิตโดยอัตราธรรมชาติและปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ได้และส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ โดยที่เราสมมติให้ผลผลิตโดยอัตราธรรมชาติแทนด้วยตัวแปรเวลา* หมายความว่า ในระยะเวลาเริ่มต้นของการศึกษาคือไตรมาสแรกของปี พ.ศ 2513 ตัวแปรเวลานี้มีค่าเท่ากับหนึ่งและจะมีค่าเพิ่มขึ้นไตรมาสละหนึ่งจนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 80 ในไตรมาสสุดท้ายของปี พ.ศ 2532 ซึ่งเป็นปีสุดท้ายก่อนที่ประเทศไทยจะเปิดเสรีการเงิน ขณะที่ไตรมาสแรกของปี พ.ศ 2533 ตัวแปรเวลานี้จะมีค่าเท่ากับหนึ่ง และจะมีค่าเท่ากับ 20 ในไตรมาสสุดท้ายของปี พ.ศ 2537 ดังนั้นการศึกษานี้จึงแบ่งการศึกษาผลกระทบของปริมาณเงินที่คาดการณ์และที่ไม่ได้คาดการณ์ออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงก่อนเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2513-2532 และช่วงหลังเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2533-2537

เนื่องจากเราไม่ทราบระยะเวลาที่แน่นอนของผลกระทบของปริมาณเงินทั้งส่วนที่คาดการณ์และที่ไม่ได้คาดการณ์ที่มีผลต่อระดับผลผลิตจริง เราจึงใช้วิธี Polynomial Distributed Lagกำหนดระยะเวลาการปรับตัวของปริมาณเงินทั้งสองส่วน และในกรณีที่แบบจำลองเกิดปัญหา Autocorrelation เราจะแก้ปัญหานี้ด้วยการใช้สมมติฐานของ Markov First-order autoregression หรือ AR(1)

---

* การประมาณค่าผลผลิตโดยอัตราธรรมชาติโดยใช้ time trend เป็นตัวแทนนั้นปรากฏอยู่ในงานศึกษาส่วนใหญ่ เช่น งานศึกษาของ Mishkin(1982) , Gochoco(1986) , Mohabbat(1991) เป็นต้น

**ผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์ต่อผลผลิตจริงในช่วงก่อนเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2518-2532**

**กรณีปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)**

ตาราง 4.10 แสดงสมการผลผลิตจริงที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรเวลา(Time) และปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ในปัจจุบัน(UM)กับปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ย้อนไป 5 ช่วงเวลา(UM(-5)) โดยตัวแปรอธิบายเหล่านี้มีความสามารถในการอธิบายสมการผลผลิตจริงได้ประมาณ98.92 เปอร์เซ็นต์ เมื่อพิจารณาค่า D.W พบว่า ไม่มีปัญหา Autocorrelation ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% เมื่อพิจารณาผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ต่อผลผลิตจริง พบว่า ปริมาณเงินส่วนนี้มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง จะเห็นได้จากค่า t-stat มีนัยสำคัญทางสถิติ การที่ตัวแปรอธิบายคือปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์มีค่านัยสำคัญทางสถิติ เป็นการสนับสนุนแนวคิดของนักเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิกใหม่ ที่กล่าวว่า ประชาชนในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน ดังนั้นปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์เท่านั้นที่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง

ปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์มีความสัมพันธ์กับผลผลิตจริงในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้ามีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ ซึ่งเป็นปริมาณเงินส่วนที่ประชาชนในระบบเศรษฐกิจไม่สามารถคาดการณ์ได้ จะส่งผลให้ผลผลิตจริงเพิ่มขึ้นในทิศทางเดียวกัน ค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ในเวลาปัจจุบัน(UM)แสดงถึงผลกระทบของปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ในระยะสั้น(Short Run) มีค่าเท่ากับ 0.0301 หมายความว่า หากปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ในเวลาปัจจุบันเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ ผลผลิตจริงจะเพิ่มขึ้น 0.0301 เปอร์เซ็นต์ อย่างไรก็ตาม ค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ในเวลาปัจจุบันนี้ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งอาจจะเป็นผลมาจากความล่าช้า(time lag)ของปริมาณเงินส่วนนี้ แต่ในระยะเวลาต่อมา คือ 1 ไตรมาสหลังจากมีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ ผลผลิตจริงจะเพิ่มขึ้น 0.2073 เปอร์เซ็นต์ ผลผลิตจริงจะเพิ่มขึ้นจนกระทั่งไตรมาสที่ 4 หรือ 1 ปีนับจากปัจจุบัน ผลรวมค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์แสดงถึงผลกระทบในระยะยาว(Long Run) มีค่าเท่ากับ 1.1324 หมายความว่า ถ้าปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ในเวลาปัจจุบันเพิ่มขึ้น 1 เปอร์เซ็นต์ ผลผลิตจริงจะเพิ่มขึ้นในระยะเวลา 5 ไตรมาสต่อมา เท่ากับ 1.1324 เปอร์เซ็นต์

เมื่อเรานำเอาปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ในปัจจุบัน(EM)และปริมาณเงินที่คาดการณ์ย้อนไปในอดีต 5 ช่วงเวลา(EM(-5))มาเป็นตัวแปรอธิบายในสมการผลผลิตจริงในตาราง 4.11 พบว่าปริมาณเงินที่คาดการณ์มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง โดยพิจารณาค่า t-stat พบว่า มีนัยสำคัญทางสถิติสูงกว่าค่านัยสำคัญของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ การที่ปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์มี

4.10 : *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์กับผลผลิตจริง($\log Y_t$)ระหว่างปี พ.ศ 2513-2532 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^*$) และสมมติฐานความเป็นกลาง($\phi_i=0$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 11.5679 | 840.4928** |
| T | 0.0173 | 61.5336** |
| UM | 0.0301 | 0.2299 |
| UM(-1) | 0.2073 | 2.2160*** |
| UM(-2) | 0.2992 | 2.9691** |
| UM(-3) | 0.3058 | 3.0587** |
| UM(-4) | 0.2270 | 2.4524** |
| UM(-5) | 0.0630 | 0.4714 |
| Sum lags of UM | 1.1324 | 2.9819** |
| AR(1) | 0.2422 | 2.0302** |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)

Adjusted $R^2$=0.9892 Sum Squared Resid=0.0979

D.W stat=2.0395 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=1317.915 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

หมายเหตุ : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 5 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ $y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{5} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^*) + \varepsilon_t$ (12)

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$, i=0,.....,5

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตาราง 4.11: *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์กับผลผลิตจริง ระหว่างปี พ.ศ 2513-2532 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^*$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 8.5546 | 7.1866** |
| T | 0.0091 | 2.7882** |
| UM | 0.1265 | 1.0163 |
| UM(-1) | 0.0789 | 0.7997 |
| UM(-2) | 0.0136 | 0.1037 |
| UM(-3) | -0.0696 | -0.4718 |
| UM(-4) | -0.1706 | -1.1841 |
| UM(-5) | -0.2894 | -1.8569**** |
| Sum lags of UM | -0.3105 | -0.5448 |
| EM | 0.1736 | 1.6691 |
| EM(-1) | 0.2314 | 3.4885** |
| EM(-2) | 0.2090 | 4.1323** |
| EM(-3) | 0.1063 | 2.6203** |
| EM(-4) | -0.0768 | -1.7091**** |
| EM(-5) | -0.3401 | -3.7954** |
| Sum lags of EM | 0.3035 | 2.5088** |
| AR(1) | 0.2023 | 1.5262 |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)

Adjusted $R^2$=0.9893 Sum Squared Resid=0.096584

D.W stat=2.0924 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=843.0133 ****นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 90 %

หมายเหตุ : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 5 lags(PDL)

:ปริมาณเงินที่คาดการณ์ 5 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ $y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{5} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^*) + \sum_{i=0}^{5} \phi_i (Z_{t-i-1} a^*) + \varepsilon_t$ (13)

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$ , i=0,.....,5

$(Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่คาดการณ์ แทนด้วย $EM_i$ , i=0,.....,5

ตาราง 4.12: *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์กับผลผลิตจริง ระหว่างปี พ.ศ 2513-2532 โดยกำหนดให้ไม่เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a \neq a^*$)และสมมติฐานความเป็นกลาง($\phi_i \neq 0$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 1.0204 | 3.4925** |
| T | 0.0005 | 3.7805** |
| UM | 0.2005 | 0.0186 |
| UM(-1) | -0.0047 | -0.0004 |
| UM(-2) | 0.2448 | 0.0228 |
| UM(-3) | -0.1330 | -0.0124 |
| UM(-4) | -0.1247 | -0.0117 |
| UM(-5) | -0.0536 | -0.0050 |
| EM | 0.0724 | 0.0096 |
| EM(-1) | -0.0430 | -0.0057 |
| EM(-2) | 0.2237 | 0.0298 |
| EM(-3) | -0.2561 | -0.0341 |
| EM(-4) | -0.2009 | -0.0268 |
| EM(-5) | -0.0536 | -0.0066 |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)

Adjusted $R^2$=0.9917 Sum Squared Resid=0.0634

D.W stat=1.9665 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=484.22 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

****นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 90 %

หมายเหตุ: ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 5 lags

:ปริมาณเงินที่คาดการณ์ 5 lags

คำนวณจากสมการ

$$y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{5} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a) + \sum_{i=0}^{5} \phi_i (Z_{t-i-1} a) + \varepsilon_t \qquad (13')$$

โดยที่ T คือ เวลา

($M_{t-i}$-$Z_{t-i-1}$a) คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$ , i=0,.....,5

($Z_{t-i-1}$a) คือ ปริมาณเงินที่คาดการณ์ แทนด้วย $EM_i$ , i=0,.....,5

ค่านัยสำคัญทางสถิติ เป็นการปฏิเสธสมมติฐานความเป็นกลาง(Structural Neutrality) และชี้เป็นนัยว่าถ้ามีการใช้นโยบายการเงินโดยการเปลี่ยนแปลงปริมาณเงินจะมีผลให้ผลผลิตจริงเปลี่ยนแปลงไปจากผลผลิตโดยอัตราธรรมชาติ เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินที่คาดการณ์ในเวลาปัจจุบัน(EM)ซึ่งแสดงผลกระทบในระยะสั้น(Short Run)จะพบว่า ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าหากมีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินที่คาดการณ์ในเวลาปัจจุบัน 1 เปอร์เซ็นต์ ผลผลิตจริงในปัจจุบันจะยังไม่เพิ่มขึ้น แต่จะใช้ระยะเวลาการปรับตัวจนกระทั่ง 1 ไตรมาสต่อมา ผลผลิตจริงจะเพิ่มขึ้น 0.2314 เปอร์เซ็นต์ ผลผลิตจริงจะเพิ่มขึ้นจะเพิ่มขึ้นจนถึงไตรมาสที่ 3 นับจากปัจจุบัน และจะเริ่มลดลงในไตรมาสที่ 4 และ 5 นับจากที่มีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินที่คาดการณ์ การลดลงของผลผลิตจริงอาจจะอธิบายได้จากการที่ประชาชนหรือผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจทราบว่ามีการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินแต่ไม่สามารถที่จะเปลี่ยนแปลงค่าจ้างตัวเงินให้สอดคล้องกับค่าจ้างแท้จริงที่เปลี่ยนแปลงไปได้ ทั้งนี้อาจจะมีสาเหตุมาจากสัญญาการจ้างงานระหว่างนายจ้างและลูกจ้างที่ทำไว้ก่อนล่วงหน้าก่อนที่จะมีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงิน รวมทั้งระดับค่าจ้างที่ไม่ได้เปลี่ยนแปลงได้อย่างเต็มที่ ทำให้ผลผลิตจริงเพิ่มขึ้นทั้ง 3 ไตรมาสนับจากที่มีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินที่คาดการณ์ ระยะต่อมาคือเมื่อถึงไตรมาสที่ 4 และ5 นับจากปัจจุบัน ลูกจ้างอาจจะมีการต่อรองค่าจ้างตัวเงินให้ปรับตัวสูงขึ้น นายจ้างจึงลดการจ้างงานลง ผลผลิตจริงจึงลดลง อย่างไรก็ตาม ในระยะยาว (Long Run) การเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินที่คาดการณ์ในเวลาปัจจุบัน ทำให้ผลผลิตจริงใน 5 ไตรมาสต่อมาเพิ่มขึ้น 0.3035 เปอร์เซ็นต์

ตาราง 4.12 แสดงผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์กับผลผลิตจริงระหว่างปี พ.ศ 2513-2532 ซึ่งแตกต่างจากตาราง 4.11 ตรงที่ตาราง 4.12 ไม่ได้กำหนดให้เป็นสมการที่มาจากสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ ค่าสัมประสิทธิ์ที่คาดการณ์ของปริมาณเงินไม่เท่ากับค่าสัมประสิทธิ์จริงของปริมาณเงินหรือ $a^{*} \neq a$ และไม่เป็นไปตามสมมติฐานความเป็นกลางของปริมาณเงิน แสดงได้โดยการที่ค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ไม่เท่ากับศูนย์ หรือ $\phi_i \neq 0$

เราจะยืนยันผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินที่คาดการณ์ และที่ไม่ได้คาดการณ์ต่อผลผลิตจริงดังกล่าวข้างต้น ด้วยการทดสอบสมมติฐาน 3 ประการ สมมติฐานประการที่หนึ่งคือสมมติฐานร่วม(Joint test) โดยเรากำหนดสมมติฐานว่าง(Null hypothesis) ว่า ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อปริมาณเงิน ทำให้การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง สมมติฐานประการที่สองคือสมมติฐานความเป็นกลาง (Neutrality test) โดยกำหนดสมมติฐานว่างว่า การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินจะไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริงไม่ว่าผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจจะมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อปริมาณเงินหรือไม่ก็ตาม สมมติฐานที่สามคือสมมติฐานการคาดกาณ์อย่างมีประสิทธิภาพ(Rationality test) โดยกำหนดสมมติฐานว่างว่า ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดกาณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อ

การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน ไม่ว่าการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินจะมีอิทธิพลต่อผลผลิตจริงหรือไม่ก็ตาม ผลการทดสอบสมมติฐานแสดงในตาราง 4.13

ตาราง 4.13 : ผลการทดสอบสมมติฐาน ระหว่างปี พ.ศ 2513-2532

| สมมติฐาน | ค่า Likelihood ที่คำนวณได้ | ค่า Critical value* |
|---|---|---|
| สมมติฐานร่วม | 27.49 | $\chi^2_{(12)} = 21.03$ |
| สมมติฐานความเป็นกลาง | 15.48 | $\chi^2_{(6)} = 12.59$ |
| สมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ | 12.02 | $\chi^2_{(6)} = 12.59$ |

*ค่า Critical value มีนัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

จากผลการทดสอบสมมติฐานที่แสดงในตาราง 4.13 พบว่า ค่า likelihood ของสมมติฐานร่วมมีค่ามากกว่าค่า critical value ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานร่วมที่ว่าในช่วงก่อนดำเนินการเปิดเสรีการเงินระหว่างปี พ.ศ 2513-2532 ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน ทำให้การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ผลของการปฏิเสธสมมติฐานร่วมนี้ จึงจำเป็นที่จะต้องทดสอบสมมติฐานความเป็นกลางและสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ เพื่อพิจารณาว่าการปฏิเสธสมมติฐานร่วมเป็นผลมาจากสมมติฐานใด เมื่อพิจารณาค่า likelihood ของสมมติฐานความเป็นกลางเปรียบเทียบกับค่า critical value ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ปฏิเสธสมมติฐานความเป็นกลาง นั่นคือ การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินจะมีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ผลของการปฏิเสธสมมติฐานความเป็นกลางนี้สอดคล้องกับผลการศึกษาในตาราง 4.11 โดยพิจารณาจากค่า t-stat ของปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ซึ่งมีค่านัยความสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99 เปอร์เซ็นต์ หากพิจารณาค่า likelihood ของสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ พบว่ามีค่าน้อยกว่าค่า critical value ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ นั่นคือ ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในระหว่างช่วงก่อนเปิดเสรีการเงิน

<u>กรณีปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2)</u>

ตาราง 4.14 แสดงสมการผลผลิตจริงที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรเวลา(Time) และปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ในปัจจุบัน(UM)กับปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ย้อนไป 5 ช่วงเวลา(UM(-5)) โดยตัวแปรอธิบายเหล่านี้มีความสามารถในการอธิบายสมการผลผลิตจริงได้ประมาณ 98.82 เปอร์เซ็นต์ เมื่อพิจารณาค่า D.W พบว่า ไม่มีปัญหา Autocorrelation ณ ระดับความเชื่อมั่น

ตาราง 4.14 : *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์กับผลผลิตจริง($\log Y_t$)ระหว่างปี พ.ศ 2513-2532 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^*$) และสมมติฐานความเป็นกลาง($\phi_i=0$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 11.5692 | 651.9266** |
| T | 0.0172 | 47.7221** |
| UM | 0.2569 | 1.0559 |
| UM(-1) | 0.0642 | 0.3909 |
| UM(-2) | -0.0685 | -0.3935 |
| UM(-3) | -0.1413 | -0.7360 |
| UM(-4) | -0.1542 | -0.8796 |
| UM(-5) | -0.1071 | -0.9519 |
| Sum lags of UM | -0.1500 | -0.1863 |
| AR(1) | 0.3725 | 3.1972** |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2)

Adjusted $R^2$=0.9882 Sum Squared Resid=0.1080

D.W stat=2.0929 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=1513.804 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

หมายเหตุ : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 5 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ $y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{5} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^*) + \varepsilon_t$ (12)

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$, i=0,.....,5

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตาราง 4.15: *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์กับผลผลิตจริงระหว่างปี พ.ศ 2513-2532 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^*$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 9.2789 | 3.5693** |
| T | 0.0083 | 0.8115** |
| UM | 0.3094 | 1.2108 |
| UM(-1) | -0.0138 | -0.0692 |
| UM(-2) | -0.2283 | -0.8551 |
| UM(-3) | -0.3342 | -1.0912 |
| UM(-4) | -0.3315 | -1.1872 |
| UM(-5) | -0.2200 | -1.2369 |
| Sum lags of UM | -0.8184 | -0.6938 |
| EM | 0.2062 | 0.7531 |
| EM(-1) | 0.0993 | 0.8632 |
| EM(-2) | 0.0215 | 0.4689 |
| EM(-3) | -0.0274 | -0.3069 |
| EM(-4) | -0.0473 | -0.4471 |
| EM(-5) | -0.0381 | -0.4983 |
| Sum lags of EM | 0.2142 | 0.8759 |
| AR(1) | 0.3136 | 0.0139*** |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2)

Adjusted $R^2$=0.9879 Sum Squared Resid=0.1069

D.W stat=2.0532 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=988.868 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

หมายเหตุ: ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 5 lags(PDL)

:ปริมาณเงินที่คาดการณ์ 5 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ $$y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{5} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^*) + \sum_{i=0}^{5} \phi_i (Z_{t-i-1} a^*) + \varepsilon_t \qquad (13)$$

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$ , i=0,.....,5

$(Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่คาดการณ์ แทนด้วย $EM_i$ , i=0,.....,5

95 เปอร์เซ็นต์ เมื่อพิจารณาผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ต่อผลผลิตจริง พบว่า ปริมาณเงินส่วนนี้ไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง จะเห็นได้จากค่า t-stat ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ การที่ตัวแปรอธิบายคือปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ไม่มีค่านัยสำคัญทางสถิติ เป็นการปฏิเสธแนวคิดของนักเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิกใหม่ ที่กล่าวว่า ประชาชนในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน ดังนั้นปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์เท่านั้นที่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง

เมื่อเรานำเอาปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ในปัจจุบัน(EM)และปริมาณเงินที่คาดการณ์ย้อนไปในอดีต 5 ช่วงเวลา(EM(-5))มาเป็นตัวแปรอธิบายในสมการผลผลิตจริงในตาราง 4.15 พบว่า ปริมาณเงินที่คาดการณ์ไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง โดยพิจารณาค่า t-stat พบว่า ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ถึงแม้ว่าการที่ปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ไม่มีค่านัยสำคัญทางสถิติจะเป็นการสนับสนุนสมมติฐานความเป็นกลาง(Structural Neutrality) แต่จากการทดสอบความสัมพันธ์ในลักษณะเหตุและผล(cause and effect relationship)ระหว่าง ปริมาณเงินในความหมายกว้างกับผลผลิตจริง โดยวิธี Granger causality test[3] พบว่า ค่า F-stat ของปริมาณเงินในความหมายกว้างในระยะเวลาที่ 4 และ 5 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า ปริมาณเงินในความหมายกว้างไม่ได้เป็นสาเหตุหรือกำหนดผลผลิตจริง ซึ่งผลการทดสอบนี้สอดคล้องกับผลการศึกษาในตาราง 4.15 เมื่อปริมาณเงินที่คาดการณ์ไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ข้อสันนิษฐานประการหนึ่งก็คือปริมาณเงินในความหมายกว้างอาจจะไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตแท้จริง นอกจากนี้ในงานศึกษาของ Suchada Kirakul และคณะ[4] ซึ่งเป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างบทบาทของภาคการเงิน(financial sector)กับการเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจ(real economic growth)ระหว่างปี พ.ศ.2525-2533 โดยใช้ข้อมูลรายไตรมาส พบว่า สัดส่วนของปริมาณเงินในความหมายกว้างต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ(M2/GDP)ไม่ได้เป็นสาเหตุมุ่งไปสู่ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง(Real GDP) ดังนั้น หากเราต้องการทดสอบความสัมพันธ์ในทิศทางจากปริมาณเงินเข้าสู่ผลผลิตแท้จริงจึงต้องใช้ปริมาณเงินในความหมายแคบเป็นตัวแปรอธิบายในสมการผลผลิตแท้จริง การใช้ปริมาณเงินในความหมายแคบเป็นตัวแทนของ "ปริมาณเงิน"จึงสอดคล้องกับงานศึกษาของ Khatri,et al และ Worawan

---

[3] ดูรายละเอียดในภาคผนวก ง

[4] Suchada Kirakul, Jaturong Jantarangs, and Parisun Chantanahom, "Economic Development and Role of Financial Deepening in Thailand," Papers on policy analysis and assessment,Economic Research Department,Bank of Thailand : page 39-54

**ผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์ต่อผลผลิตจริงในช่วงหลังเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2533-2537**

**กรณีปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)**

จากการใช้เทคนิค Polynomial Distributed lag กำหนดระยะเวลาการปรับตัวของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดกาณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์ที่มีต่อผลผลิตจริง เราพบว่าระยะเวลาการปรับตัวของปริมาณเงินทั้งสองในช่วงหลังเปิดเสรีการเงิน มีระยะเวลาสั้นกว่าในช่วงก่อนเปิดเสรีการเงิน กล่าวคือ ใช้ระยะเวลาเพียง 3 ไตรมาสย้อนหลัง ดังแสดงในตาราง 4.16 สมการผลผลิตจริงที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรเวลา(Time) และปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ในปัจจุบัน(UM)กับปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ย้อนไป 3 ช่วงเวลา(UM(-3)) โดยตัวแปรอธิบายเหล่านี้มีความสามารถในการอธิบายสมการผลผลิตจริงได้ลดลงเมื่อเปรียบเทียบกับช่วงก่อนเปิดเสรีการเงิน คือประมาณ 81.30 เปอร์เซ็นต์ เมื่อพิจารณาค่า D.W. พบว่า ไม่มีปัญหา Autocorrelation ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ต่อผลผลิตจริง พบว่า ปริมาณเงินส่วนนี้มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริงในระยะสั้น(Short Run) จะเห็นได้จากค่า t-stat ของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดกาณ์ในเวลาปัจจุบัน(UM)มีนัยสำคัญทางสถิติ กล่าวคือ หากมีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ในเวลาปัจจุบัน 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ผลผลิตจริงในเวลาปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.0981 เปอร์เซ็นต์ แต่ในระยะยาว(Long Run) ปริมาณเงินส่วนนี้จะไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริงโดยพิจาณาจากค่า t-stat ของสัมประสิทธิ์รวมที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการศึกษาในระยะสั้นจึงสนับสนุนสมมติฐานของนักเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิกใหม่ ที่กล่าวว่า ประชาชนในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน ปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์เท่านั้นที่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง

เมื่อพิจารณาตาราง 4.17 โดยนำเอาปริมาณเงินที่คาดการณ์มาเป็นตัวแปรอธิบายในสมการผลผลิตจริง พบว่า ปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์นี้มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง โดยค่า t-stat มีค่านัยสำคัญทางสถิติ ผลสรุปจึงเหมือนกับผลสรุปในช่วงก่อนเปิดเสรีการเงิน กล่าวคือ ปริมาณเงินไม่มีความเป็นกลาง และมีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง แต่ในช่วงหลังเปิดเสรีการเงินนี้ ปริมาณเงินที่คาดการณ์มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริงในระเวลาที่เร็วกว่า คือใช้เวลาเพียง 3 ช่วงเวลา ในระยะสั้น(Short Run) หากมีการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินที่คาดการณ์ในปัจจุบัน 1 เปอร์เซ็นต์ จะทำให้ผลผลิตจริงในปัจจุบันเพิ่มขึ้นทันที 0.3277 เปอร์เซ็นต์ และผลผลิตจริงจะเพิ่มขึ้นตามการเพิ่มขึ้นของระยะเวลาจนถึงไตรมาสที่สามนับจากปัจจุบัน โดยผลผลิตจริงในระยะยาว(Long Run)จะเพิ่มขึ้นทั้งสิ้น 2.6907 เปอร์เซ็นต์

ตาราง 4.16 : *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์กับผลผลิตจริง($\log Y_t$)ระหว่างปีพ.ศ 2533-2537 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^*$) และสมมติฐานความเป็นกลาง($\phi_i=0$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t -stat |
|---|---|---|
| C | 13.0477 | 225.8179** |
| T | 0.0198 | 5.0319** |
| UM | 0.0981 | 1.9469*** |
| UM(-1) | -0.1061 | -0.2651 |
| UM(-2) | -0.3598 | -0.9091 |
| UM(-3) | 0.2198 | 0.4375 |
| Sum lags of UM | 0.7347 | 0.5711 |
| AR(1) | -0.1157 | -0.3506 |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)

Adjusted $R^2$=0.8130 Sum Squared Resid=0.0265

D.W stat=2.1183 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=14.0467 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 90 %

หมายเหตุ : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 3 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ $y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{3} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^*) + \varepsilon_t$ (12)

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$, i=0,.....,3

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตาราง 4.17 : *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์กับผลผลิตจริงระหว่างปี พ.ศ 2533-2537 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^*$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 25.7826 | 12.1796** |
| T | 0.0512 | 9.4464** |
| UM | -0.5450 | -8.2016** |
| UM(-1) | -0.6666 | -11.0486** |
| UM(-2) | -0.3245 | -5.9861** |
| UM(-3) | 0.4815 | 8.0606** |
| Sum lags of UM | -1.0546 | -5.9829** |
| EM | 0.3277 | 2.4436*** |
| EM(-1) | 0.6148 | 5.3653** |
| EM(-2) | 0.8162 | 6.4017** |
| EM(-3) | 0.9319 | 6.3588** |
| Sum lags of EM | 2.6907 | 10.0772** |
| AR(1) | -0.5699 | -2.5939*** |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)

Adjusted $R^2$=0.9903 Sum Squared Resid=0.0009

D.W stat=1.7932 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=192.8774 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 90 %

หมายเหตุ : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 3 lags(PDL)

:ปริมาณเงินที่คาดการณ์ 3 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ

$$y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{3} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^*) + \sum_{i=0}^{3} \phi_i (Z_{t-i-1} a^*) + \varepsilon_t \qquad (13)$$

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$ , i=0,.....,3

$(Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่คาดการณ์ แทนด้วย $EM_i$ , i=0,.....,3

ตาราง 4.18: *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์กับผลผลิตจริงระหว่างปี พ.ศ 2533-2537 โดยกำหนดให้ไม่เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a \neq a^*$)และสมมติฐานความเป็นกลาง($\phi_i \neq 0$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 3.0339 | 23.7731** |
| T | 0.0032 | 0.0018 |
| UM | 0.2756 | 0.1642 |
| UM(-1) | -0.2289 | -0.1367 |
| UM(-2) | 0.1346 | 0.0806 |
| UM(-3) | 0.3331 | 0.1999 |
| EM | -1.4441 | -14.5018** |
| EM(-1) | 0.1110 | 1.1151 |
| EM(-2) | -0.9471 | -9.5132** |
| EM(-3) | -2.1381 | -21.4791** |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายแคบ(M1)

Adjusted $R^2$=0.9556 Sum Squared Resid=0.0057

D.W stat=1.9495 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=35.0548 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

หมายเหตุ : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 3 lags

:ปริมาณเงินที่คาดการณ์ 3 lags

คำนวณจากสมการ

$$y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{3} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a) + \sum_{i=0}^{3} \phi_i (Z_{t-i-1} a) + \varepsilon_t \qquad (13')$$

โดยที่ T คือ เวลา

($M_{t-i}$-$Z_{t-i-1}$a) คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$ , i=0,.....,3

($Z_{t-i-1}$a) คือ ปริมาณเงินที่คาดการณ์ แทนด้วย $EM_i$ , i=0,.....,3

ตาราง 4.18 แสดงผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์ต่อผลผลิตจริงระหว่างปี พ.ศ .2533-2537 โดยเป็นสมการที่ไม่ได้จำกัด(unconstrainted equation) ดังนั้นค่าสัมประสิทธิ์ที่คาดการณ์ ($a^*$) จึงไม่เท่ากับค่าสัมประสิทธิ์จริง (a) ซึ่งเป็นสมการที่ไม่ได้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ นอกจากนี้สมการนี้ยังไม่เป็นไปตามสมมติฐานความเป็นกลาง โดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินที่คาดการณ์มีค่าไม่เท่ากับศูนย์ ( $\phi_i \neq 0$)

เราจะยืนยันผลการทดสอบสมมติฐานความไม่เป็นกลางของเงิน(Non-neutrality)และสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ(Rationality)ด้วยการทดสอบสมมติฐานที่แสดงในตาราง 4.19 โดยพบว่า ค่า likelihood ของสมมติฐานร่วมมีค่ามากกว่าค่า critical value ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานร่วมที่ว่าในช่วงหลังดำเนินการเปิดเสรีการเงินระหว่างปี พ.ศ 2533-2537 ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน ทำให้การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ผลของการปฏิเสธสมมติฐานร่วมนี้ จึงจำเป็นที่จะต้องทดสอบสมมติฐานความเป็นกลางและสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ เพื่อพิจารณาว่าการปฏิเสธสมมติฐานร่วมเป็นผลมาจากสมมติฐานใด เมื่อพิจารณาค่า likelihood ของสมมติฐานความเป็นกลางเปรียบเทียบกับค่า critical value ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ปฏิเสธสมมติฐานความเป็นกลาง นั่นคือ การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินจะมีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ผลของการปฏิเสธสมมติฐานความเป็นกลางนี้สอดคล้องกับผลการศึกษาในตาราง 4.17 โดยพิจารณาจากค่า t-stat ของปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ซึ่งมีค่านัยความสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99 เปอร์เซ็นต์ หากพิจารณาค่า likelihood ของสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ พบว่ามีค่าน้อยกว่าค่า critical value ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่ายอมรับสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ นั่นคือ ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินในระหว่างช่วงหลังเปิดเสรีการเงิน

ตาราง 4.19 : ผลการทดสอบสมมติฐาน ระหว่างปี พ.ศ 2533-2537

| สมมติฐาน | ค่า Likelihood ที่คำนวณได้ | ค่า Critical value* |
|---|---|---|
| สมมติฐานร่วม | 21.38 | $\chi^2_{(8)} = 15.51$ |
| สมมติฐานความเป็นกลาง | 46.10 | $\chi^2_{(4)} = 9.49.$ |
| สมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ | -24.73 | $\chi^2_{(4)} = 9.49$ |

*ค่า Critical value มีนัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

**กรณีปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2)**

ตาราง 4.20 แสดงสมการผลผลิตจริงที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรเวลา(Time) และปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ในปัจจุบัน(UM)กับปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ย้อนไป 3 ช่วงเวลา(UM(-3)) โดยตัวแปรอธิบายเหล่านี้มีความสามารถในการอธิบายสมการผลผลิตจริงได้ประมาณ 76.46 เปอร์เซ็นต์ เมื่อพิจารณาค่า D.W พบว่า ไม่มีปัญหา Autocorrelation ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ เมื่อพิจารณาผลกระทบของปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ต่อผลผลิตจริง พบว่า ปริมาณเงินส่วนนี้ไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง จะเห็นได้จากค่า t-stat ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ การที่ตัวแปรอธิบายคือปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์ไม่มีค่านัยสำคัญทางสถิติ เป็นการปฏิเสธแนวคิดของนักเศรษฐศาสตร์สำนักคลาสสิกใหม่ ที่กล่าวว่า ประชาชนในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน ดังนั้นปริมาณเงินส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์เท่านั้นที่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง

เมื่อเรานำเอาปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ในปัจจุบัน(EM)และปริมาณเงินที่คาดการณ์ย้อนไปในอดีต 3 ช่วงเวลา(EM(-3))มาเป็นตัวแปรอธิบายในสมการผลผลิตจริงในตาราง 4.21 พบว่าปริมาณเงินที่คาดการณ์ไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง โดยพิจารณาค่า t-stat พบว่า ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ถึงแม้ว่าการที่ปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ไม่มีค่านัยสำคัญทางสถิติจะเป็นการสนับสนุนสมมติฐานความเป็นกลาง(Structural Neutrality) แต่การที่ปริมาณเงินทั้งส่วนที่ไม่ได้คาดการณ์และส่วนที่คาดการณ์ไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริงจึงเป็นข้อสังเกตุว่าปริมาณเงินในความหมายกว้างนี้อาจจะไม่ได้เป็นตัวกำหนดหรือสาเหตุของผลผลิตจริง เราจึงทำการทดสอบความสัมพันธ์ในลักษณะเหตุและผล(cause and effect relationship)ระหว่าง ปริมาณเงินในความหมายกว้างกับผลผลิตจริง โดยวิธี Granger causality test[5] พบว่า ค่า F-stat ของปริมาณเงินในความหมายกว้างในระยะเวลาที่ 3 ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า ปริมาณเงินในความหมายกว้างไม่ได้เป็นสาเหตุที่มุ่งสู่ผลผลิตจริง ซึ่งผลการทดสอบนี้สอดคล้องกับผลการศึกษาในตาราง 4.21 เมื่อปริมาณเงินที่คาดการณ์ไม่มีอิทธิพลต่อผลผลิตจริง ดังนั้นเราจึงใช้ปริมาณเงินในความหมายแคบเป็นตัวแปรอธิบายในสมการผลผลิตจริง

[5] ดูรายละเอียดในภาคผนวก ง

ตาราง 4.20 : $^{*}$ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์กับผลผลิตจริง($\log Y_t$)ระหว่างปีพ.ศ 2533-2537 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^{*}$) และสมมติฐานความเป็นกลาง($\phi_i=0$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | 12.9993 | 289.8933** |
| T | 0.0234 | 7.0683** |
| UM | 0.2033 | 0.2069 |
| UM(-1) | -0.4444 | -0.6158 |
| UM(-2) | -0.6942 | -0.8908 |
| UM(-3) | -0.5461 | -0.9336 |
| Sum lags of UM | -1.4815 | -0.6158 |
| AR(1) | -0.0476 | 0.8765 |

$^{*}$ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2)

Adjusted $R^2$=0.7646 Sum Squared Resid=0.0368

D.W stat=1.9642 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=13.1793 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

<u>หมายเหตุ</u> : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 3 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ $y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{3} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^{*}) + \varepsilon_t$ (12)

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^{*})$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$, i=0,.....,3

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตาราง 4.21: *ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์และปริมาณเงินที่คาดการณ์กับผลผลิตจริงระหว่างปี พ.ศ 2533-2537 โดยกำหนดให้เป็นไปตามสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ($a=a^*$)

| ตัวแปร | ค่าสัมประสิทธิ์ | ค่า t-stat |
|---|---|---|
| C | -9.8463 | -0.2379 |
| T | -0.0219 | -0.3448 |
| UM | 0.0412 | 0.0392 |
| UM(-1) | -0.6235 | -0.8510 |
| UM(-2) | -0.8519 | -1.0469 |
| UM(-3) | -0.6441 | -1.0358 |
| Sum lags of UM | -2.0785 | -0.8510 |
| EM | 2.2359 | 1.1223 |
| EM(-1) | 0.3973 | 0.7603 |
| EM(-2) | -0.5882 | -0.7221 |
| EM(-3) | -0.7206 | -0.8906 |
| Sum lags of EM | 1.3245 | 0.7603 |
| AR(1) | -0.1041 | 0.7952 |

*ปริมาณเงิน=ปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2)

Adjusted $R^2$=0.7483 Sum Squared Resid=0.0321

D.W stat=2.1514 **นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 %

F-stat=8.4329 ***นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 %

****นัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 90 %

หมายเหตุ : ตัวแปรอธิบาย:ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ 3 lags(PDL)

:ปริมาณเงินที่คาดการณ์ 3 lags(PDL)

คำนวณจากสมการ

$$y_t = c_0 + c_1 T + \sum_{i=0}^{3} \delta_i (M_{t-i} - Z_{t-i-1} a^*) + \sum_{i=0}^{3} \phi_i (Z_{t-i-1} a^*) + \varepsilon_t \qquad (13)$$

โดยที่ T คือ เวลา

$(M_{t-i}-Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่ไม่ได้คาดการณ์ แทนด้วย $UM_i$ , i=0,.....,3

$(Z_{t-i-1}a^*)$ คือ ปริมาณเงินที่คาดการณ์ แทนด้วย $EM_i$ , i=0,.....,3

ผลการศึกษาทั้งหมดข้างต้นอ้างอิงแนวการศึกษาของ Mishkin ทำให้เราสามารถสรุปผลการทดสอบสมมติฐาน 3 ประการได้ดังนี้

(1) ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงปริมาณเงิน โดยการพิจารณาจากค่า likelihood ที่ได้จากการทดสอบสมมติฐาน นั่นคือเรายอมรับสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ

(2) ถึงแม้ว่าผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจจะมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน แต่การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินอย่างมีระบบหรือที่คาดการณ์ได้ก็มีอิทธิพลต่อผลผลิตแท้จริง โดยพิจารณาจากค่า t-stat ที่มีนัยสำคัญของปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ และค่า likelihood ที่ได้จากการทดสอบสมมติฐาน นั่นคือเราปฏิเสธสมมติฐานความเป็นกลางของเงิน

(3) การที่ผู้มีส่วนร่วมในระบบเศรษฐกิจมีการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพต่อการเปลี่ยนแปลงปริมาณเงิน แต่การเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินอย่างมีระบบหรือที่คาดการณ์ได้ก็มีอิทธิพลต่อผลผลิตแท้จริง จึงเป็นการปฏิเสธสมมติฐานร่วม โดยพิจารณาจากค่า likelihood ที่ได้จากการทดสอบ

ผลการศึกษานี้ให้ข้อสรุปเหมือนกันทั้งช่วงก่อนและหลังเปิดเสรีการเงิน ถ้าจะเปรียบเทียบกับผลการศึกษาที่ใช้แนวทางการศึกษาของ Barro แล้วจะสามารถตอบคำถามได้เพียง สมมติฐานความเป็นกลางของเงิน โดยพิจาณาจากค่า t-stat ที่มีนัยสำคัญของปริมาณเงินส่วนที่คาดการณ์ในตาราง 4.11 และ 4.17 ซึ่งพบว่า ปริมาณเงินไม่มีความเป็นกลาง(Non-Neutrality)

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย