รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

กฤษฎา เสกตระกูล. ความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินและรายได้ : การทดสอบ money-income causality. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 2534.

เชาว์ เก่งชน. ความสัมพันธ์ระหว่างรายจ่ายรัฐบาล ฐานของเงิน ระดับราคาและผลผลิตที่แท้จริงของระบบเศรษฐกิจไทย. วารสารเศรษฐศาสตร์จุฬาลงกรณ์ 2 (สิงหาคม 2535) : 207-217.

ฐานิสร์ จาตุรงคกุล. การผันแปรของตัวทวีคูณทางการเงินและฐานเงินในการกำหนดปริมาณเงินในประเทศไทย(2502-2527). วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ (ธันวาคม 2530) : 108-111.

_____.การคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ(Rational Expectations)กับนโยบายเศรษฐกิจมหภาค. วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ 7(ธันวาคม 2532) : 35-60.

ทวีชัย สุเมธีประสิทธิ์. การขาดดุลของรัฐบาลและขบวนการเงินเฟ้อในไทย. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2524.

ภานุพงศ์ นิธิประภา. นโยบายการเงินกับการรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจในประเทศไทย. ใน รังสรรค์ ธนาพรพันธ์, นิพนธ์ พัวพงศกร(บรรณาธิการ), เศรษฐกิจไทย : บนเส้นทางสันติประชาธรรม. เล่มสอง, กรุงเทพ: สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 2531

ศิริ การเจริญดี และ สุชาดา กิระกุล. ความสัมพันธ์ระหว่างฐานเงิน ปริมาณเงินและสินเชื่อเอกชน. รายงานเศรษฐกิจรายเดือนธนาคารแห่งประเทศไทย 20 (ธันวาคม 2523) : 121-136.

ภาษาอังกฤษ

Attfield, C.L.F., Dermery, D.,and Duck, N.W. Rational Expectations in Macroeconomics: An Introduction to Theory and Evidence. 2nd ed. Oxford: Basil Blackwell,1991.

Barro, R.J. Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States. The American Economic Review 67 (March 1977) : 101-115.

Chouhary, M., and Parai, A. Anticipated monetary policy and real output:evidence from Latin American countries. Applied Economics 23 (1991): 579-586.

Darrat, A.F. Does anticipated Fiscal Policy Matter? The Italian Evidence. Public Finance.Quarterly 13 (July 1985): 339-352.

_____.Unanticipated Inflation and real output: the Canadian evidence. Canadian Journal of Economics 5 (1985): 146-155.

Gochoco, Maria S. Tests of the Money Neutrality and Rationality Hypotheses: The Case of Japan 1973-1985. Journal of Money, Credit, and Banking 18 (November 1986) : 458-466.

Hillier, Brain. The Macroeconomic Debate. Oxford : Basil Blackwell,1991.

Khatri-Chhetri, J., Ampon, K., and Mayles, W. Anticipated and unanticipated money in Thailand. The American Economist 34 (1990) : 83-87.

Laumas, G.S., and McMillin, W.D. Anticipated fiscal policy and real outpuy. The Review of Economics and Statistics 6 (August 1984) : 468-471.

Liederman, L. Macroeconometric testing of the rational expectations and structural neutrality hypotheses for the United States. Journal of Monetary Economics 6 (January 1980) : 69-82.

Lucas, R.E. Some international Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. The American Economic Review 63 (June 1973) : 326-334.

Marashdeh, O. Anticipated and unanticipated money : a case study of Malaysia. Applied Economics 25 (1993) : 919-925.

Mishkin, F S. Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation. Journal of political Economy 90 (February 1982) : 22-51.

_____.Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter?Further Econometric Results. The American Economic Review 72 (September 1982) : 788-802.

Mohabbat, K.,and Al-Saji, A. The effects on output of anticipated and unanticipated money growth:a case study of an oil producing country. Applied Economics 23 (1991) :1493-1497.

Parkin, M.,and Bade, R. Modern Macroeconomics. 2nd ed,1988.

Sheffin, S.M. Rational expectations.Cambridge University Press,1983

Suchada, K., Jaturong,, J., and Parisun, C. Economic Development and the Role of Financial Deepening in Thailand. Papers on policy analysis and assessment 1993 : 39-54. Economic Research Department,Bank of Thailand.

Turner, P. Modern macroeconomic analysis. McGrawhill,1993.

Wachtel, P. Macroeconomics: From theory to practice. McGrawhill, 1989.

Worawan Chandoevwit. Test of money neutrality and rationality hypotheses: The case of Thailand 1969-1988. Master's thesis, ThammasatUniversity,1991.

Unchalee Patomsakul. Government deficits and the inflationary process in Thailand. Master's thesis, Thammasat University,1992.

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก ก

การสร้างข้อมูลผลผลิตจริงรายไตรมาส

ในการศึกษาความสัมพันธ์ของตัวแปรต่างๆทางเศรษฐศาสตร์มหภาค ข้อมูลของตัวแปรต่างๆจำเป็นต้องมีช่วงระยะเวลาที่ยาวนานพอสมควร เพื่อทำให้นักเศรษฐศาสตร์สามารถทดสอบสมมติฐานต่างๆเกี่ยวกับความสัมพันธ์ของตัวแปรเหล่านั้นได้ บางครั้งข้อมูลที่มีอยู่มีลักษณะเป็นรายปีในขณะที่นักเศรษฐศาสตร์ต้องการข้อมูลในลักษณะเป็นรายไตรมาส ในกรณีของประเทศไทย ข้อมูลของตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์บางตัวแปรมีลักษณะเป็นรายปี แต่ไม่มีข้อมูลที่มีลักษณะเป็นรายไตรมาส เช่น ข้อมูลผลผลิตจริง ดังนั้นเราจึงจำเป็นต้องสร้างข้อมูลของผลผลิตจริงให้เป็นรายไตรมาสก่อน เพื่อที่จะสามารถทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างผลผลิตจริงกับปริมาณเงิน วิทยานิพนธ์นี้ใช้วิธี Chow-Lin ในการสร้างข้อมูลผลผลิตจริงรายไตรมาส

โดยทั่วไปการสร้างข้อมูลเศรษฐศาสตร์มหภาครายไตรมาสโดยวิธีทางสถิติ(statistical methods)นั้น ใช้สมการถดถอยแบบเส้นตรง(linear regression)กับตัวแปรที่เกี่ยวข้อง ซึ่งมีทั้งข้อมูลรายปีและข้อมูลรายไตรมาสที่เกี่ยวข้อง ดังรายละเอียดดังนี้

สมมติให้ p คือ จำนวนตัวแปรที่เกี่ยวข้องทั้งที่จะใช้ในการคำนวณหาค่าประมาณการของตัวแปรที่สนใจ ดังนั้นถ้าจำนวนปีทั้งหมดมีอยู่ n ปี Matrix ขนาด $n \times p$ จึงแสดงถึง ข้อมูลรายปีทั้งหมดของตัวแปรที่เกี่ยวข้อง และ Matrix X ขนาด $4n \times p$ จะแสดงถึงข้อมูลรายไตรมาสทั้งหมดของตัวแปรที่เกี่ยวข้อง แต่สำหรับตัวแปรที่สนใจนั้นให้ Y เป็น Vector ขนาด $n \times 1$ ซึ่งแสดงถึงข้อมูลรายปี n ปีของตัวแปรที่สนใจ ดังนั้นสิ่งที่ต้องการคำนวณหาคือข้อมูลรายไตรมาสจำนวน n ปีของตัวแปรที่สนใจซึ่งอยู่ในรูปของ Matrix y ขนาด $4n \times 1$ นอกจากนี้ยังได้สมมติต่อไปว่า ความสัมพันธ์ระหว่างค่าประมาณการของข้อมูลรายไตรมาสของตัวแปรที่สนใจกับค่าจริงข้อมูลรายไตรมาสของตัวแปรที่เกี่ยวข้องเป็นเส้นตรง คือ

$$y = x\beta + U$$

โดย U คือ ค่า random vector ขนาด $4n \times 1$ ซึ่งมีค่า mean = 0 และ covariance matrix $v = E(uu')$

ให้ A เป็น Matrix ขนาด $n \times 4n$ ซึ่งจะเป็น Matrix ที่ใช้ในการแปลงข้อมูลรายไตรมาสของตัวแปรตัวใดตัวหนึ่งเป็นข้อมูลรายปีของตัวแปรตัวเดียวกัน

$$A = \begin{bmatrix} 1\,1\,1\,1\,0\,0\,0\,0\ldots0 \\ 0\,0\,0\,0\,1\,1\,1\,1\ldots.0 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ 0\,0\,0\,0\ldots\ldots1\,1\,1\,1 \end{bmatrix}_{n \times 4n}$$

ผลที่ได้ออกมาคือ

$$Y = Ay = Ax\beta + Au = X\beta + U$$

โดยที่ U ซึ่งเท่ากับ Au นั้น เป็นค่า random vector ขนาด $n \times 1$ และมีค่า mean = 0 และ covariance matrix

$$V = E(UU') = E(Auu^{T} A')$$

จะเห็นได้ว่าการที่สามารถใช้ความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงระหว่างตัวแปรที่สนใจกับตัวแปรที่เกี่ยวข้องในการประเมินหาค่าประมาณการข้อมูลรายไตรมาสของตัวแปรที่สนใจนั้นขึ้นอยู่กับว่าค่า β ทั้งในอนุกรมรายปี ($Y = X\beta + U$) และอนุกรมรายไตรมาส($y = x\beta + u$)นั้น จะต้องมีค่าเท่ากัน ดังนั้นจึงต้องมีการประมาณค่า β โดยใช้วิธี Ordinary least square:OLS)กับข้อมูลรายปีของค่าตัวแปร Y และ X และใช้ค่า β ที่ได้ร่วมกับข้อมูลรายไตรมาสของค่าตัวแปรที่เกี่ยวข้องในการคำนวณหาค่าประมาณการข้อมูลรายไตรมาสของตัวแปรที่สนใจต่อไป คือ

$$\bar{y} = x\beta$$

ถ้าความสัมพันธ์ระหว่าง Y และ X ไม่สมบูรณ์ จะทำให้

$$\sum_{i=4k-3}^{4k} \bar{y} \neq Y_k$$

โดยที่ $k = 1,\ldots,n$

และ n คือ จำนวนปีในอนุกรม

แสดงว่าการใช้ OLS กับตัวแปรที่เกี่ยวข้องกันนั้นไม่ได้รับประกันว่า ผลบวกของข้อมูลรายไตรมาสในปีใดปีหนึ่งจะมีค่าเท่ากับข้อมูลรายปีของปีนั้นๆ

จาก $Y_k = b_0 + b_1 X_k + U_k$ โดยที่ $k = 1,\ldots,n$

ซึ่ง U_k จะมีค่าเท่ากับ $Y_k - \bar{Y}_k$ โดยที่ $\bar{Y}_k$ ถูกกำหนดจากสมการถดถอย

$$\bar{Y}_k = b_0 + b_1 X_k \qquad \text{โดยที่ } k = 1,\ldots,n$$

ดังนั้น การประมาณค่าข้อมูลรายไตรมาสก็สามารถกระทำได้ง่ายๆโดยใช้ค่า constant และค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากสมการข้างบนกับค่าจริงของข้อมูลรายไตรมาสของตัวแปรที่เกี่ยวข้อง ดังนี้

$$\bar{Y}_i = b_0 + b_1 x_i \text{ โดยที่ } i = 1,\ldots,4n$$

จากปัญหาข้างต้นที่ว่า การหาค่าประมาณการข้อมูลรายไตรมาสของของตัวแปรที่สนใจโดยใช้ความสัมพันธ์ในสมการถดถอยเชิงเส้นตรง(linear regression) นั้น ไม่ได้ประกันว่าค่าผลรวมของข้อมูลรายไตรมาสนั้นจะมีค่าเท่ากับค่าจริงของข้อมูลรายปี Chow และ Lin (1971) ได้บ่งถึงปัญหานี้และได้หาวิธีแก้ไขประกอบกับการใช้ทฤษฎี best linear unbiased estimation (BLUE) ในสมการถดถอยเชิงเส้นตรง

วิธีของ Chow-Lin นั้น อาจจะแบ่งได้เป็น 2 ขั้นตอน โดยเริ่มจากการประมาณค่า y จาก x $\bar{\beta}$ ซึ่งได้จากสมการถดถอยเชิงเส้นตรงและเปลี่ยนแปลงแก้ไขค่าประมาณการของ y โดยคิดเป็นสัดส่วนของผลต่างระหว่างค่าจริงของข้อมูลรายปีและค่าประมาณการข้อมูลรายปีของตัวแปรที่สนใจ $(Y - \bar{Y})$ อันทำให้ผลรวมของค่าประมาณการข้อมูลรายไตรมาสเท่ากับค่าจริงข้อมูลรายปีของตัวแปรเดียวกัน คือ

$$\sum_{i=4k-3}^{4k} y_i = \bar{Y}_k \qquad k=1,\ldots,n$$

ดังนั้นหลังจากหาค่าประมาณการของสัมประสิทธิ์(β) ของตัวแปรที่เกี่ยวข้องโดย

$$Y = X\beta + U$$
$$\bar{Y} = X\ \bar{\beta}$$

Chow-Lin ได้ค่า BLUE ของ Y จาก

$$\bar{y} = X\ \bar{\beta} + E[uU'][E(UU')]^{-1}\ [Y - \bar{Y}]$$
$$u = y - x\beta \qquad ; \qquad U = Y - X\beta$$

จะเห็นได้ว่า ถ้าค่า $(Y - \bar{Y}) = 0$ การประมาณค่า y ก็จะได้มาจากผลคูณของค่าสัมประสิทธิ์จากสมการถดถอยกับค่าจริงข้อมูลรายไตรมาสของตัวแปรที่เกี่ยวข้องเท่านั้น จึงทำให้การปรับค่าไม่จำเป็นและหมายความว่า ค่าประมาณการข้อมูลไตรมาสนั้น จะถูกคำนวณโดยใช้วิธี OLS เท่านั้น

แต่ถ้าค่า $(Y- \bar{Y}) \neq 0$ Matrix ที่ใช้ในการปรับค่า $E(uU')[E(UU')^{-1}]$ จะถูกผนวกเข้ากับค่า $(Y- \bar{Y})$ อันทำให้ค่า $\bar{y}$ ไม่เท่ากับ $x\ \bar{\beta}$ เสียเลยทีเดียว Matrix ที่ใช้ในการปรับค่านี้มีขนาด $4n \times n$ ซึ่งประกอบด้วยค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยของ u ที่มีต่อ U ซึ่งอาจจะเขียนได้ในอีกลักษณะ คือ

$$E(uU')[E(UU')]^{-1} = E(uU'A')V^{-1} = vA'(AvA')^{-1}$$

เนื่องจากว่าค่า u นั้นมาจาก $u = y - x\beta$ แต่ค่า y เป็นค่าที่ไม่ทราบ ดังนั้นค่า Matrix ที่ใช้ในการปรับค่าโดยวิธีของ Chow-Lin นั้น จึงไม่สามารถหาได้ จึงต้องมีการประมาณค่าของ Matrix ที่ใช้ในการปรับค่าขึ้นมา ซึ่ง Chow-Lin ได้สมมติค่า u ดังนี้

ถ้าสมมติว่าค่า u ของ quarterly regression ไม่มี serial correlation กับค่า variance , σ_2 ซึ่งคงที่ Matrix ที่ใช้ในการปรับค่าของ Chow-Lin จะอยู่ในลักษณะ

$$v = I_{4n \times 4n}\ \sigma_2$$

และ $$V = 4I_{n \times 4}\ \sigma_2$$

ผลที่ได้ออกมา $vA'v^{-1} = 1/4\ A'$

นั่นคือ $$\bar{y}_i = \bar{x}_i\beta + 1/4\ [Y_k - X_k\ \bar{\beta}] \quad ; i = 1,\ldots,4n$$

แสดงว่า ค่าตัวปรับของค่าประมาณของข้อมูลรายไตรมาสในแต่ละไตรมาสจะมีเป็น 1/4 เท่าของค่าผลต่างระหว่างข้อมูลรายปีที่แท้จริงและข้อมูลรายปีจากสมการถดถอยปีเดียวกัน ซึ่งสามารถใช้ได้ในทุกกรณีไม่ว่า x และ X จะเป็น Univariate หรือ Multivariate

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้ได้ใช้แนวคิดของ Chow-Lin ในการสร้างข้อมูลผลผลิตจริงรายไตรมาส ณ ราคาปีฐาน พ.ศ 2531 (1988) โดยมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

ขั้นตอนที่ 1 หาตัวแปรที่เป็นตัวกำหนดค่าของผลผลิตจริงรายปี(real gross domestic product:RGDP) และใช้ข้อมูลรายปีของข้อมูลที่เป็นตัวกำหนดผลผลิตจริงกับข้อมูลของผลผลิตจริงรายปีมาทำการประมาณค่าสมการถดถอยโดยวิธี Ordinary Least Square (OLS) ตัวแปรที่ใช้ในการกำหนดตัวแปรผลผลิตจริงในที่นี้ คือ ค่าใช้จ่ายจริงของรัฐบาล (real government spending:RGE) และ มูลค่าการส่งออกจริง (real export of goods and services:RXP) โดยตัวแปรเหล่านี้ใช้ราคาปี พ.ศ 2531(1988) เป็นปีฐาน ผลการประมาณค่ามีดังนี้

$$RGDP_t = 216726.13 + 1.5995660RGE_t + 1.9532253RXP_t$$

(9.5777) (7.2033) (17.0300)

R^2=0.9972 adjusted R^2=0.9969 D.W.=1.3076

F-stat=3873.68 t=1970,1971,...,1994 ค่า t-stat คือ ค่าในวงเล็บ

ค่า Durbin Watson (D.W) แสดงให้เห็นว่า สมการที่ประมาณค่าได้นี้ไม่มีปัญหา autocorrelation ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % รวมทั้งค่าสถิติ t-stat และ ค่าสถิติ F-stat มีนัยสำคัญที่ระดับ 1 % ขณะเดียวกันค่า adjusted R^2 ค่อนข้างสูง ดังนั้น ค่าใช้จ่ายจริงของรัฐบาลและมูลค่าการส่งออกสินค้าและบริการ สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของผลผลิตจริงได้ดี

ขั้นตอนที่ 2 สร้างข้อมูลผลผลิตจริงรายไตรมาสได้ โดยการประมาณค่าสมการถดถอยของตัวแปรผลผลิตจริงรายไตรมาส(QRDP)กับตัวแปรค่าใช้จ่ายจริงของรัฐบาลรายไตรมาส(QRGE)และตัวแปรมูลค่าการส่งออกสินค้าและบริการรายไตรมาส(QRXP) ผลการประมาณค่ามีดังนี้

$$QRGDP_{it} = (216726.13/4) + 1.5995660QRGE_{it} + 1.9532253QRXP_{it}$$

โดยที่ i คือ ไตรมาสที่ 1,2,3,4

ขั้นตอนที่ 3 หาผลรวมของค่าผลผลิตจริงรายปี(RGDP) โดยการบวกค่าผลผลิตจริงรายไตรมาส(QRGDP) และนำค่าผลรวมของผลผลิตจริงรายปีที่ประมาณค่าได้ไปลบออกจากค่าผลผลิตจริงที่แท้จริง(Actual RGDP) เพื่อที่จะได้ค่าคลาดเคลื่อนของผลผลิตจริงรายปี (Annual residual:RES)

$$RES = RGDP_t - \sum_{i=1}^{4} QRGDP_{it}$$

ขั้นตอนที่ 4 คำนวณหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักรายไตรมาส(weighted quartery residuals:WRES)จาก

$$RES_{it} = \left(QRGDP_{it} / \sum_{i=1}^{4} QRGDP_{it} \right) \times RES$$

ในขั้นตอนสุดท้าย เราจะสามารถคำนวณหาค่าประมาณของผลผลิตจริงรายไตรมาส (Y) ได้จาก

$$Y_{it} = QRGDP_{it} + WRES_{it}$$

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ค่าประมาณการผลผลิตจริงรายไตรมาส ณ ราคาปีฐาน พ.ศ 2531(1988)

Year	QGDP	$\sum QRGDP$	RGDP	RES	WRES	Y
1970.1	118,721.6				-14,211.6	104,510.0
1970.2	123,354.6				-14,766.2	108,588.4
1970.3	130,863.3				-15,665.1	115,198.2
1970.4	131,517.8	504,457.3	444,071.0	-60,386.3	-15,743.4	115,774.4
1971.1	127,470.5				-13,486.7	113,983.8
1971.2	129,681.6				-13,720.6	115,961.0
1971.3	134,426.5				-14,222.6	120,203.9
1971.4	141,599.9	533,178.5	476,767.0	-56,411.5	-14,981.6	126,618.3
1972.1	135,467.8				-11,968.6	123,499.2
1972.2	131,861.6				-11,650.0	120,211.6
1972.3	138,535.0				-12,239.6	126,295.4
1972.4	139,508.5	545,372.9	497,189.0	-48,183.9	-12,325.6	127,182.9
1973.1	131,540.4				-1,968.2	129,572.2
1973.2	136,053.3				-2,035.7	134,017.6
1973.3	137,285.1				-2,054.1	135,231.0
1973.4	151,763.9	556,642.7	548,314.0	-8,328.7	-2,270.7	149,493.2
1974.1	146,385.4				-2,221.6	144,163.8
1974.2	145,907.0				-2,214.4	143,692.6
1974.3	148,218.2				-2,249.5	145,968.7
1974.4	144,207.5	584,718.1	575,844.0	-8,874.1	-2,188.6	142,018.9
1975.1	144,853.9				4,206.4	149,060.3
1975.2	143,068.3				4,154.5	147,222.8
1975.3	164,624.3				4,780.5	169,404.8
1975.4	149,412.4	601,958.9	619,439.0	17,480.1	4,338.7	153,751.1
1976.1	157,248.7				-1,286.8	155,961.9
1976.2	164,399.4				-1,345.4	163,054.0
1976.3	181,090.9				-1,482.0	179,608.9
1976.4	176,162.8	678,901.8	673,346.0	-5,555.8	-1,441.6	174,721.2
1977.1	169,694.9				4,115.3	173,810.2
1977.2	167,137.5				4,053.3	171,190.8
1977.3	188,313.1				4,566.8	192,879.9
1977.4	179,649.3	704,794.8	721,887.0	17,092.2	4,356.7	184,006.0

Year	QGDP	$\sum$QRGDP	RGDP	RES	WRES	Y
1978.1	176,393.4				9,182.0	185,575.4
1978.2	182,141.7				9,481.2	191,622.9
1978.3	193,485.6				10,071.7	203,557.3
1978.4	203,363.6	755,384.3	794,705.0	39,320.7	10,585.9	213,949.5
1979.1	193,979.0				7,559.1	201,538.1
1979.2	194,229.9				7,568.9	201,798.8
1979.3	204,659.1				7,975.3	212,634.4
1979.4	218,346.0	811,214.0	842,826.0	31,612.0	8,508.7	226,854.7
1980.1	223,109.8				1,648.8	224,758.6
1980.2	211,441.5				1,562.5	213,004.0
1980.3	225,242.1				1,664.5	226,906.6
1980.4	225,025.8	884,819.2	891,358.0	6,538.8	1,662.9	226,688.7
1981.1	222,136.3				6,791.1	228,927.4
1981.2	225,440.2				6,892.1	232,332.3
1981.3	236,126.4				7,218.8	243,345.2
1981.4	235,609.0	919,311.9	947,417.0	28,105.1	7,203.0	242,812.0
1982.1	250,582.9				2,184.2	252,767.1
1982.2	244,339.9				2,129.7	246,469.6
1982.3	245,077.9				2,136.2	247,214.1
1982.4	237,741.0	977,741.7	986,264.0	8,522.3	2,072.2	239,813.2
1983.1	250,360.9				18,210.2	268,571.1
1983.2	241,175.9				17,542.1	258,718.0
1983.3	258,825.0				18,825.9	277,650.9
1983.4	258,051.4	1,008,413.2	1,081,761.0	73,347.8	18,769.6	276,821.0
1984.1	289,793.3				-11,315.1	278,478.2
1984.2	285,727.0				-11,156.4	274,570.6
1984.3	320,827.1				-12,526.9	308,300.2
1984.4	309,597.4	1,205,944.8	1,158,858.0	-47,086.8	-12,088.4	297,509.0
1985.1	294,666.6				-934.1	293,732.5
1985.2	299,439.9				-949.2	298,490.7
1985.3	310,880.1				-985.5	309,894.6
1985.4	298,396.1	1,203,382.7	1,199,568.0	-3,814.7	-945.9	297,450.2

Year	QGDP	$\sum_{QRGDP}$	RGDP	RES	WRES	Y
1986.1	314,355.8				-892.4	313,463.4
1986.2	306,667.9				-870.6	305,797.3
1986.3	327,055.6				-928.5	326,127.1
1986.4	314,046.7	1,262,126.0	1,258,543.0	-3,583.0	-891.5	313,155.2
1987.1	327,633.2				-1,827.5	325,805.7
1987.2	327,797.5				-1,828.4	325,969.1
1987.3	358,695.5				-2,000.7	356,694.8
1987.4	371,293.4	1,385,419.6	1,377,692.0	-7,727.6	-2,071.0	369,222.4
1988.1	361,017.8				6,662.8	367,680.6
1988.2	364,651.6				6,729.8	371,381.4
1988.3	401,838.4				7,416.2	409,254.6
1988.4	404,030.8	1,531,538.6	1,559,804.0	28,265.4	7,456.6	411,487.4
1989.1	413,462.7				1,458.2	414,920.9
1989.2	436,648.1				1,540.0	438,188.1
1989.3	449,233.1				1,584.3	450,817.4
1989.4	444,458.1	1,743,802.0	1,749,952.0	6,150.0	1,567.5	446,025.6
1990.1	448,302.5				15,727.4	464,029.9
1990.2	444,383.0				15,589.9	459,972.9
1990.3	486,596.4				17,070.9	503,667.3
1990.4	507,893.9	1,887,175.8	1,953,382.0	66,206.2	17,818.0	525,711.9
1991.1	484,832.5				2,118.4	486,950.9
1991.2	484,899.0				2,118.7	487,017.7
1991.3	557,277.8				2,434.9	559,712.7
1991.4	574,785.4	2,101,794.7	2,110,978.0	9,183.3	2,511.4	577,296.8
1992.1	533,895.8				-5,788.2	528,107.6
1992.2	549,978.7				-5,962.6	544,016.1
1992.3	602,002.5				-6,526.6	595,475.9
1992.4	621,242.6	2,307,119.6	2,282,107.0	-25,012.6	-6,735.2	614,507.4
1993.1	556,265.8				-312.7	555,953.1
1993.2	585,383.4				-329.0	585,054.4
1993.3	649,673.8				-365.2	649,308.6
1993.4	680,823.6	2,472,146.6	2,470,757.0	-1,389.6	-382.7	680,440.9

Year	*QGDP*	$\sum$*QRGDP*	*RGDP*	*RES*	*WRES*	*Y*
1994.1	638,079.6				-12,873.9	625,205.7
1994.2	644,304.6				-12,999.5	631,305.1
1994.3	727,655.4				-14,681.2	712,974.2
1994.4	733,585.9	2,743,625.5	2,688,270.0	-55,355.5	-14,800.9	718,785.0

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก ข

การสร้างแบบจำลองสมการผลผลิตจริง

สมการอุปทานมวลรวม(AS : Lucas Supply Equation)

$$Y_t = Y_n + \alpha\left(P_t - E_{t-1}P_t\right) + u_t \qquad (1)$$

สมการอุปสงค์มวลรวม(AD : Quantity Equation)

$$M_t + \bar{V}_t = P_t + Y_t \qquad (2)$$

ดุลยภาพ(Equilibrium : AD=AS)

$$M_t + \bar{V}_t - P_t = Y_n + \alpha\left(P_t - E_{t-1}P_t\right) + u_t \qquad (3)$$

สมการ Rational Expectation:REH

$$E_{t-1}M_t + \bar{V}_t - E_{t-1}P_t = E_{t-1}\left[Y_n + \alpha\left(P_t - E_{t-1}P_t\right) + u_t\right] \qquad (3')$$

เนื่องจาก $E_{t-1}E_{t-1}P_t = E_{t-1}P_t$ ดังนั้น $E_{t-1}M_t + \bar{V} - E_{t-1}P_t = Y_n$

หรือ $$E_{t-1}P_t = E_{t-1}M_t + \bar{V} - Y_n \qquad (4)$$

เราสามารถแก้สมการเพื่อหาราคา(P_t) โดยการนำเอาสมการ (4) แทนลงในสมการ (3) ดังนี้

$$M_t + \bar{V} - P_t = Y_n + \alpha\left(P_t - E_{t-1}M_t - \bar{V} + Y_n\right) + u_t$$

$$= Y_n + \alpha P_t - \alpha E_{t-1}M_t - \alpha\bar{V}_t + \alpha Y_n + u_t$$

$$P_t = M_t + \bar{V} - Y_n - \alpha P_t + \alpha E_{t-1}M_t + \alpha\bar{V} - \alpha Y_n - u_t$$

$$P_t + \alpha P_t = M_t + \alpha E_{t-1} M_t + \bar{V} + \alpha \bar{V}_t - Y_n - \alpha Y_n - u_t$$

$$(1+\alpha) P_t = M_t + \alpha E_{t-1} M_t + (1+\alpha)\bar{V}_t - (1+\alpha) Y_n - u_t$$

$$P_t = \frac{M_t}{(1+\alpha)} + \frac{\alpha}{(1+\alpha)} E_{t-1} M_t + \bar{V} - Y_n - \frac{u_t}{(1+\alpha)} \qquad (5)$$

เนื่องจากสมการ (4) $E_{t-1} P_t = E_{t-1} M_t + \bar{V} - Y_n$

ดังนั้น

$$P_t - E_{t-1} P_t = \frac{M_t}{(1+\alpha)} + \frac{\alpha}{(1+\alpha)} E_{t-1} M_t + \bar{V} - Y_n - \frac{u_t}{(1+\alpha)} - E_{t-1} M_t - \bar{V}_t + Y_n$$

$$= \frac{M_t}{(1+\alpha)} + \frac{\alpha}{(1+\alpha)} E_{t-1} M_t - E_{t-1} M_t - E_{t-1} M_t - \frac{u_t}{(1+\alpha)}$$

$$= \frac{M_t}{(1+\alpha)} - \frac{E_{t-1} M_t}{(1+\alpha)} - \frac{u_t}{(1+\alpha)}$$

$$P_t - E_{t-1} P_t = \frac{1}{(1+\alpha)} \left[M_t - E_{t-1} M_t \right] - \frac{u_t}{(1+\alpha)} \qquad (6)$$

เราจะได้สมการผลผลิตจริงเมื่อนำเอาสมการ (6) แทนลงในสมการ (1) ดังนี้

$$Y_t = Y_n + \alpha \left[\frac{1}{1+\alpha} \left(M_t - E_{t-1} M_t \right) - \frac{u_t}{1+\alpha} \right] + u_t$$

$$= Y_n + \frac{\alpha}{1+\alpha} \left(M_t - E_{t-1} M_t \right) - \frac{\alpha u_t}{1+\alpha} + u_t$$

$$= Y_n + \frac{\alpha}{1+\alpha} \left(M_t - E_{t-1} M_t \right) + \frac{u_t}{1+\alpha}$$

$$Y_t = Y_n + \beta_t \left(M_t - E_{t-1} M_t \right) + \varepsilon_t \qquad (7)$$

โดยที่

$\alpha/1+\alpha = \beta_t$ และ $u_t/1+\alpha = \varepsilon_t$

ภาคผนวก ค

การทดสอบความเสถียรของสมการโดย Chow test

ในการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระและตัวแปรตาม บางครั้งเราต้องการทราบว่าความสัมพันธ์ของตัวแปรที่เรานำมาทดสอบโดยสมการถดถอยนั้นเปลี่ยนแปลงไปหรือไม่ในระยะเวลาที่ต่างกัน ถ้าความสัมพันธ์ของตัวแปรใน 2 ช่วงเวลามีความสัมพันธ์ไม่แตกต่างกัน เราจะเรียกว่า สมการมีความเสถียร(Structural stability) แต่หากว่าความสัมพันธ์ของตัวแปรใน 2 ช่วงเวลามีความแตกต่างกัน(Structural change) เราก็ต้องแยกสมการที่เราต้องการศึกษาออกเป็นสองสมการ การทดสอบโดยวิธี Chow test มีสมมติฐานสำคัญ 2 ข้อ คือ

1.ค่าความผิดพลาด(error terms)ในทั้งสองสมการมีลักษณะการการกระจายของประชากรในลักษณะปกติ(Normal Distribution) และมีค่า variance σ_2 ที่เหมือนกัน

$$u_{1t} \sim N(0,\sigma_2) \qquad \text{และ} \qquad u_{2t} \sim N(0,\sigma_2)$$

2.ค่าความผิดพลาดในทั้งสองช่วงเวลา(u_{1t}, u_{2t})จะต้องเป็นอิสระจากกัน(indepedent distributed)

ในการศึกษานี้แบ่งช่วงเวลาที่ทำการทดสอบความเสถียรของสมการปริมาณเงินออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงก่อนเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2513-2532 และช่วงหลังเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2533-2537 ขั้นตอนการทดสอบมีดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 ทำการประมาณค่าสมการปริมาณเงิน โดยใช้ข้อมูลรวมช่วงก่อนเปิดเสรีการเงินและหลังเปิดเสรีการเงิน เราจะได้สมการปริมาณเงินหนึ่งสมการ ดังนี้

$$\log M_t = -1.9203 + 0.8530 \log M_{t-1} + 0.0549 \log GEXP_{t-1} - 0.0937 \log GREV_{t-1}$$
$$\text{(-4.2297)} \quad \text{(14.3025)} \quad \text{(2.2092)} \quad \text{(-3.6067)}$$
$$+0.3221 Y_{t-1} - 0.1050 D2$$
$$\text{(4.0598)} \quad \text{(-9.1469)}$$

R^2=0.9975 Sum Squared Resid=0.153247 ค่า t-stat คือค่าในวงเล็บ

ขั้นตอนที่ 2 ทำการประมาณค่าสมการปริมาณเงินสองช่วงเวลา คือสมการปริมาณเงินก่อนเปิดเสรีการเงิน และสมการปริมาณเงินหลังเปิดเสรีการเงิน ดังนั้นในขั้นตอนนี้จึงมีสองสมการ ดังนี้ สมการปริมาณเงินช่วงก่อนเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2513-2532

$$\log M_t = -2.3774 + 0.9071 \log M_{t-1} + 0.0517 \log GEXP_{t-1} - 0.1429 \log GREV_{t-1}$$
(-4.1859) (14.9224) (1.9626) (-5.1029)

$$+0.3536 Y_{t-1} - 0.1091 D2$$
(3.8606) (-9.6150)

R^2=0.9965 Sum Squared Resid=0.100464 ค่า t-stat คือค่าในวงเล็บ

สมการปริมาณเงินช่วงหลังเปิดเสรีการเงินปี พ.ศ 2533-2537

$$\log M_t = -0.8738 + 0.5832 \log M_{t-1} + 0.1444 \log GEXP_{t-1} + 0.0362 \log GREV_{t-1}$$
(-0.2228) (2.7258) (0.4993) (0.5173)

$$+0.3004 Y_{t-1} - 0.0673 D2$$
(0.6069) (-1.7289)

R^2=0.9354 Sum Squared Resid=0.034860 ค่า t-stat คือค่าในวงเล็บ

ขั้นตอนที่ 3 นำค่า Sum Squared Resid ของทั้งสามสมการมาทดสอบสมมติฐานว่าง(null hypothesis)ที่ว่า ความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระและตัวแปรตามในสมการปริมาณเงินไม่เปลี่ยนแปลงระหว่างช่วงก่อนเปิดเสรีการเงินและช่วงหลังเปิดเสรีการเงิน การทดสอบสมมติฐานว่างนี้ทำโดยคำนวณค่า F-stat ดังนี้

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

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

ค่า F-stat ที่คำนวณได้

$$F = \frac{0.0178 / 6}{0.1354 / 87} = 1.9204$$

ถ้ากำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.10 ค่า critical value $F_{(6,87)}$ เท่ากับ 1.87 เปรียบเทียบกับค่า F-stat ที่คำนวณได้ 1.9204 พบว่าค่า F-stat ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่า critical value เราจึงปฏิเสธสมมติฐานว่าง แสดงว่า สมการปริมาณเงินระหว่างปี พ.ศ 2513-2537 ไม่มีความเสถียร

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก ง

การทดสอบทิศทางความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วยวิธี Granger Casuality

เมื่อเราต้องการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร(The degree of association between variables) เราอาจจะพิจารณาจาก Correlation ในการวิเคราะห์สมการถดถอย แต่การทดสอบด้วย Correlation ก็มิได้บอกทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือความเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างตัวแปรนั้น เช่น เราต้องการทราบว่า ผลผลิตมวลรวมในประเทศ(GDP)กับปริมาณเงิน(M)มีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันหรือไม่โดยพิจารณาระยะเวลาย้อนหลัง ดังนั้นความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทั้งสองจึงอาจจะมีลักษณะจากปริมาณเงินไปสู่ผลผลิตมวลรวมในประเทศ(Money causes GDP:M $\rightarrow$GDP) หรือ ผลผลิตจริงสู่ปริมาณเงิน(GDP causes M:GDP$\rightarrow$M) หรือ ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกัน(M$\leftrightarrow$GDP) ดังนั้น การศึกษาเรื่อง Causality เป็นการอธิบายหรือตอบคำถามเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร โดยมุ่งชี้ให้เห็นถึงลักษณะความสัมพันธ์ของตัวแปรเหล่านั้นว่าอะไรคือสาเหตุ(Causes)และอะไรคือผลของสาเหตุ(Effects)

The Granger Test

วิธี Granger causality กำหนดว่า ข้อมูลของตัวแปรที่ต้องการศึกษา เช่น GDP และ M เป็นข้อมูลแบบ Time series เมื่อนำตัวแปรทั้งสองมาทดสอบโดยการวิเคราะห์สมการถดถอยจะมีลักษณะดังนี้

$$GDP_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j GDP_{t-j} + u_{1t} \qquad (3.1)$$

$$M_t = \sum_{i=1}^{m} \lambda_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} GDP_{t-j} + u_{2t} \qquad (3.2)$$

โดยที่ ค่า Disturbance u_{1t} และ u_{2t} ไม่มีสหสัมพันธ์กัน(Uncorrelated)

สมการ(3.1) แสดงว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศในปัจจุบัน(GDP_t) มีความสัมพันธ์กับผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศในอดีต(GDP_{t-j}) และปริมาณเงินย้อนหลัง(M_{t-i}) ส่วนสมการ(3.2)ก็แสดงความสัมพันธ์ในลักษณะเดียวกัน รูปแบบของ Causality มี 4 ลักษณะคือ

(1) M มีผลกระทบต่อ GDP (Unidirectional causality from M to GDP) ความสัมพันธ์ในลักษณะนี้พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ของความล้าช้าของปริมาณเงิน(lagged M)ในสมการ(3.1)ที่มีนัย

สำคัญทางสถิติ($\sum\alpha_i \neq 0$) ขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของความล่าช้าของ GDP(lagged GDP)ในสมการ (3.2)ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ($\sum\alpha_j = 0$)

(2) GDP มีผลกระทบต่อ M (Unidirectional causality from GDP to M) ความสัมพันธ์ในลักษณะนี้พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ของความล้าช้าของปริมาณเงิน(lagged M)ในสมการ(3.1)ที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ($\sum\alpha_i = 0$) ขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของความล่าช้าของ GDP(lagged GDP)ในสมการ (3.2)มีนัยสำคัญทางสถิติ($\sum\alpha_j \neq 0$)

(3) M และ GDP มีผลซึ่งกันและกัน(Feedback or bilateral causality) ความสัมพันธ์ในลักษณะนี้พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ความล่าช้าของปริมาณเงิน(lagged M)กับค่าสัมประสิทธิ์ความล่าช้าของ GDP(lagged GDP)มีนัยสำคัญทางสถิติ

(4) M และ GDP เป็นอิสระต่อกัน(Independence) ความสัมพันธ์ในลักษณะนี้พิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ความล่าช้าของปริมาณเงิน(lagged M)กับค่าสัมประสิทธิ์ความล่าช้าของ GDP(lagged GDP)ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ขั้นตอนการทดสอบทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร M กับ GDP มีดังต่อไปนี้

(1) ประมาณค่าสมการถดถอยของ GDP ในปัจจุบันให้มีความสัมพันธ์กับความล่าช้าของ GDP (lagged GDP) โดยไม่รวมเอาตัวแปรความล่าช้าของปริมาณเงิน(lagged M) เราเรียกสมการนี้ว่าสมการที่มีข้อจำกัด(restricted regression) และจะได้ค่า restricted residual sum of squares(RSS_R)

(2) ประมาณค่าสมการถดถอยในขั้นตอนแรกแต่เอาตัวแปรความล่าช้าของปริมาณเงิน(lagged M) เข้าไปในสมการด้วย เราเรียกสมการนี้ว่าสมการที่ไม่มีข้อจำกัด(unrestricted regression) และจะได้ค่า unrestricted residual sum of squares(RSS_{UR})

(3) กำหนดสมมติฐานว่าง(Null hypothesis)ว่า ตัวแปรความล่าช้าของปริมาณเงิน(lagged M)ไม่มีอิทธิพลหรือตัวกำหนด GDP

(4) ทดสอบสมมติฐานว่างข้างต้นด้วย F-test

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)}$$

โดยที่ m คือ จำนวนความล่าช้าของปริมาณเงิน(number of lagged terms)

k คือ จำนวน parameter ในสมการที่ไม่มีข้อจำกัด

(5) ถ้าค่า F ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่า Critical F ณ ระดับความเชื่อมั่นที่เลือก เราจะปฏิเสธสมมติฐานว่าง นั่นคือ ตัวแปรความล่าช้าของปริมาณเงินจะมีอิทธิพลหรือกำหนด GDP

(6) เราสามารถทดสอบความสัมพันธ์ในลักษณะ GDP มีผลกระทบต่อ M ได้โดยทำตามขั้นตอน 1 ถึง 5

ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่าง ผลผลิตจริง(Y) กับปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2) ช่วงปี พ.ศ.2513-2532

สมมติฐานว่าง(Null Hypothesis)	จำนวน Lag	ค่า F-stat	นัยสำคัญทางสถิติ
M2 does not Granger cause Y	1	24.1200	0.0000
Y does not Granger cause M2		13.6694	0.0004
M2 does not Granger cause Y	2	7.89084	0.0008
Y does not Granger cause M2		7.5863	0.0010
M2 does not Granger cause Y	3	3.4448	0.0212
Y does not Granger cause M2		3.8238	0.0135
M2 does not Granger cause Y	4	1.7877	0.1416
Y does not Granger cause M2		2.9442	0.0265
M2 does not Granger cause Y	5	1.3578	0.2520
Y does not Granger cause M2		2.2109	0.0639

ผลการทดสอบ Granger Causality ระหว่าง ผลผลิตจริง(Y) กับปริมาณเงินในความหมายกว้าง(M2) ช่วงปี พ.ศ.2533-2537

สมมติฐานว่าง(Null Hypothesis)	จำนวน Lag	ค่า F-stat	นัยสำคัญทางสถิติ
M2 does not Granger cause Y	1	9.4783	0.0068
Y does not Granger cause M2		1.0500	0.3199
M2 does not Granger cause Y	2	28.5366	0.0000
Y does not Granger cause M2		3.1851	0.0703
M2 does not Granger cause Y	3	1.8579	0.1866
Y does not Granger cause M2		1.2112	0.3447
M2 does not Granger cause Y	4	0.7619	0.5714
Y does not Granger cause M2		3.2885	0.0528

ประวัติผู้เขียน

นายพิสิฏฐ์ จตุรภัทร เกิดเมื่อวันที่ 18 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2514 ที่อำเภอพญาไท จังหวัดกรุงเทพฯ สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาตรีเศรษฐศาสตร์บัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ ภาควิชาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ในปีการศึกษา 2535 และเข้าทำงานที่ธนาคารไทยทนุ จำกัด(มหาชน) ในตำแหน่งพนักงานเสมียน ชั้น 4 หน่วยบริหารสภาพคล่อง ส่วนตลาดเงิน สำนักบริหารเงินตั้งแต่วันที่ 31 มีนาคม พ.ศ.2536 จนถึงวันที่ 4 กรกฎาคม พ.ศ.2537 จึงได้ลาศึกษาต่อในหลักสูตรเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต ที่จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย