วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ 15 (2): 19-31
สงวนลิขสิทธิ์ © 2551 คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
ISSN 0858-9291

การประยุกต์แบบจำลองเวกเตอร์การปรับตัวเพื่อพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยน

Application of Vector Error Correction Model in Forecasting Exchange Rates

*ภูมิฐาน รังคกุลนุวัฒน์** คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย

บทคัดย่อ บทความนี้อาศัยทฤษฎีการเงิน monetary portfolio synthesis model และแบบจำลองเวกเตอร์การปรับตัวสู่ดุลยภาพระยะยาว vector error correction model (VECM) เพื่อพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยนของประเทศไทย 24 เดือน ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึงเดือนกรกฎาคม 2551 ผลการศึกษาพบว่า ช่วงเดือนสิงหาคม 2549 ถึงเดือนกรกฎาคม 2550 ค่าพยากรณ์ที่ได้มีแนวโน้มห่างจากค่าจริงมากขึ้นเรื่อยๆ โดยวัดความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์ RMSE ได้ 0.075 วิกฤตการณ์การเมืองเดือนกันยายน 2549 อาจเป็นปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยน ส่วนผลพยากรณ์ช่วงตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2550 ถึงเดือนกรกฎาคม 2551 กลับพบว่ามีแนวโน้มเข้าใกล้กับค่าจริงมากขึ้น วัดค่า RMSE ได้ลดลงเหลือเพียง 0.041 ซึ่งอาจเป็นเพราะวิกฤตการณ์การเมืองที่เบาลงในช่วงเวลาดังกล่าว การศึกษาชี้ว่าสามารถใช้แบบจำลอง VECM พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยนได้โดยให้ความแม่นยำในระดับยอมรับได้
คำสำคัญ: อัตราแลกเปลี่ยน ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว แบบจำลองเวกเตอร์การปรับตัว

Abstract This paper applies monetary portfolio synthesis model and vector error correction model (VECM) in forecasting the exchange rates of Baht per Yen for a 24-month period from August 2006 to July 2008. The results show that the forecast values of August 2006-July 2007 period tended to diverge from the actual values. The error in terms of an RMSE of 0.075 was calculated. The political crisis in September 2006 may have affected the exchange rates. Meanwhile, the forecast values of August 2007-July 2008 period tended to get close to the actual values with an RMSE of only 0.041. The mitigation of the political crisis could have contributed to this. The results indicate that forecasting the exchange rates using VECM can be applied and the forecast values are acceptable.
Keywords: exchange rate, long-run relationship, vector error correction model

* Corresponding author: *Poomthan Rangkakulnuwat* School of Economics, University of the Thai Chamber of Commerce, Vibhavadee-Rangsit Road, Dindaeng, Bangkok, Thailand, 10400. Tel: (+66)02 6976320, Fax: (+66)02 2774359, e-mail: poomthan_ran@utcc.ac.th

บทนำ

อัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรสำคัญในระบบเศรษฐกิจทั้งต่อภาคธุรกิจและภาครัฐบาล หากอัตราแลกเปลี่ยนมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้ราคาสินค้าส่งออกเปลี่ยนแปลง ดังนั้นรายได้ของภาคธุรกิจส่งออกก็จะได้รับผลกระทบ รวมทั้งยังส่งผลต่อต้นทุนการผลิตของประเทศ โดยเฉพาะกับประเทศไทยที่ยังต้องพึ่งพาการนำเข้าวัตถุดิบจำนวนมาก เมื่อมีการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน จะทำให้ราคานำเข้าวัตถุดิบเปลี่ยนแปลง ส่งผลกระทบต่อต้นทุนการผลิตสินค้าในประเทศ และจะส่งผลกระทบต่ออัตราเงินเฟ้อในประเทศอย่างหลีกเลี่ยงไม่ได้ การศึกษาและพัฒนาวิธีการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนจึงนับว่ามีความสำคัญต่อการนำเสนอข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่จะเป็นประโยชน์ทั้งต่อภาคเอกชนและภาครัฐบาลในการวางแผนนโยบายต่างๆ ที่เกี่ยวข้องต่อไป

เท่าที่ผ่านมาได้มีการพัฒนาทฤษฎีต่างๆ ที่นำมาอธิบายถึงตัวแปรหรือปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน อาทิเช่น ทฤษฎีของอำนาจซื้อเสมอภาค (purchasing power parity) ทฤษฎีของ monetary approach ทฤษฎี portfolio balance approach และทฤษฎี monetary portfolio synthesis approach และมีงานศึกษาในต่างประเทศที่ใช้แนวคิดดังกล่าวมาพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยน เช่น Norrbin, Reffett, and Ji (1997) ประยุกต์แบบจำลอง vector error correction (VECM) ร่วมกับทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาค เพื่อพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยน 5 ประเทศ ได้แก่ อังกฤษ ฝรั่งเศส เยอรมัน ญี่ปุ่น และแคนาดา นอกจากนี้ยังมีงานศึกษาที่ใช้ error correction model (ECM) มาประยุกต์กับทฤษฎี monetary approach อาทิ He and Sharma (1997) Reinton and Ongena (1999) Tawadros (2001) และ Moersch and Nautz (2001) เป็นต้น ข้อสรุปจากงานศึกษาข้างต้นพบว่า แบบจำลอง VECM และ ECM เป็นเครื่องมือพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนที่ให้ผลการพยากรณ์ใกล้เคียงกับความเป็นจริง

ในประเทศไทยพบว่ามีงานวิจัยเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยนของไทยเช่นกัน อาทิ งานวิจัยของ Wisaweisuan (1995) นำทฤษฎีของ monetary approach มาประยุกต์หาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ส่วน Chaisrithong (2003) ศึกษาตัวแปรอัตราดอกเบี้ยระหว่างธนาคาร ปริมาณเงินในความหมายกว้าง ดัชนีผลผลิต อุตสาหกรรม อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ในระยะยาว ราคาน้ำมันในตลาดโลก federal fund rate ของสหรัฐ ดัชนีอัตราการเจริญเติบโตอัตราแลกเปลี่ยนของคู่แข่ง และดัชนีราคาหุ้นของเกาหลีใต้ ว่ามีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์อย่างไร โดยใช้แบบจำลอง vector autoregression model (VAR) นอกจากนี้ Sripinit (2002) ศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์ตามแนวคิดของทฤษฎี asset market approach และ underlying balance approach และ ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550) นำแนวคิดของ monetary portfolio synthesis มาประยุกต์หาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรต่างๆ ที่มีต่ออัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยน จากนั้นใช้ VECM แสดงการปรับตัวในระยะสั้น

กลับเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนดังกล่าว โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนตุลาคม พ.ศ.2542 จนถึงเดือนกรกฎาคม พ.ศ.2549 แต่งานวิจัยดังกล่าวยังมิได้มีการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยน

การศึกษาครั้งนี้จึงได้พัฒนาต่อจากงานวิจัยของ ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550) โดยนำแบบจำลองที่ใช้ในงานวิจัยดังกล่าวมาพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยนของประเทศไทยตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึงกรกฎาคม 2551 รวมเป็นระยะเวลา 24 เดือน โดยบทความนี้แบ่งออกเป็นห้าส่วน ส่วนถัดไปจะกล่าวถึงแนวคิดทฤษฎี ส่วนที่สามเป็นวิธีการศึกษาและข้อมูล ส่วนที่สี่และส่วนที่ห้าเป็นผลการศึกษา สรุปและข้อเสนอแนะ ตามลำดับ

กรอบแนวคิดทฤษฎี

จากงานวิจัยของ ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550) สรุปแนวคิดของทฤษฎี monetary portfolio synthesis ว่าเป็นการประยุกต์รวมแนวความคิดทฤษฎี monetary approach และทฤษฎี portfolio balance approach เข้าด้วยกัน โดยมีข้อสมมติว่าทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาค (purchasing power parity) เป็นจริงและสินทรัพย์ในประเทศและต่างประเทศไม่สามารถทดแทนกันได้อย่างสมบูรณ์ แนวคิดนี้กล่าวว่าปัจจัยที่มีอิทธิพลในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนมี 5 ตัวแปร ได้แก่ ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศ รายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศ ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ ส่วนต่างการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อระหว่างประเทศ และสัดส่วนปริมาณหลักทรัพย์โดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศ โดยแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนของงานวิจัยดังกล่าว แสดงได้ดังนี้

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1(m_t - m_t^*) - \alpha_2(y_t - y_t^*) - \alpha_3(r_t - r_t^*) + \alpha_4(pe_t - pe_t^*) + \alpha_5(b_t - f_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

ทั้งนี้ตัวแปร s_t คือ ค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทต่อเงินเยน อัตราแลกเปลี่ยนที่ใช้เป็นค่าเฉลี่ยรายเดือน[1] ตัวแปร $(m_t - m_t^*)$ คือค่า logarithm ของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศ ซึ่งใช้ข้อมูลปริมาณเงินตามความหมายกว้าง M2 ส่วนตัวแปร $(y_t - y_t^*)$ คือค่า logarithm ของรายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศ โดยใช้ข้อมูลดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรม (manufacturing production index, MPI) เป็นค่าตัวแทน เพราะไม่มีตัวเลข GDP รายเดือน หากดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมเพิ่มขึ้นย่อมหมายถึงรายได้ที่แท้จริงในประเทศเพิ่มขึ้น ตัวแปร $(r_t - r_t^*)$ คือ ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ กรณีประเทศไทยใช้อัตราดอกเบี้ยตลาดซื้อคืน (repurchase rate, REPO) ประเภท 14 วัน ซึ่งเป็นอัตราดอกเบี้ยชี้นำของธนาคารแห่งประเทศไทยในการดำเนินนโยบายการเงิน ส่วนกรณีประเทศญี่ปุ่นใช้อัตราดอกเบี้ย ส่วนกรณีประเทศญี่ปุ่นใช้อัตราดอกเบี้ย uncollateralized overnight call rate ซึ่งเป็นดอกเบี้ยที่สำคัญในการดำเนินนโยบายการเงินของประเทศญี่ปุ่น ตัวแปร $(pe_t - pe_t^*)$ คือ ส่วนต่างการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อระหว่าง

[1] หน่วยของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยนที่ใช้ในที่นี้ คือ บาทต่อ 100 เยน

ประเทศ ในที่นี้ใช้อัตราเงินเฟ้อของปีที่แล้วเช่นเดียวกับ Lucas (1972) และ ตัวแปร ($b_t - f_t$) คือ สัดส่วนปริมาณหลักทรัพย์ในประเทศและต่างประเทศของเอกชน ซึ่งตัวแปรนี้ไม่สามารถหาข้อมูลได้ แต่จากงานศึกษาดังกล่าวใช้ risk premium แทน เนื่องจาก risk premium คือ ส่วนชดเชยความเสี่ยงของประเทศ ประเทศที่มีความเสี่ยงมากขึ้นจะต้องการออกพันธบัตรใหม่ จึงจำเป็นต้องเพิ่มผลตอบแทนการถือพันธบัตรเพื่อให้เกิดความต้องการถือพันธบัตรมากขึ้น ส่วนเพิ่มดังกล่าวก็คือ risk premium ที่ไปชดเชยความเสี่ยงของประเทศ จะเห็นได้ว่าสัดส่วนอุปทานหลักทรัพย์ในประเทศต่อหลักทรัพย์ต่างประเทศและ risk premium มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน โดย risk premium ในที่นี้ คือ ส่วนต่างของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลไทยและ พันธบัตรรัฐบาลญี่ปุ่นที่ออกในปี ค.ศ.1999 และมีอายุการไถ่ถอน 10 ปี (จิตติมา เกรียงมหศักดิ์, 2547: 52) ส่วนค่า α_0, α_1, α_2, α_3, α_4, และ α_5 คือ ค่าพารามิเตอร์ และ ε_t คือ ตัวแปรสุ่มคลาดเคลื่อน (stochastic disturbance term) ส่วนตัวแปรที่มีเครื่องหมายดอกจัน (*) หมายถึง ตัวแปรของประเทศญี่ปุ่น

วิธีการศึกษาและข้อมูล

การใช้แบบจำลอง VECM พยากรณ์ตัวแปรใดตัวแปรหนึ่ง จะต้องทดสอบก่อนว่าตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองมีคุณสมบัติเป็น nonstationary หรือไม่ วิธีที่นิยมใช้ทดสอบ คือ augmented dickey fuller (ADF) test หากพบว่าตัวแปรทุกตัวเป็น nonstationary แล้ว จะทดสอบต่อไปว่าตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegration) หรือไม่ วิธีที่นำเสนอโดย Johansen (1995) เป็นวิธีที่นิยมใช้กันมาก วิธีนี้ยังอธิบายถึงการประมาณค่าพารามิเตอร์ของความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรที่มากกว่าสองตัวขึ้นไปโดยใช้วิธี maximum likelihood ด้วย การวิเคราะห์เริ่มจากแบบจำลอง VAR ของ n ตัวแปร ดังนี้

$$X_t = A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \ldots + A_pX_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

โดยที่ X_t คือ เวกเตอร์ของตัวแปรมีขนาด nx1 ส่วน ε_t คือ เวกเตอร์ขนาด nx1 ของตัวแปรสุ่มคลาดเคลื่อนโดยมีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และมีเมตริกซ์ความแปรปรวนของ ε_t ซึ่งใช้สัญลักษณ์ว่า Σ และจากสมการที่ 2 สามารถปรับให้อยู่ในรูป VECM ได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

โดยที่ $\pi = -(I - A_1 - A_2 - \ldots - A_p)$

$\pi_i = -(A_{i+1} + A_{i+2} + \ldots + A_p)$; i=1,2,...,p-1

p คือ ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมที่ทำให้ AIC ในแบบจำลอง VAR ของสมการที่ 2 มีค่าต่ำสุด โดย

$AIC(i) = \ln(|\Sigma|) + \frac{2ni^2}{T}$ และ i คือ ค่า lag

เมตริกซ์ π มีขนาด nxn สามารถเขียนให้อยู่ในรูปของค่าความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาว (หรือค่า β ซึ่งเป็นเมตริกซ์ขนาด nxr) และค่าความเร็วในการปรับตัว (หรือ α ซึ่งเป็นเมตริกซ์ขนาด nxr) โดย r คือ จำนวนความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาว และ $\pi = \alpha\beta'$ ส่วนค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบหาจำนวนความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating vectors) สามารถใช้ค่า trace test หรือ maximum eigenvalue test ดังนี้

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \tag{4}$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \tag{5}$$

โดยที่ $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, ..., \hat{\lambda}_n$ คือ ค่า eigenvalue ที่คำนวณได้จากสมการที่ 6 โดยเรียงลำดับจากมากไปน้อย

$$\left| S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} - \lambda S_{11} \right| = 0 \tag{6}$$

โดยที่ $S_{ij} = \frac{1}{T} R_{it} R'_{jt}$, i = 0, 1 และ j = 0, 1

R_{0t} คือ เมตริกซ์ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากสมการถดถอยที่มีตัวแปรตาม Δx_t และตัวแปรอิสระ ได้แก่ ค่าคงที่, $\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, ..., \Delta x_{t-p+1}$

R_{1t} คือ เมตริกซ์ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากสมการถดถอยที่มีตัวแปรตาม X_t และตัวแปรอิสระ ได้แก่ ค่าคงที่, $\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, ..., \Delta x_{t-p+1}$

ค่าสถิติ trace ที่คำนวณจากสมการที่ 4 ใช้สำหรับทดสอบสมมติฐานหลักและสมมติฐานรอง H_0: จำนวน cointegration vector อย่างมากเท่ากับ r และ H_1: จำนวน cointegration vector มากกว่า r ในขณะที่ค่าสถิติ maximal eigenvalue ที่คำนวณจากสมการที่ 5 ใช้สำหรับทดสอบสมมติฐานหลักและรอง คือ H_0: จำนวน cointegration vector อย่างมากเท่ากับ r และ H_1: จำนวน cointegration vector เท่ากับ r + 1

หลังจากประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง VECM ดังสมการที่ 3 ได้แล้ว Lutkepohl and Reimers (1992) แสดงให้เห็นว่าเราสามารถหาตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง VAR ในสมการที่ 2 ได้ โดยใช้สูตรดังต่อไปนี้

$$A_i = \begin{cases} I_n + \pi + \pi_1 & i = 1 \\ \pi_i - \pi_{i-1} & \text{for} \quad 2 \le i \le p-1 \\ -\pi_{p-1} & i = p \end{cases} \tag{7}$$

จากนั้นจึงใช้ VAR พยากรณ์ตัวแปรในแบบจำลอง โดยมีเงื่อนไขว่าค่า mean squared errors (MSE) จะต้องมีค่าต่ำสุด ดังนั้นจะได้สูตรการคำนวณค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 1-period 2-period จนกระทั่ง h-period ณ เวลา t คือ

$$X_t(1) = A_1 X_t + A_2 X_{t-1} + \ldots + A_p X_{t-p+1} + \varepsilon_t$$
$$X_t(2) = A_1 X_t(1) + A_2 X_t + \ldots + A_p X_{t-p+2} + \varepsilon_t$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (8)$$
$$X_t(h) = A_1 Xt(h-1) + A_2 X_t(h-2) + \ldots + A_p X_t(h-p) + \varepsilon_t$$

โดยที่ $X_t(j) = X_{t+j}$ เมื่อ $j \geq 0$

ส่วนการวัดความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์ที่ได้จะใช้ root mean squared error (RMSE) สูตรการคำนวณดังนี้

$$RMSE = \sqrt{\sum_{i=1}^{h} \frac{(x^{f}_{t+i} - x_{t+i})^2}{h}} \quad (9)$$

โดยที่ x^{f}_{t+i} คือ ค่าพยากรณ์ของตัวแปร x ล่วงหน้าไป i period ณ เวลา t ส่วนตัวแปร x_{t+i} คือ ค่าที่เกิดขึ้นจริงของตัวแปร x ณ เวลา t+i

ข้อมูลที่ใช้ในงานวิจัยของ ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550) นั้นเป็นข้อมูลรายเดือนของประเทศไทยและประเทศญี่ปุ่นในช่วงเดือนตุลาคม พ.ศ.2542 ถึงเดือนกรกฎาคม พ.ศ.2549 โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยน ปริมาณเงินภายในประเทศ ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรม อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ และอัตราเงินเฟ้อภายในประเทศ ได้ข้อมูลมาจากธนาคารแห่งประเทศไทย ส่วนอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลไทย ได้ข้อมูลมาจากสำนักงานเศรษฐกิจการคลัง กระทรวงการคลัง สำหรับตัวแปรของประเทศญี่ปุ่น ได้แก่ ปริมาณเงินภายในประเทศญี่ปุ่น ดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมประเทศญี่ปุ่น อัตราดอกเบี้ยประเทศญี่ปุ่น อัตราเงินเฟ้อประเทศญี่ปุ่น และอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลญี่ปุ่น ได้ข้อมูลมาจากธนาคารกลางแห่งประเทศญี่ปุ่น จากนั้นจึงนำผลการวิเคราะห์ดังกล่าวมาพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยนของเดือนสิงหาคม พ.ศ.2549 ถึงเดือนกรกฎาคม พ.ศ.2551 ต่อไป

ผลการศึกษา

ในการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยนนั้น จำเป็นต้องคำนวณตามแบบจำลอง VECM ก่อน ซึ่งจากงานวิจัยของ ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550) พบว่า ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองเป็น nonstationary ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 10 ในขณะที่ตัวแปรทุกตัวเมื่อถูกแปลงให้อยู่ในรูปผลต่างลำดับที่หนึ่งพบว่าเป็น stationary ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 และจากการใช้ค่าสถิติ trace test และ maximum eigenvalue test พบว่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวมีจำนวน 1 รูปแบบ (ตารางที่ 1) โดยรูปแบบความสัมพันธ์เขียนได้ดังสมการที่ 10 ส่วนผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง VECM ของ ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550) นั้นแสดงในตารางที่ 2[2]

---

[2] สำหรับรายละเอียดการตีความหมายของความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นโดยใช้แบบจำลอง VECM สามารถอ่านได้ใน ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550)

$$s = 4.99 + 0.32(m - m^{*}) - 0.27(y - y^{*}) - 0.09(r - r^{*}) + 0.04(pe - pe^{*}) - 0.02(b - f) \quad (10)$$

(1.67)* (–3.66)*** (–5.13)*** (4.35)** (–2.74)***

ทั้งนี้ตัวเลขในวงเล็บแสดงค่า t-statistic *** คือ มีนัยสำคัญที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 ** คือ มีนัยสำคัญที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 และ * คือ มีนัยสำคัญที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 10

จากนั้นเราจะใช้สมการที่ 7 ในการแปลง VECM กลับให้เป็น VAR ดังที่อธิบายไว้ใน Lutkepohl and Reimers (1992) และขั้นตอนสุดท้ายเราจะพยากรณ์ตัวแปรค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนโดยใช้สมการที่ 8

ตารางที่ 1 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

H_0	trace test statistic	critical value 0.05	maximum eigenvalue test statistic	critical value 0.05
r = 0	110.3122**	95.75366	47.22318**	40.07757
r = 1	63.08902	69.81889	29.86698	33.87687
r = 2	33.22204	47.85613	18.06266	27.58434
r = 3	15.15938	29.79707	9.879166	21.13162
r = 4	5.280267	15.49471	4.286170	14.26460
r = 5	0.994096	3.841466	0.994096	3.841466

ที่มา: จากการคำนวน

หมายเหตุ: ** มีนัยสำคัญทางสถิติร้อยละ 5

ตารางที่ 2 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง VECM

ค่าสัมประสิทธิ์	Δs_t	$\Delta(m-m^*)$	$\Delta(y-y^*)$	$\Delta(r-r^*)$	$\Delta(pe-pe^*)$	$\Delta(b-f)$
ค่าคงที่	-0.00133	0.0035	0.0142	0.0191	0.1608	-0.1092
	(-0.5890)	(1.2765)	(2.5520)	(1.0617)	(2.2129)	(-2.3279)
$\beta' X_{t-1}$	-0.2081	0.1913	-0.1765	0.2582	2.3091	-4.0293
	(-4.285)***	(3.2656)***	(-1.4607)	(0.6648)	(1.4691)	(-3.972)***
Δs_{t-1}	0.4320	-0.6432	1.3633	3.2129	-2.1475	6.9817
	(2.1450)**	(-2.648)***	(2.7200)***	(1.9948)**	(-0.3295)	(1.6597)*
Δs_{t-2}	-0.0243	-0.1410	1.4008	0.9045	-6.2930	4.0425
	(-0.1071)	(-0.5159)	(2.4834)***	(0.4990)	(-0.8580)	(0.8540)

ตารางที่ 2 (ต่อ)

$\Delta(m\text{-}m^*)_{t-1}$	0.0510	-0.1713	1.4447	2.2822	-4.5092	1.6139
	(0.2928)	(-0.8156)	(3.3348)***	(1.6393)	(-0.8005)	(0.4439)
$\Delta(m\text{-}m^*)_{t-2}$	-0.1952	0.0136	1.0442	2.3082	-6.0249	3.6200
	(-1.0536)	(0.0610)	(2.2648)**	(1.5580)	(-1.005)	(0.9355)
$\Delta(y\text{-}y^*)_{t-1}$	0.0207	0.0071	-0.8431	-0.1087	-2.3439	1.9421
	(0.4608)	(0.1326)	(-7.530)***	(-0.3020)	(-1.6100)	(2.067)**
$\Delta(y\text{-}y^*)_{t-2}$	0.0314	0.0220	-0.4527	-0.6957	-1.4903	1.5050
	(0.7346)	(0.4274)	(-4.253)***	(-2.035)**	(-1.0770)	(1.6850)*
$\Delta(r\text{-}r^*)_{t-1}$	0.0063	-0.00108	-0.0081	0.3010	0.2588	0.6000
	(0.3836)	(-0.5458)	(-0.2001)	(2.2886)**	(0.4860)	(1.7459)*
$\Delta(r\text{-}r^*)_{t-2}$	0.02756	-0.0146	-0.0099	0.0891	-0.5553	0.5943
	(1.7203)*	(-0.7552)	(-0.2485)	(0.6956)	(-1.0710)	(1.7759)*
$\Delta(pe\text{-}pe^*)_{t-1}$	-0.0060	0.0065	-0.0102	0.0498	-0.1125	0.0257
	(-1.6246)	(1.4858)	(-1.1223)	(1.7029)*	(-0.9519)	(0.3372)
$\Delta(pe\text{-}pe^*)_{t-2}$	-0.0057	0.0060	0.0047	0.0103	-0.13347	-0.6778
	(-1.5778)	(1.3803)	(0.5214)	(0.3598)	(-1.1477)	(-0.9029)
$\Delta(b\text{-}f)_{t-1}$	0.0027	-0.0061	-0.0141	0.0629	0.0097	0.0658
	(0.4879)	(-0.9176)	(-1.0261)	(1.4240)	(0.0545)	(0.5706)
$\Delta(b\text{-}f)_{t-2}$	-0.0013	0.0043	0.0196	0.02330	0.01615	-0.0272
	(-0.2333)	(1.2765)	(1.4454)	(0.5338)	(0.0914)	(-0.0386)

ที่มา: จากการคำนวน

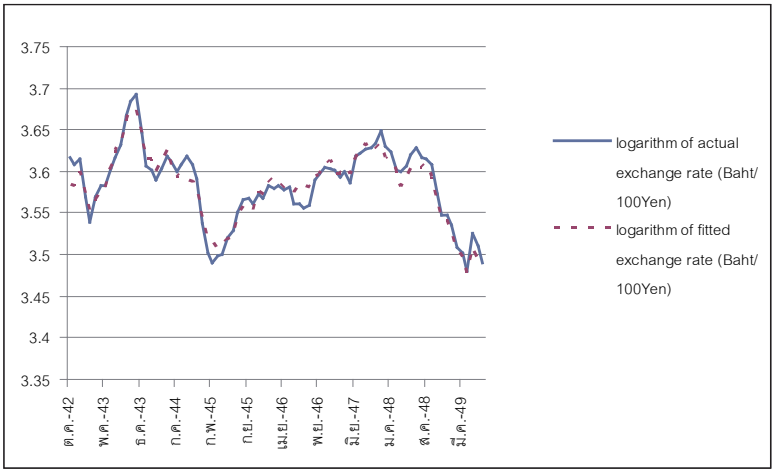
หมายเหตุ: ** ตัวเลขในวงเล็บแสดงค่า t-statistic

*** มีนัยสำคัญทางสถิติร้อยละ 1

** มีนัยสำคัญทางสถิติร้อยละ 5

* มีนัยสำคัญทางสถิติร้อยละ 10

ก่อนที่จะนำแบบจำลองมาใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยน ต้องประเมินความน่าเชื่อถือของแบบจำลองโดยเปรียบเทียบค่าประมาณ logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนที่ได้จากแบบจำลองนี้ (ค่า fitted) ว่ามีค่าใกล้เคียงกับค่าที่เกิดขึ้นจริง (ค่า actual) หรือไม่ ถ้าพิจารณาจากภาพที่ 1 จะเห็นว่าแบบจำลอง VECM ให้ผลการประมาณค่า fitted ของค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนใกล้เคียงกับค่า actual ในช่วงเดือนตุลาคม 2542 ถึง กรกฎาคม 2549 และเมื่อคำนวณค่า RMSE ในช่วงนี้ พบว่ามีค่าเท่ากับ 0.012 หมายความว่าโดยเฉลี่ยแล้วในช่วงเวลาดังกล่าวค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนที่ประมาณได้จากแบบจำลอง เบี่ยงเบนออกไปจากค่าจริงเพียง 0.012 นั่นคือแบบจำลอง VECM สามารถนำไปใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนได้อย่างดี จากนั้นในที่นี้จึงได้พยากรณ์ตัวแปรดังกล่าวล่วงหน้าเป็นจำนวน 24 เดือน ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึงเดือนกรกฎาคม 2551 ผลพยากรณ์ดังแสดงในตารางที่ 3



ภาพที่ 1 การทดสอบเปรียบเทียบค่าจริง (actual) และประมาณ (fitted) ของค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยน ตั้งแต่เดือนตุลาคม 2542 ถึง กรกฎาคม 2549
ที่มา: จากการคำนวน

ตารางที่ 3 ค่าผลการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยน ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึงเดือนกรกฎาคม 2551

เดือน/ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95		RMSE
			ขอบเขตบน	ขอบเขตล่าง	
สิงหาคม 2549	3.480	3.482	3.452	3.511	0.00182
กันยายน 2549	3.464	3.466	3.422	3.510	0.00186
ตุลาคม 2549	3.448	3.458	3.404	3.512	0.00597
พฤศจิกายน 2549	3.438	3.459	3.399	3.520	0.01173
ธันวาคม 2549	3.417	3.460	3.393	3.527	0.02186
มกราคม 2550	3.396	3.461	3.388	3.534	0.03314
กุมภาพันธ์ 2550	3.388	3.463	3.382	3.543	0.04162
มีนาคม 2550	3.396	3.463	3.374	3.551	0.04552
เมษายน 2550	3.379	3.461	3.365	3.557	0.05083
พฤษภาคม 2550	3.355	3.459	3.356	3.563	0.05848
มิถุนายน 2550	3.338	3.457	3.347	3.568	0.06626
กรกฎาคม 2550	3.320	3.455	3.338	3.572	0.07449
สิงหาคม 2550	3.376	3.454	3.331	3.577	0.07469
กันยายน 2550	3.393	3.452	3.323	3.581	0.07371
ตุลาคม 2550	3.383	3.451	3.316	3.585	0.07331
พฤศจิกายน 2550	3.417	3.450	3.310	3.590	0.07146
ธันวาคม 2550	3.399	3.448	3.303	3.594	0.07036
มกราคม 2551	3.425	3.447	3.297	3.597	0.06857
กุมภาพันธ์ 2551	3.415	3.446	3.291	3.601	0.05995

ตารางที่ 3 (ต่อ)

มีนาคม 2551	3.440	3.445	3.285	3.605	0.06543
เมษายน 2551	3.425	3.443	3.279	3.608	0.06398
พฤษภาคม 2551	3.427	3.442	3.273	3.611	0.06259
มิถุนายน 2551	3.434	3.441	3.267	3.614	0.06123
กรกฎาคม 2551	3.444	3.439	3.261	3.617	0.05995

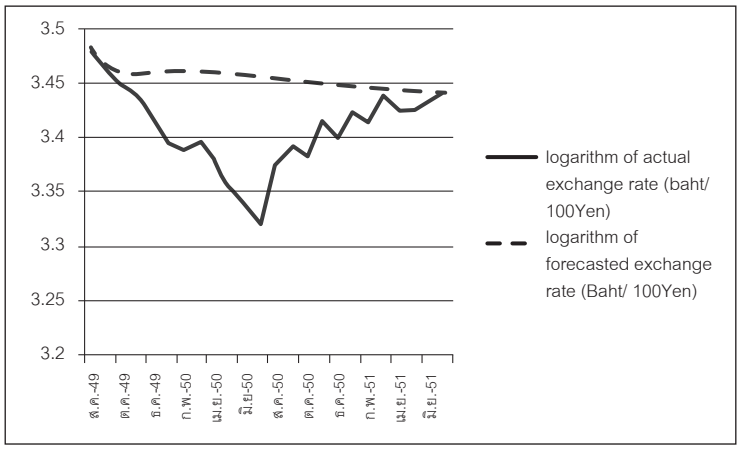
ที่มา: จากการคำนวน

จากตารางที่ 3 เมื่อพิจารณาช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ของค่าพยากรณ์ในอีก 24 เดือนข้างหน้า พบว่า ค่าที่เกิดขึ้นจริงจำนวน 21 เดือนอยู่ในช่วงความเชื่อมั่น และมีเพียง 3 เดือนเท่านั้นที่ค่าที่เกิดขึ้นจริงอยู่นอกช่วงความเชื่อมั่น คือ เดือนพฤษภาคม ถึง กรกฎาคม 2550 ซึ่งเป็นการยืนยันว่าแบบจำลองนี้สามารถใช้พยากรณ์ได้ดี เมื่อสังเกตค่าพยากรณ์กับค่าที่เกิดขึ้นจริงในช่วงเดือนสิงหาคม 2549 ถึง กรกฎาคม 2551 พบว่า ช่วงสองเดือนแรกที่พยากรณ์ คือ เดือนสิงหาคม และ กันยายน 2549 ได้ค่าพยากรณ์ 3.482 และ 3.466 ตามลำดับ สูงกว่าค่าจริงเพียง 0.002 เท่านั้น ส่วนค่าพยากรณ์ตั้งแต่เดือนตุลาคม 2549 ถึงกรกฎาคม 2550 มีแนวโน้มที่สูงกว่าค่าจริงเพิ่มขึ้นเรื่อยๆ โดยในเดือนตุลาคม 2549 ค่าพยากรณ์มีค่าสูงกว่าค่าจริง 0.010 และเดือนกรกฎาคม 2550 ค่าพยากรณ์สูงกว่าค่าจริงเพิ่มขึ้นเป็น 0.135 เมื่อพิจารณาค่า RMSE ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึง เดือนกรกฎาคม 2550 มีค่าประมาณ 0.075 หมายถึงโดยเฉลี่ยแล้วในช่วงเวลาดังกล่าวค่าพยากรณ์ logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนคลาดเคลื่อนออกไปจากค่าจริงประมาณ 0.075

นอกจากนี้เมื่อพิจารณาค่าพยากรณ์ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2550 ถึง กรกฎาคม 2551 พบว่าค่าพยากรณ์มีแนวโน้มที่จะใกล้เคียงกับค่าจริงมากขึ้น จะเห็นได้จากค่าพยากรณ์ในเดือนสิงหาคม 2550 มีค่าเท่ากับ 3.454 สูงกว่าค่าจริง 0.078 และค่าพยากรณ์เดือนมิถุนายน 2551 มีค่า 3.441 สูงกว่าค่าจริงเพียง 0.007 และเดือนกรกฎาคม 2551 ค่าพยากรณ์มีค่าต่ำกว่าค่าจริงเพียง 0.005 จะเห็นว่ามีความคลาดเคลื่อนลดลงเรื่อยๆ ส่วนค่า RMSE ในช่วงเดือนสิงหาคม 2550 ถึงเดือนกรกฎาคม 2551 พบว่ามีค่าเท่ากับ 0.041 อธิบายได้ว่าค่าพยากรณ์ logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนคลาดเคลื่อนออกไปจากค่าจริงโดยเฉลี่ยเท่ากับ 0.041 ในช่วงเวลาดังกล่าว

เมื่อพิจารณาภาพที่ 2 จะเห็นว่าค่าพยากรณ์จะห่างจากค่าจริงมากขึ้นเรื่อยๆ ในช่วงเดือนสิงหาคม 2549 ถึงเดือนกรกฎาคม 2550 (ช่วงที่ 1) และหลังจากนั้นตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2550 ถึง กรกฎาคม 2551 (ช่วงที่ 2) ค่าพยากรณ์จะเริ่มกลับเข้ามาใกล้เคียงกับค่าจริงขึ้นเรื่อยๆ โดยค่า RMSE ในช่วงที่ 2 มีค่าน้อยกว่าในช่วงที่ 1 และเมื่อพิจารณาค่า RMSE ทั้งสองช่วง คือ ตั้งแต่สิงหาคม 2549 ถึง กรกฎาคม 2551 พบว่ามีค่าประมาณ 0.060 ซึ่งอธิบายได้ว่าในช่วงเวลาดังกล่าว โดยเฉลี่ยแล้วค่าพยากรณ์ logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนคลาดเคลื่อนออกไปจากค่าจริงอยู่ประมาณ 0.060 ตลอดช่วงเวลาของข้อมูลที่พยากรณ์

ถือว่าไม่สูงมากนักและมีค่าใกล้เคียงกับที่พบในงานวิจัยของ Norrbin, Reffett, and Ji (1997) ที่ใช้แบบจำลอง VECM พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศอังกฤษ ฝรั่งเศส เยอรมัน ญี่ปุ่น และแคนาดา



ภาพที่ 2 การทดสอบเปรียบเทียบค่าจริง (actual) และประมาณ (fitted) ของค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยน ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึง กรกฎาคม 2551
ที่มา: จากการคำนวณ

สรุปและข้อเสนอแนะ

บทความนี้มีจุดประสงค์เพื่อพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเยนตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึง กรกฎาคม 2551 โดยใช้แบบจำลอง VECM ซึ่ง ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง (2550) ได้นำมาประยุกต์หาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อเยนภายใต้แนวคิดของทฤษฎี monetary portfolio synthesis approach

ผลการพยากรณ์พบว่า ในช่วงแรก คือ เดือนสิงหาคม 2549 ถึงกรกฎาคม 2550 นั้น ค่าพยากรณ์มีแนวโน้มห่างจากค่าจริงมากขึ้นเรื่อยๆ อย่างไรก็ดีค่า RMSE ในช่วงนี้มีค่า 0.075 และต่อมาในช่วงที่สอง คือ เดือนสิงหาคม 2550 ถึง กรกฎาคม 2551 ค่าพยากรณ์กลับมีแนวโน้มเข้าใกล้ค่าจริงมากขึ้นเรื่อยๆ โดยค่า RMSE ในช่วงนี้มีค่าเพียง 0.041 ซึ่งน้อยกว่าช่วงแรก การที่ค่าพยากรณ์ในช่วงแรกมีค่าห่างจากค่าจริงเพิ่มขึ้นอาจเป็นเพราะมีปัจจัยอื่นๆ นอกเหนือจากตัวแปรในแบบจำลองเข้ามามีผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยน เช่น วิกฤตการณ์ทางการเมืองของไทยที่สะสมเรื่อยมาตั้งแต่ปี 2548 จนทำให้มีการทำรัฐประหารในวันที่ 19 กันยายน 2549 ส่วนการที่ค่าพยากรณ์ในช่วงที่สองเริ่มมีแนวโน้มที่เข้าใกล้กับค่าจริงมากขึ้นเรื่อยๆ อาจเป็นผลจากวิกฤตการณ์ทางการเมืองที่เริ่มลดลงหลังจากมีการทำรัฐประหาร เมื่อปัจจัยนอกแบบจำลองมีผลน้อยลง ทำให้ตัวแปรในแบบจำลองสามารถนำมาใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนได้ดีขึ้น และเมื่อพิจารณาค่า RMSE ตั้งแต่เดือนสิงหาคม 2549 ถึง กรกฎาคม 2551 มีค่าเพียง 0.060 แสดงให้เห็นว่า การใช้แบบจำลอง VECM พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนภายใต้ทฤษฎี monetary portfolio synthesis approach นั้นมีความแม่นยำสูง

ทั้งนี้แนวทางพัฒนาต่อไปที่จะนำแบบจำลอง VECM มาประยุกต์เพื่อพยากรณ์ตัวแปร น่าจะเพิ่มการตรวจสอบปัญหา heteroscedasticity ของตัวแปรสุ่มคลาดเคลื่อน (stochastic disturbance terms) ด้วย หากพบปัญหาดังกล่าวก็จะสามารถนำแนวคิด ARCH หรือ GARCH มาแก้ไขปัญหาดังกล่าว ส่วนการวัดความถูกต้องของค่าพยากรณ์ที่ได้ อาจทดลองเปรียบเทียบใช้ตัววัดอื่นๆ ด้วย อาทิ mean square forecast error (MSE) และอาจคำนวณ impulse response ร่วมด้วย นอกจากนี้หากสนใจที่จะใช้วิธีการทางเศรษฐมิติขั้นสูงในการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ของแบบจำลอง อาจทดลองวิธีที่ Corradi, Swanson, Olivetti (2001) เสนอไว้

เอกสารอ้างอิง

จิตติมา เกรียงมหศักดิ์. 2547. **ความสัมพันธ์ของปัจจัยทางเศรษฐกิจต่ออัตราแลกเปลี่ยนภายหลังวิกฤตการณ์ค่าเงินปี พ.ศ.2540**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ และ นิรมล สุดคนึง. 2550. “ปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทกับเงินเยน.” **วารสารพัฒนบริหารศาสตร์** 47 (3): 65-83.

Chaisrithong, A. 2003. **Sources of Exchange Rate Fluctuations in Thailand: Fundamental Effects and Contagion Effects.** Master of Art Thesis in Economics, Thammasat University.

Corradi, V., N. R. Swanson, and C. Olivetti. 2001. “Predictive Ability with Cointegrated Variables.” **Journal of Econometrics** 104 (2): 315-358.

He, Y. and S. Sharma. 1997. “Currency Substitution and Exchange Rate Determination.” **Applied Financial Economics** 7 (4): 327-336.

Johansen, S. 1995. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models.** Oxford: Oxford University Press.

Lucas, R. Jr. 1972. “Expectations and the Neutrality of Money.” **Journal of Economic Theory** 4 (2): 103-124.

Lutkepohl, H. and H. Reimers. 1992. “Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems.” **Journal of Economic Dynamics and Control** 16 (1): 53-78.

Moersch, M. and D. Nautz. 2001. “A Note on Testing the Monetary Model of the Exchange Rate.” **Applied Financial Economics** 11 (3): 261-268.

Norrbin, S. C., K. L. Reffett, and Y. Ji. 1997. “Using a VECM to Test Exogeneity and Forecastability in the PPP Condition.” **Applied Financial Economics** 7 (1): 87-95.

Reinton, H. and S. Ongena. 1999. "Out-of-sample Forecasting Performance of Single Equation Monetary Exchange Rate Models in Norwegian Currency Markets." **Applied Financial Economics** 9 (6): 545-550.

Sripinit, T. 2002. **Exchange Rate Determination: Comparison of Underlying Balance Approach and Asset Market Approach.** Master of Art in Economics, Thammasat University.

Tawadros, G. B. 2001. "The Predictive Power of the Monetary Model of Exchange Rate Determination." **Applied Financial Economics** 11 (3): 279-286.

Wisaweisuan, N. 1995. **Exchange Rate Forecasting: Error Correction Model.** Master of Art in Economics, Thammasat University.