

การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าพรีเมียมและค่าชดเชยความเสี่ยง ในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า

พิเชษฐ์ พรหมผุย

บทคัดย่อ

ค่าพรีเมียมในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าถือได้ว่าเป็นต้นทุนอย่างหนึ่งที่มีความสำคัญแก่ผู้ที่เข้ามาป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยน เช่น ผู้ที่ส่งออก นำเข้า หรือผู้ที่ทำธุรกิจระหว่างประเทศ การเพิ่มสูงขึ้นของค่าพรีเมียมจะเป็นอุปสรรคต่อการป้องกันความเสี่ยง หรือถ้าค่าพรีเมียมลดต่ำลงจะทำให้ต้นทุนนี้ลดลงด้วย การได้ทราบถึงโครงสร้างการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมจึงเป็นประโยชน์ต่อการทำธุรกิจระหว่างประเทศดังกล่าว ดังนั้นการศึกษานี้จึงได้ทำการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียม โดยแบ่งการศึกษาออกเป็นสามส่วน ส่วนแรกเป็นการศึกษาการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้เทคนิค co-integration และ error correction โดยทำการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเดือนมกราคม 2536 - ธันวาคม 2538 ผลการศึกษาพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า สัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างไทยกับสหรัฐฯ และเงินสำรองระหว่างประเทศเทียบกับมูลค่าการนำเข้าของไทย ในระยะยาวมีบทบาทต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต ในขณะที่ระยะสั้นพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า สัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างไทยกับสหรัฐฯ ดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับ GDP และเงินสำรองระหว่างประเทศเทียบกับมูลค่าการนำเข้าของไทย มีบทบาทต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต และนอกจากนี้พบว่า การคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตของการศึกษานี้เป็นไปตามสมมติฐานของ rational expectation

การศึกษาในส่วนที่สอง เป็นการทดสอบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อ expected risk premium ซึ่งได้ทดสอบในช่วงเดือนมกราคม 2536 - ธันวาคม 2538 โดยได้ทดสอบตัวแปรที่ได้จากการศึกษาของ Fama (1984), Domowitz และ Hakio (1985) การทดสอบพบว่าความแปรปรวนของปริมาณเงินทั้งในและต่างประเทศมีนัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงของ risk premium ในขณะที่ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงระหว่างไทยกับสหรัฐฯ ไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของ risk premium ได้

ในส่วนที่สามเป็นการทดสอบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าพรีเมียมในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าของไทย ซึ่งใช้ข้อมูลของค่าพรีเมียมชนิดหนึ่งเดือน มาทำการทดสอบในช่วงเดือนมกราคม 2536 - ธันวาคม 2538 โดยทำการทดสอบว่าค่าพรีเมียมในอดีต สัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศและดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับ GDP มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมในปัจจุบัน

ที่มาและความสำคัญของการศึกษา

ในการพัฒนาประเทศให้มีความเจริญก้าวหน้า จำเป็นต้องอาศัยกิจกรรมทางเศรษฐกิจระหว่างประเทศ และในการดำเนินกิจกรรมทางเศรษฐกิจระหว่างประเทศนั้นจะต้องเกี่ยวข้องกับเงินตราต่างประเทศ และระยะเวลา แต่ภายใต้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวที่เป็นอยู่ (พ.ศ. 2528-2539) ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทเมื่อเปรียบเทียบกับเงินตราต่างประเทศสกุลต่างๆ เป็นเรื่องที่เกี่ยวข้องกับธุรกิจเงินตราต่างประเทศเช่น นาย

ธนาคาร พ่อค้า หรือนักธุรกิจ ต้องคำนึงถึงตลอดเวลา เนื่องจาก ในการชำระเงินตราต่างประเทศหรือการส่งมอบ และรับมอบเงินนั้นไม่ได้กระทำในวันเดียวกับวันที่ทำธุรกิจกัน แต่จะมีเวลาในการส่งมอบเงินในวันข้างหน้า ซึ่ง พ่อค้าหรือนักธุรกิจไม่สามารถทราบได้เลยว่าในระยะเวลา ข้างหน้าดังกล่าวนั้น อัตราแลกเปลี่ยนจะมีการเปลี่ยนแปลงไปจากปัจจุบันมากน้อยเพียงใด

ดังนั้น พ่อค้าและนักธุรกิจจึงต้องพยายามลดความเสี่ยงดังกล่าวให้เหลือน้อยที่สุด วิธีหนึ่งที่นิยมทำกันคือ การเข้าไปซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้ากับธนาคารพาณิชย์ต่าง ๆ หรือที่เรียกกันว่า การทำ outright forward contract โดยเป็นการทำสัญญาตกลงกัน ระหว่างผู้เสนอซื้อและผู้เสนอขายในอัตราแลกเปลี่ยนที่ทั้งสองฝ่ายยอมรับในวันนี้ เพื่อการส่งมอบเงินตรานั้นในอนาคตตามแต่จะตกลงกัน (forward rate) โดยพ่อค้า และนักธุรกิจจะต้องจ่ายค่าธรรมเนียมหรือที่เรียกกันว่าค่าพรีเมียมของการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า (forward premium) ให้กับธนาคารพาณิชย์

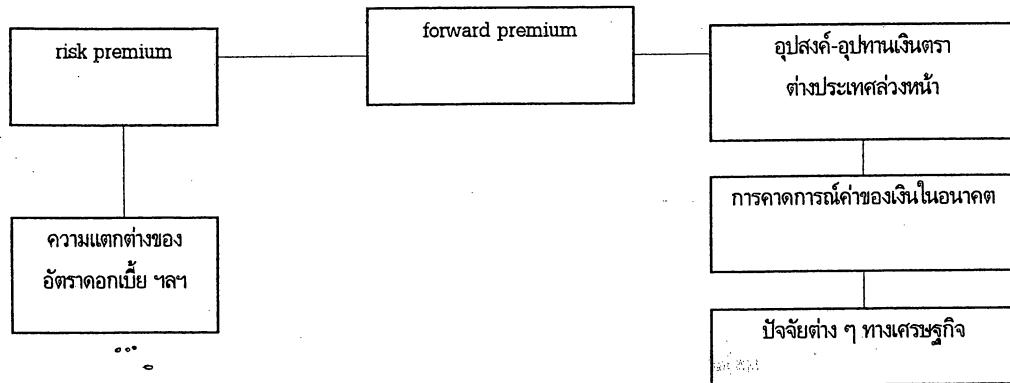
สำหรับการคำนวณค่าพรีเมียม โดยทั่วไปความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยของเงินสองสกุลที่ต้องการซื้อขายล่วงหน้าจะเป็นปัจจัยพื้นฐานในการกำหนดค่าพรีเมียม แต่ในบางสถานการณ์ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมได้ชัดเจนนัก เนื่องจากยังมีปัจจัยทางด้านการเก็งกำไรอื่น เนื่องมาจากการคาดการณ์เกี่ยวกับการเปลี่ยนแปลงค่าของเงินมาเกี่ยวข้องด้วย

ดังนั้นการวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมสามารถพิจารณาได้เป็นสองส่วนใหญ่ (ภาพที่ 1) คือ ส่วนแรกเป็นปัจจัยที่มีผลต่อการคาดการณ์ค่าของเงินในอนาคต ซึ่งการคาดการณ์ค่าของเงินในอนาคตจะมีผลต่อค่าพรีเมียมโดยส่งผ่านทางด้านอุปสงค์และอุปทานของเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า และส่วนที่สองคือปัจจัยต่างๆ ที่ก่อให้เกิดต้นทุนหรือความเสี่ยงแก่ธนาคารพาณิชย์ที่ให้บริการซื้อขายล่วงหน้า โดยธนาคารพาณิชย์จะคิดต้นทุนในส่วนนี้ที่ต้องเผชิญความเสี่ยงแทนลูกค้ามาเป็นค่าพรีเมียมด้วย ซึ่งเรียกต้นทุนหรือความเสี่ยงในส่วนนี้ว่า "risk premium" หรือ "ค่าชดเชยความเสี่ยง" ฉะนั้นเพื่อให้เห็นกลไกในการเปลี่ยนแปลงและการกำหนดค่าพรีเมียมได้ชัดเจนมากขึ้นโดยการศึกษาเกี่ยวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการคาดการณ์ค่าของเงินในอนาคตและการศึกษาปัจจัยที่ก่อให้เกิดความเสี่ยงแก่ธนาคารพาณิชย์ที่ให้บริการซื้อขายเงินตราล่วงหน้า จึงเป็นประเด็นที่น่าสนใจ

วัตถุประสงค์ของการศึกษา

1. เพื่อศึกษาการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยน
2. เพื่อศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าชดเชยความเสี่ยง (risk premium) ในตลาดเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าของไทย
3. เพื่อศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมในตลาดเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าของไทย

ภาพที่ 1 ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อ forward premium



ขอบเขตการศึกษา

ในการศึกษานี้จะศึกษาเฉพาะอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทกับสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐ. ชนิดเฉลี่ยรายเดือนสำหรับอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าจะพิจารณาเฉพาะชนิด 1 เดือน (one-month forward rate) และเนื่องจากมีข้อจำกัดทางด้านข้อมูลค่าพรีเมียม ดังนั้นจะใช้ข้อมูลดังกล่าวจากธนาคารพาณิชย์บางแห่งเป็นตัวแทนคือ ธนาคารไทยจำกัด(มหาชน) ธนาคารกสิกรไทย จำกัด (มหาชน) และธนาคารกรุงเทพ จำกัด (มหาชน) โดยข้อมูลที่ใช้ทำการศึกษาก็จะเก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนมกราคม 2528 ถึงเดือนธันวาคม 2538 ซึ่งเป็นเวลาที่ไทยได้ใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบยืดหยุ่นที่มีการจัดการ (managed flexible exchange rate regime) โดยที่ค่าเงินบาทอิงกับตะกร้าเงินตราต่างประเทศสกุลหลัก (basket of currencies)

ประโยชน์ของการศึกษา

1. ทำให้ทราบถึงโครงสร้างการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมในตลาดเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าของไทยได้ชัดเจนยิ่งขึ้น
2. ผลของการวิเคราะห์จะช่วยให้การคาดการณ์แนวโน้มของอัตราแลกเปลี่ยนทันทีและค่าพรีเมียมได้ เมื่อปัจจัยที่ศึกษามีการเปลี่ยนแปลง ซึ่งจะทำให้ธุรกิจสามารถปรับแผนการลงทุนได้ทันเวลาและเผชิญกับความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนน้อยลง

นิยามศัพท์เฉพาะ

1. อัตราแลกเปลี่ยนทันที (spot rate) คืออัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐ. ที่มีการซื้อขายและส่งมอบกันทันที โดยปกติจะมีเวลาให้สองวันเพื่อทำการส่งมอบ

2. อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า (forward rate) คืออัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐ ที่มีการซื้อขาย ณ เวลาปัจจุบันแต่มีการส่งมอบในอนาคต

3. อัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคต (future spot rate) คืออัตราแลกเปลี่ยนทันทีที่เกิดขึ้นจริงในอนาคต

4. อัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตที่คาดคะเนไว้แล้ว (expected future spot rate) คืออัตราแลกเปลี่ยนทันทีที่คาดคะเนไว้ว่าจะเกิดขึ้นในอนาคต

5. ค่าพรีเมียมของการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า (forward premium) คือค่าธรรมเนียมที่ธนาคารพาณิชย์เรียกเก็บจากพ่อค้าและนักธุรกิจที่เข้ามาป้องกันความเสี่ยงจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยค่าธรรมเนียมดังกล่าวอาจเป็นได้ทั้งส่วนเพิ่ม (premium) คือ ราคาของเงินตราต่างประเทศในตลาดล่วงหน้าจะแพงกว่าในตลาดทันที และส่วนลด (discount) คือ ราคาของเงินตราต่างประเทศในตลาดล่วงหน้าจะถูกกว่าในตลาดทันที สำหรับการเข้ามาป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนนั้น พ่อค้าและนักธุรกิจดังกล่าวจะซื้อขายเงินตราในอัตราล่วงหน้าเพื่อเป็นหลักประกันว่าเขาจะสามารถซื้อหรือขายเงินตราดังกล่าวได้ในราคาและเวลาที่ได้ทำสัญญากับธนาคารพาณิชย์ไว้แล้ว

6. ค่าชดเชยความเสี่ยง (risk premium) คือต้นทุนหรือความเสี่ยงที่เกิดขึ้นกับธนาคารพาณิชย์ในการให้บริการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า ซึ่งธนาคารพาณิชย์จะนำเอาต้นทุนหรือความเสี่ยงในส่วนนี้มาคิดเป็นค่าพรีเมียมของการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า

ด้วย โดยในการคิดค่าพรีเมียมดังกล่าวนี้ นอกจากธนาคารพาณิชย์จะพิจารณาค่าพรีเมียมจากการเปลี่ยนแปลงค่าของเงินที่จะเกิดขึ้นในอนาคตแล้ว ธนาคารจะรวมเอาต้นทุนหรือความเสี่ยงในส่วนนี้เข้ามาเป็นค่าพรีเมียมด้วย ทั้งนี้ก็เพื่อชดเชยกับความเสี่ยงที่ธนาคารพาณิชย์ต้องรับภาระแทนลูกค้าที่เข้ามาป้องกันความเสี่ยงจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งความเสี่ยงดังกล่าวอาจมีสาเหตุจากปัจจัยต่างๆ นอกเหนือจากปัจจัยที่ใช้ในการคาดคะเนการเปลี่ยนแปลงค่าของเงินในอนาคต ตัวอย่างเช่น ความเสี่ยงที่เกิดจากความแตกต่างของอัตราผลตอบแทนจากการถือสินทรัพย์ที่เป็นเงินตราต่างประเทศ ความเสี่ยงที่เกิดจากความแปรปรวนของปริมาณเงินทั้งในและต่างประเทศ ความเสี่ยงทางด้านเศรษฐกิจ การเมือง สงคราม เป็นต้น

วิธีการศึกษา

1. การคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้เทคนิคของ co-integration และ error correction¹

1. ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

จากวิธีการของทฤษฎี purchasing power parity, monetary model และงานศึกษาอื่นที่เกี่ยวข้อง พิจารณาเลือกตัวแปรจะได้แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาดังนี้คือ²

¹ ศึกษารายละเอียดได้ใน Robert F. Engle and C.W.J. Granger (1987)

² ในการศึกษานี้ได้ใช้รูปแบบการ linear และ nonlinear (โดยการ take log ยกเว้นตัวแปร (cpi)* และ (ca/gdp) ที่ไม่สามารถ take log ได้เนื่องจากข้อมูลในบางช่วงเวลามีค่าติดลบ) เปรียบเทียบกัน พบว่าสมการแบบ nonlinear ให้ผลการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนที่ดีกว่า

$$exc_{t+1} = f \left\{ \begin{matrix} fr_{t,i,t}, cpi_{t,i}(cpi)^*_{t,i}(ca/gdp)_{t,i}, \\ (res/m)_{t,i}, ms_{t,i} \end{matrix} \right\} \quad \dots 1$$

โดย

exc_{t+1} = ค่า log ของอัตราแลกเปลี่ยน ณ
เวลา $t+1$ (บาทต่อดอลลาร์)

fr = ค่า log ของ forward rate ชนิด 1
เดือน (บาทต่อดอลลาร์)

i = ค่า log สัดส่วนของอัตราดอกเบี้ย
ระหว่างไทยกับสหรัฐฯ

cpi = ค่า log ของอัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบ

เทียบระหว่างไทยกับสหรัฐฯ

$(cpi)^*$ = อัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงิน
เฟ้อโดยเปรียบเทียบระหว่างไทยกับ

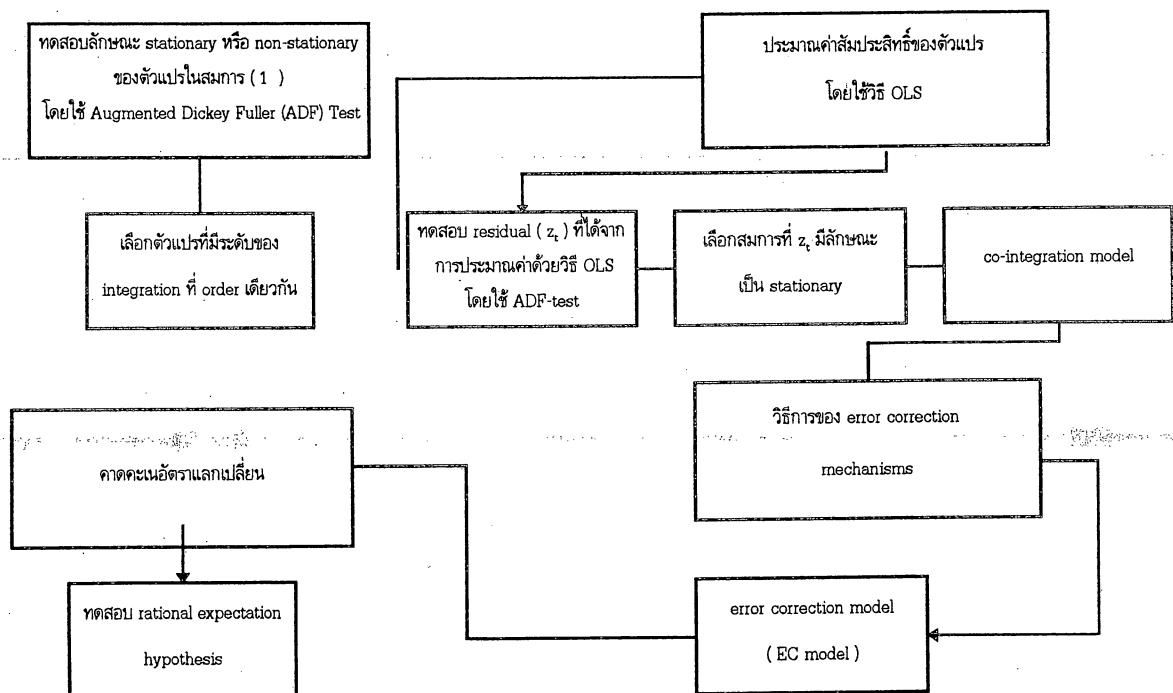
สหรัฐฯ

(ca/gdp) = ดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับ
GDP (ร้อยละ)

(res/m) = ค่า log ของเงินสำรองระหว่าง
ประเทศเทียบกับมูลค่าการนำเข้า

ms = ค่า log ของปริมาณเงินโดย
เปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐฯ

ภาพที่ 2 ขั้นตอนการศึกษาการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้เทคนิคของ co-integration และ error correction



2) ขั้นตอนของการศึกษา

ในการศึกษาจะใช้เทคนิคของ co-integration และ error correction มาสร้างแบบจำลองในการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต ทั้งนี้เนื่องจากตัวแปรต่างๆ ทางเศรษฐกิจมักจะมีลักษณะ non-stationary ซึ่งการใช้วิธีการของ OLS เพื่อประมาณค่าอาจก่อให้เกิดปัญหาหลายประการ โดยเฉพาะปัญหาการได้ผลของความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (spurious regression) ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายเดือน โดยจะนำเอาข้อมูลในช่วงเดือนมกราคม 2528 ถึงเดือนธันวาคม 2535 มาคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนธันวาคม 2538 วิธีการศึกษาจะแบ่งออกเป็นขั้นตอนดังแสดงในภาพที่ 2

2. การทดสอบปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของ risk premium

1) แบบจำลองที่ได้จากวิธีการศึกษาของ Fama (1984) ซึ่งได้อธิบาย risk premium ในรูปของความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงระหว่างประเทศ แบบจำลองที่ใช้ทดสอบความสัมพันธ์คือ

$$rp_t = \alpha + \beta i^*_{t-1} + u_t \quad \dots 2$$

โดยที่ rp_t = risk premium

i^* = ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงระหว่างไทยกับสหรัฐฯ

α, β = ค่าพารามิเตอร์

u_t = ค่าความคลาดเคลื่อน (error term)

สมมติฐานตัวแปร

ความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย เป็นตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ในทางเดียวกันกับ risk premium กล่าวคือ หากอัตราดอกเบี้ยของเงินบาทสูงกว่าอัตราดอกเบี้ย

ของสหรัฐฯ แล้ว นักลงทุนในสหรัฐฯ จะนำเงินมาลงทุนในประเทศไทยมากขึ้น เพราะเห็นว่าให้ผลตอบแทนสูงกว่าและเพื่อป้องกันความเสี่ยงจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นอยู่ตลอดเวลา จึงมีการขายเงินบาทล่วงหน้าเพิ่มขึ้นตามไปด้วยทำให้ธนาคารพาณิชย์มีฐานะของเงินดอลลาร์สวอ. ทางด้านขายมากเกินไป (short position) ธนาคารพาณิชย์จึงพยายามทำให้สถานะดังกล่าวสมดุล (square position) โดยอาจทำการซื้อเงินดอลลาร์สวอ. ในตลาดทันที (หรือซื้อจากธนาคารแห่งประเทศไทย แต่ไม่สามารถทำสัญญาล่วงหน้าได้) ซึ่งเป็นการยอมเสียดอกเบี้ยเงินบาทและนำเงินดอลลาร์สวอ. ที่มีอยู่ไปฝากไว้ โดยได้รับอัตราดอกเบี้ยในสกุลเงินดอลลาร์สวอ. ซึ่งมีอัตราต่ำกว่าดอกเบี้ยเงินบาท ทำให้ธนาคารขาดทุนหรือเสียโอกาสที่จะได้รับผลตอบแทนจากการฝากสกุลเงินบาท ดังนั้น ในกรณีนี้ธนาคารจะคิดค่าพรีเมียมในระดับที่สูงขึ้น เพื่อชดเชยกับค่าเสียโอกาสดังกล่าวซึ่งค่าชดเชยความเสี่ยงหรือค่าเสียโอกาสดังกล่าวนี้นี้ ก็คือความเสี่ยงที่เกิดจากความแตกต่างของอัตราผลตอบแทนที่คาดว่าจะได้รับจากการถือสินทรัพย์ที่เป็นเงินตราต่างประเทศซึ่งไม่สามารถทดแทนกันได้อย่างสมบูรณ์นั่นเอง

2) แบบจำลองที่ได้จากวิธีการศึกษาของ

Domowitz และ Hakkio (1985) จากการศึกษาของ Domowitz และ Hakkio พบว่า risk premium เป็นฟังก์ชันของความแปรปรวนของปริมาณเงินทั้งในและต่างประเทศ (conditional variances of domestic and foreign money supplies) โดยแบบจำลองที่จะใช้ทดสอบความสัมพันธ์คือ

$$rp_t = \alpha + \beta_1 \sigma^2_{m,t+1} + \beta_2 \sigma^2_{n,t+1} + u_t \quad \dots 3$$

โดยที่ rp_t = risk premium

$\sigma_{m,t+1}^2$ = ความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศไทย ณ เวลา $t+1$

$\sigma_{n,t+1}^2$ = ความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศสหรัฐฯ ณ เวลา $t+1$

α, β_1, β_2 = ค่าพารามิเตอร์

u_t = ค่าความคลาดเคลื่อน (error term)

สมมติฐานตัวแปร

1. ความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศ

เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินจะมีผลต่ออัตราดอกเบี้ย โดยหากปริมาณเงินมีหมุนเวียนอยู่ในระบบเศรษฐกิจมากกว่าความต้องการก็ย่อมส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยปรับตัวลดลง ในทางกลับกันหากปริมาณเงินมีน้อยกว่าความต้องการก็ย่อมทำให้อัตราดอกเบี้ยปรับตัวสูงขึ้น ฉะนั้นถ้าปริมาณเงินมีการผันแปรขึ้นๆ ลงๆ หรือมีความแปรปรวนมากจะทำให้อัตราดอกเบี้ยมีความแปรปรวนมากตามไปด้วย นั่นคือจะส่งผลให้ความเสี่ยงจากการถือเงินสกุลใดสกุลหนึ่งเพิ่มขึ้น ดังนั้นความสัมพันธ์ระหว่างความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศกับการคิดค่าชดเชยความเสี่ยงอาจเป็นได้สองทางคือ

ในกรณีที่ธนาคารพาณิชย์มีการขายดอลลาร์สวอ.ล่วงหน้ามากหรืออยู่ในสถานะที่ถือเงินบาทไว้ในมือมากกว่าเงินดอลลาร์สวอ. ถ้าเช่นนั้นความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศไทยมีอยู่มาก ความเสี่ยงจากการถือสินทรัพย์ที่เป็นเงินตราสกุลเงินบาทโดยเปรียบเทียบแล้วจะมีมากกว่าในกรณีที่ถือเงินดอลลาร์สวอ. ซึ่งจะทำให้ขนาดของค่าชดเชยความเสี่ยงในกรณีนี้มีขนาดเพิ่มขึ้น

ในกรณีที่ธนาคารพาณิชย์อยู่ในสถานะที่ถือเงินดอลลาร์สวอ. อยู่ในมือมากกว่าเงินบาท ถ้าเช่นนั้นความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศไทยมีมาก การถือสินทรัพย์ที่เป็นเงินตราสกุลเงินดอลลาร์สวอ. ในปริมาณที่มากกว่าเงินบาทย่อมได้รับความเสี่ยงน้อยกว่า ซึ่งจะทำให้ขนาดของค่าชดเชยความเสี่ยงในกรณีนี้มีขนาดลดลง

2. ความแปรปรวนของปริมาณเงินในต่างประเทศ

ความสัมพันธ์ระหว่างความแปรปรวนของปริมาณเงินในต่างประเทศกับการคิดค่าชดเชยความเสี่ยงอาจเป็นได้สองทางคือ

ในกรณีที่ธนาคารพาณิชย์อยู่ในสถานะที่ถือเงินบาทอยู่ในมือมากกว่าเงินดอลลาร์สวอ. เมื่อความแปรปรวนของปริมาณเงินในสหรัฐฯ มีมาก การถือเงินบาทในปริมาณที่มากกว่าการถือเงินดอลลาร์สวอ. จะมีความปลอดภัยมากกว่า ซึ่งจะทำให้ขนาดของค่าชดเชยความเสี่ยงในกรณีนี้มีขนาดลดลง

ในกรณีที่ธนาคารพาณิชย์อยู่ในสถานะที่ถือเงินดอลลาร์สวอ. อยู่ในมือมากกว่าเงินบาท ถ้าความแปรปรวนของปริมาณเงินในสหรัฐฯ มีมาก การถือเงินดอลลาร์สวอ. ในปริมาณที่มากกว่าการถือเงินบาทจะได้รับความเสี่ยงมากกว่า ซึ่งจะทำให้ขนาดของค่าชดเชยความเสี่ยงในกรณีนี้มีขนาดเพิ่มขึ้น

3. การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าพรีเมียมในตลาดซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า (forward premium) ของไทย

การศึกษานี้จะอาศัยวิธีการศึกษาของ Fama (1984), Boyer และ Adams (1988), Macdonald และ Torrance (1990) ฯลฯ มาเป็นพื้นฐานในการสร้างแบบจำลอง โดยจะพิจารณาจากสมการ

$$FP_t = E(S_{t+1} - S_t) + RP_t \quad \dots 4$$

เมื่อ FP_t = forward premium

$E(S_{t+1} - S_t)$ = การคาดคะเนการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต

RP_t = risk premium

ก) การคาดคะเนการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต เป็นปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดค่า forward premium ในทิศทางเดียวกัน โดยถ้ามีการคาด

ว่าอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคตจะเพิ่มสูงขึ้น (ค่าเงินบาทลดลง) ไม่ว่าจะมาจากสาเหตุใดก็ตาม จะทำให้ผู้ที่ต้องชำระหนี้เป็นเงินตราต่างประเทศซึ่งรวมทั้งผู้ที่ทำธุรกิจนำเข้ามีอุปสงค์ต่อเงินตราต่างประเทศล่วงหน้ามากขึ้น ทั้งนี้ก็เพื่อจะป้องกันความเสี่ยงจากการที่ค่าเงินบาทลดลงในอนาคต อันจะทำให้เขาต้องจ่ายชำระหนี้มากขึ้น และขณะเดียวกัน ผู้ที่มีเงินตราต่างประเทศอยู่แล้ว เช่น ผู้ส่งออกจะมีความต้องการขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าน้อยลงเพราะเขาต้องการถือเงินตราต่างประเทศไว้เพื่อเก็งกำไรจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน ดังนั้น ในขณะที่อุปสงค์ต่อเงินตราต่างประเทศล่วงหน้ามีมากแต่อุปทานมีน้อยจะทำให้ forward premium สูงขึ้น

ข) ค่าชดเชยความเสี่ยงหรือ risk premium เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับ forward premium เนื่องจาก risk premium คือค่าพรีเมียมชนิดหนึ่งซึ่งเป็นส่วนของต้นทุนที่เพิ่มเข้ามาเพื่อชดเชยกับความเสี่ยงที่เกิดขึ้น ดังนั้น เมื่อผู้ให้บริการป้องกันความเสี่ยงหรือธนาคารพาณิชย์ต้องเผชิญกับความเสี่ยงมากขึ้น นั่นคือ risk premium มีค่าสูงขึ้นไม่ว่าจะมาจากสาเหตุใดก็ตาม จะทำให้ค่าพรีเมียมสูงขึ้นตามไปด้วย

จากที่กล่าวมาข้างต้นจะนำเอาตัวแปรที่ใช้ในการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนและตัวแปรที่ใช้ในการทดสอบความสัมพันธ์กับค่าชดเชยความเสี่ยงดังที่ได้ศึกษาในวัตถุประสงค์ที่ 1 แล้วมาทำการทดสอบในวัตถุประสงค์นี้ ซึ่งจะได้แบบจำลองที่ใช้ในการทดสอบความสัมพันธ์ดังนี้ คือ

$$fp_t = \alpha + \beta_1 exc_{t-1} + \beta_2 fp_{t-1} + \beta_3 i_t + \beta_4 cpi_t + \beta_5 (cpi_t)^* + \beta_6 (ca/gdp)_t + \beta_7 (res/m)_t + \beta_8 ms_t + \beta_9 \sigma_{m,t+1}^2 + \beta_{10} \sigma_{n,t+1}^2 + u_t \quad \dots 5$$

นิยามตัวแปรมีความหมายเช่นเดียวกับตัวแปรในสมการที่ 1, 2 และ 3

ผลการศึกษา

1 ผลการศึกษาการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้เทคนิคของ co-integration และ error correction

จากวิธีการของ Engle & Granger จะเริ่มการศึกษาด้วยการทดสอบ stationary ของตัวแปรแต่ละตัว โดยการศึกษาจะใช้วิธี ADF-test ผลการทดสอบดังแสดงในตารางที่ 1 จะได้ว่าตัวแปร $(cpi)^*$ มีลักษณะเป็น I(0) ในขณะที่ตัวแปร exc , (cpi) , fr , i , (ca/gdp) , (res/m) , ms มีลักษณะเป็น I(1) (ซึ่งเป็นตัวแปรที่ได้ผ่านการทดสอบว่าเป็น stationary แล้วโดยการทำ first differencing) อย่างไรก็ตาม ตัวแปรที่จะเข้าสู่การทดสอบ co-integration ได้นั้น จะต้องมีลักษณะ I(d)³ ที่ order เดียวกัน ดังนั้นตัวแปรที่จะเข้าสู่การทดสอบ คือตัวแปรที่มีลักษณะเป็น I(1) ในการทดสอบให้ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ (exc) เป็นตัวแปรตาม (dependent variable) และตัวแปรอื่นๆ ที่เหลือเป็นตัวแปรอิสระ (independent variables) และจากการทดสอบค่า residual (z_t) ที่ได้จากสมการในแต่ละเดือนโดยพิจารณาจากค่า ADF-test พบว่าตัวแปรตามมี co-integration กับตัวแปรอิสระดังแสดงในตารางที่ 2

³ I(d) หมายถึง ระดับของการทำ first differencing

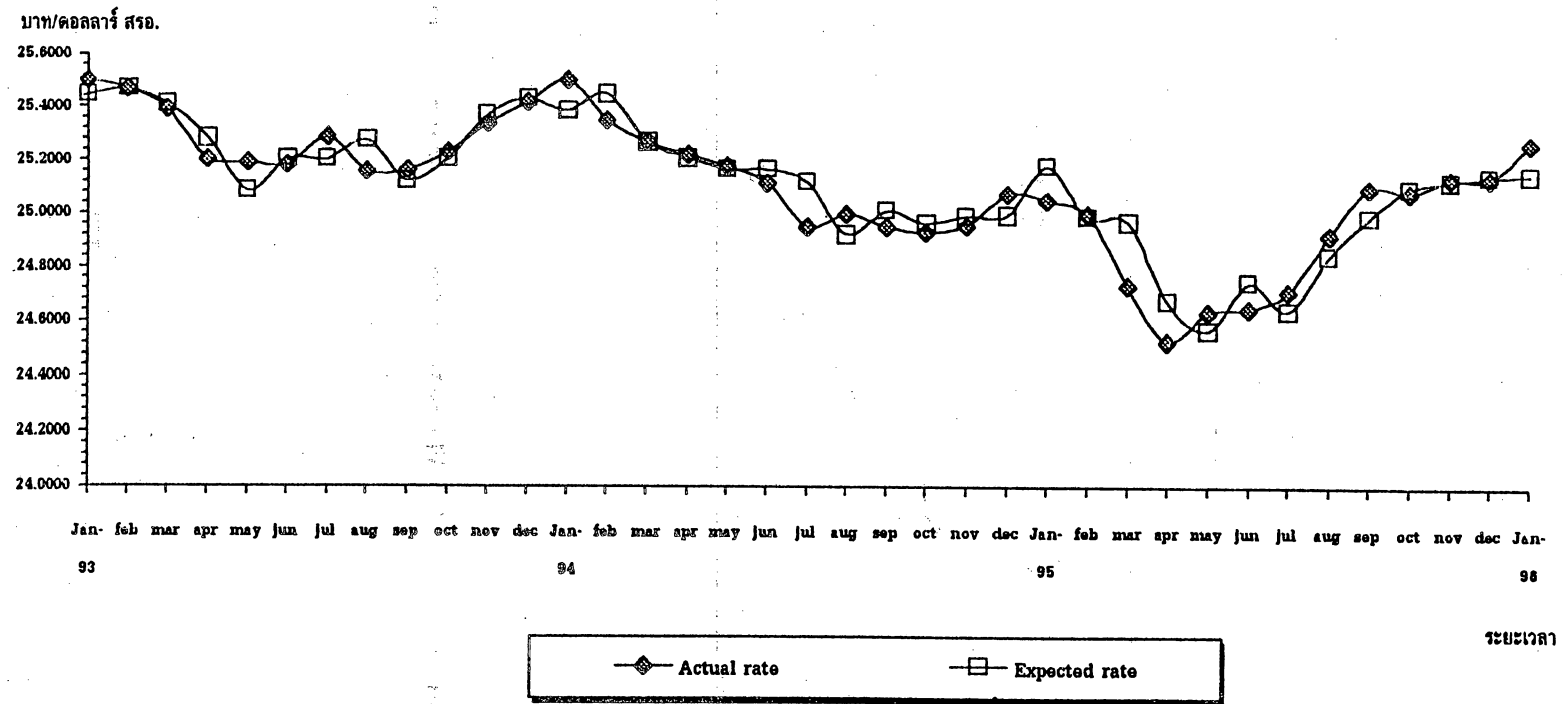
ในตารางที่ 2 แสดงถึงความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต (future spot rate) กับตัวแปรต่างๆ ในภาคเศรษฐกิจ ซึ่งพบว่า ในระยะยาวแล้ว ในช่วงที่ทำการศึกษา ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า (forward rate) จะมีบทบาทอย่างมากต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคตที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ในขณะที่ตัวแปรอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐฯ และตัวแปรเงินทุนสำรองระหว่างประเทศเทียบกับมูลค่าการนำเข้าของไทย เมื่อพิจารณาจากตารางที่ 2 จะเห็นว่าโดยส่วนใหญ่แล้วจะมีบทบาทต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% เครื่องหมายของตัวแปรทุกตัวถูกต้องอย่างมีนัยสำคัญตามที่ได้คาดหมายไว้ แต่มีข้อที่น่าสังเกตสำหรับตัวแปรอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศในช่วงเวลาที่ทำการศึกษานั้น ไม่มีนัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคตในช่วงต้นปี 2536 ถึงต้นปี 2538 ที่เป็นเช่นนี้อาจเป็นเพราะช่วงเวลาดังกล่าวไทยเพิ่งเริ่มมีการยกเลิกนโยบายควบคุมอัตราดอกเบี้ยด้วยมาตรการต่างๆ ในขณะที่ปัจจุบันได้มีการผ่อนคลายทางด้านการเงินและการบริหารตราต่างประเทศมากขึ้นกว่าช่วงเวลาที่ผ่านมา

เมื่อตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคตของเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพระยะยาว

กับตัวแปรต่างๆ ทางเศรษฐกิจดังกล่าวแล้ว สามารถจะหาสมการแสดงความสัมพันธ์ในระยะสั้นที่แสดงถึงผลกระทบในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ทางเศรษฐกิจที่มีบทบาทต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต โดยจากสมการระยะสั้น (ดูตารางที่ 3) จะได้ตัวแปรต่างๆ ดังนี้คือ อัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาที่ผ่านมา อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐฯ ดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับ GDP และเงินทุนสำรองระหว่างประเทศเทียบกับมูลค่าการนำเข้าของไทย ในขณะที่ อัตราเงินเฟ้อโดยเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐฯ นั้นจะมีบทบาทต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคตในบางช่วงของเวลาที่ทำการศึกษานอกจากนี้ยังพบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร EC (error correction term) ที่คำนวณได้มีค่าเป็นลบ และมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสอดคล้องกับหลักทฤษฎีทางด้าน co-integration และ error correction ที่ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวเข้าสู่ภาวะดุลยภาพทางเศรษฐกิจในระยะยาวจะต้องลดลงเรื่อยๆ ตามลำดับ

จากสมการระยะสั้นที่ได้จะนำมาใช้ในการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนที่จะเกิดขึ้นในอนาคต ซึ่งได้ผลดังแสดงในตารางที่ 4 และภาพที่ 3

ภาพที่ 3 Actual Rates และ Expected Exchange Rates (฿/\$) ช่วงเดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนมกราคม 2539



ที่มา : จากตารางที่ 4

จากผลของการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนทำการทดสอบว่าเป็นผลที่ได้จากการคาดคะเนอย่างมีเหตุมีผลตามสมมติฐานของ rational expectation หรือไม่ โดยถ้าหากเป็นการคาดคะเนอย่างมีเหตุมีผลแล้ว อัตราแลกเปลี่ยนที่คาดการณ์จะเท่ากับอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริงในอนาคตอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ นั่นคือ

$$S_{t+1} = E_t S_{t+1}$$

หรือ $S_{t+1} = \alpha + \beta(E_t S)_{t+1} + u_t \quad \dots 6$

โดยที่ $\alpha = 0$ และ $\beta = 1$, u คือ error term

S_{t+1} = อัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริง ณ

เวลา $t+1$

$E_t S_{t+1}$ = อัตราแลกเปลี่ยน ณ เวลา $t+1$ ที่ได้

คาดการณ์ ณ เวลา t

ผลการทดสอบ joint hypothesis ($H_0 : \alpha = 0$ และ $\beta = 1$) โดยพิจารณาจากค่า F-test (ที่ได้จาก constrained estimates แสดงในตารางที่ 5) พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01% นั่นคือ เป็นการคาดคะเนอย่างมีเหตุมีผลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99%

2 ผลการศึกษาการทดสอบปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของ risk premium

จากการทดสอบตัวแปรในสมการที่ (2) และ (3) โดยใช้ข้อมูลรายเดือนในช่วงเดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนธันวาคม 2538 มาหาความสัมพันธ์กับ risk premium และใช้วิธี ordinary least squares (OLS) ได้ผลดังนี้ (ตัวเลขในวงเล็บใต้สมการแสดงค่า t-statistic)

1) ผลที่ได้จากการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างค่าชดเชยความเสี่ยง (rp_t) กับความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (i^*) (แสดงในตารางที่ 6)

$$rp_t = 0.0016 - 0.00009i^*_t$$

(3.85) (-0.79)

$$\text{Adjusted } R^2 = -0.011 \quad \text{F-Stat} = 0.620$$

$$\text{D-W Stat} = 2.58$$

จากการทดสอบความสัมพันธ์ พบว่าไม่เกิดปัญหา autocorrelation และพบว่าความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยของไทยกับสหรัฐฯ ไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงค่าชดเชยความเสี่ยงได้ ทั้งนี้อาจเป็นเพราะว่าค่าชดเชยความเสี่ยงสามารถถูกกำหนดได้ด้วยปัจจัยอื่นๆ อีกทั้งไม่ใช้ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยเพียงอย่างเดียว

2) ผลที่ได้จากการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างค่าชดเชยความเสี่ยง (rp_t) กับความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศไทย ($\sigma^2_{m,t+1}$) และความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศสหรัฐฯ ($\sigma^2_{n,t+1}$)

⁴ สำหรับค่า $\sigma^2_{m,t+1}$ และ $\sigma^2_{n,t+1}$ คำนวณตามวิธีการของ Robert F. Engle (1982)

$$rp_t = -0.2788 + 0.0428\sigma_{m,t+1}^2 - 0.2106\sigma_{n,t+1}^2$$

(-148) (132) (-151)

Adjusted $R^2 = 0.011$ F-Stat = 1.188

D-W Stat = 2.73

ผลการทดสอบพบว่าเกิดปัญหา autocorrelation จึงได้แก้ปัญหาดังกล่าว ด้วยวิธี Prais-Winsten (ดูตารางที่ 7) ได้ผลดังนี้

$$rp_t = -0.2609 + 0.0395\sigma_{m,t+1}^2 - 0.1970\sigma_{n,t+1}^2$$

(-193) (172) (-197)

D-W Stat = 2.03

จากสมการตัวแปรทั้งสองสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่าชดเชยความเสี่ยงได้อย่างมีนัยสำคัญ โดยพิจารณาผลของปัจจัยแต่ละตัวจากสมการได้ดังนี้คือ ความแปรปรวนของปริมาณเงินภายในประเทศไทย สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่าชดเชยความเสี่ยงได้อย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 91 % โดยเมื่อความแปรปรวนของปริมาณเงินภายในประเทศไทยเพิ่มขึ้น 1 % มีผลทำให้ค่าชดเชยความเสี่ยงเพิ่มขึ้นเท่ากับ 0.0395 % ในขณะที่ความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศสหรัฐฯ สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่าชดเชยความเสี่ยงได้อย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 % โดยถ้าความแปรปรวนของปริมาณเงินในประเทศสหรัฐฯ เพิ่มขึ้น 1 % จะส่งผลให้ค่าชดเชยความเสี่ยงลดลง 0.1970 % เป็นไปตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ ซึ่งเป็นช่วงที่ธนาคารพาณิชย์มีการขายเงินดอลลาร์ล่วงหน้าให้แก่ลูกค้ามากกว่าซื้อล่วงหน้าจากลูกค้า โดยจะเห็นได้จากค่าพรีเมียในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้ามีค่าเป็นส่วนเพิ่มอยู่เสมอ เพราะว่าการรวมระหว่างประเทศของไทยมีการนำเข้ามากกว่าการส่งออกและมีการกู้เงินจากต่างประเทศเกือบตลอดเวลา เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยเงินบาท

มักจะอยู่ในระดับสูงกว่าอัตราดอกเบี้ยเงินดอลลาร์เสมอ. นอกจากนั้นการที่ไทยมีการควบคุมในด้านการนำเงินทุนเข้าประเทศที่มีลักษณะค่อนข้างเสรี เนื่องจากประเทศมีความต้องการกู้ยืมเงินตราต่างประเทศในจำนวนมาก การควบคุมการปริวรรตเงินจึงเน้นหนักไปทางด้านควบคุมการส่งเงินตราต่างประเทศออก ในขณะที่การจำกัดการกู้ยืมเงินตราต่างประเทศของภาคเอกชนมีน้อยมาก จึงเป็นสาเหตุให้ธุรกรรมระหว่างประเทศของไทยเป็นการไหลเข้าของเงินตราต่างประเทศในสัดส่วนที่สูง ส่งผลให้มีการซื้อล่วงหน้าของลูกค้าจากธนาคารพาณิชย์มากกว่าการขายล่วงหน้าให้แก่ธนาคารพาณิชย์ ซึ่งความแตกต่างระหว่างปริมาณซื้อและขายในลักษณะนี้ได้กลายเป็นเงื่อนไขสำคัญที่ทำให้ราคาหรือค่าพรีเมียในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้ามีค่าเป็นส่วนเพิ่มอยู่เสมอ

อย่างไรก็ตาม ในการทดสอบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าชดเชยความเสี่ยงหรือความเสี่ยงที่ธนาคารพาณิชย์ต้องรับภาระแทนลูกค้า ดังที่กล่าวมานี้เป็นเพียงปัจจัยบางส่วนเท่านั้น ในความเป็นจริงยังมีปัจจัยอื่นๆ อีกมากที่ไม่สามารถนำมาศึกษาในเชิงปริมาณได้ อย่างเช่น ความเสี่ยงทางการเมือง สงคราม ฯ และยังรวมไปถึงลักษณะของลูกค้าแต่ละรายที่เข้ามาซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้ากับธนาคาร เช่น ลูกค้ารายใหญ่หรือลูกค้าชั้นดีที่ปฏิบัติตามสัญญาหรือข้อผูกพันที่มีต่อธนาคารอยู่เสมอ หรือลูกค้าที่มีการซื้อขายล่วงหน้ากับธนาคารอยู่ประจำจะถูกเรียกเก็บค่าพรีเมียในการซื้อขายล่วงหน้าในอัตราที่ต่ำ เพราะลูกค้าประเภทนี้มีความเสี่ยงต่อธนาคารต่ำกว่าลูกค้าธรรมดาทั่วไป

3 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าพรีเมียในตลาดซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า (forward premium) ของไทย

จากการทดสอบโดยวิธี OLS โดยนำปัจจัยต่างๆ มาหาความสัมพันธ์กับค่าพรีเมีย ซึ่งได้ทดสอบโดยใช้รูปแบบการ linear และ nonlinear พบว่าสมการรูปแบบ nonlinear อธิบายได้ดีกว่า ผลความสัมพันธ์ของปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าพรีเมีย มีดังนี้คือ

$$\begin{aligned} fp_t = & 9.486 + 0.9070 fp_{t-1} + 5.334 exc_{t-1} + 0.366 li_t \\ & (1.17) \quad (8.08) \quad (1.25) \quad (4.43) \\ & - 2.2180 cpi_t - 3.2824 (cpi_t)^* - 0.0982 (ca / gdp)_t \\ & (-0.93) \quad (-1.44) \quad (-2.22) \\ & + 0.4140 (res / m)_t + 0.0558 ms_t + 3.8914 \sigma_{m,t+1}^2 \\ & (1.32) \quad (0.10) \quad (1.78) \\ & + 10.0793 \sigma_{n,t+1}^2 \\ & (1.63) \end{aligned}$$

Adjusted $R^2 = 0.857$ F-Stat = 21.918

D-W Stat = 1.73

จากสมการข้างบนเกิดปัญหา autocorrelation จึงได้แก้ปัญหาดังกล่าว ด้วยวิธี Prais-Winsten (ดูในตารางที่ 8) และได้ผลดังนี้

$$\begin{aligned} fp_t = & 7.62 + 0.8632 fp_{t-1} + 5.8303 exc_{t-1} + 0.3402 i_t - 2.7545 cpi_t \\ & (0.85) \quad (7.05) \quad (1.26) \quad (4.11) \quad (-1.07) \\ & - 2.5660 (cpi_t)^* - 0.0923 (ca / gdp)_t + 0.3171 (res / m)_t \\ & (-1.07) \quad (-2.05) \quad (1.16) \\ & + 0.2208 ms_t + 3.8244 \sigma_{m,t+1}^2 + 9.1502 \sigma_{n,t+1}^2 \\ & (0.39) \quad (1.60) \quad (1.33) \end{aligned}$$

W Stat = 1.97

จากสมการที่ได้ ผ่านการแก้ปัญหา autocorrelation แล้ว จะเห็นว่า สัมประสิทธิ์ของตัวแปรค่าพรีเมียในช่วงเวลาที่ผ่านมา (fp_{t-1}) และสัมประสิทธิ์ของตัวแปรสัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างไทยกับสหรัฐฯ (i) สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 % ยกเว้น

สัมประสิทธิ์ของตัวแปรดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับรายได้ประชาชาติของไทย (ca/gdp) ที่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 % โดยผลของตัวแปรต่างๆ ที่มีต่อค่าพรีเมียสามารถสรุปได้ดังนี้

1) ผลของค่าพรีเมียในช่วงเวลาที่ผ่านมา ค่า $t = 7.05$ แสดงถึงความสามารถอธิบายค่าพรีเมียในปัจจุบันได้อย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 % เมื่อค่าพรีเมียในช่วงเวลาที่ผ่านมาเพิ่มขึ้น 1 % มีผลให้ค่าพรีเมียในปัจจุบันเพิ่มขึ้น 0.8632 % แสดงว่า ตัวแปรในอดีตก็เป็นข้อมูลข่าวสารที่ใกล้ชิดและเป็นข่าวสารในการคาดคะเน เมื่อค่าพรีเมียในอดีตสูงผู้ที่ถือเงินดอลลาร์ก็จะเก็งกำไรโดยไม่ยอมขายดอลลาร์ล่วงหน้าเพื่อหวังจะแลกเปลี่ยนเงินบาทได้มากขึ้นเพราะค่าพรีเมียในเทอมที่แล้วสูงแสดงว่าเกิดการคาดคะเนว่าค่าเงินบาทจะลดลง ขณะที่ผู้ซื้อดอลลาร์ล่วงหน้าเมื่อพบว่าพรีเมียในเทอมที่แล้วสูงขึ้นจะเกิดความวิตกว่าค่าพรีเมียจะสูงไปอีกจึงมีความต้องการซื้อล่วงหน้าไว้ จากสภาพการณ์ดังกล่าวผลักดันให้ค่าพรีเมียในปัจจุบันมีค่าสูงขึ้นไปอีก

2) ผลของสัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างไทยกับสหรัฐฯ ค่า $t = 4.11$ สามารถอธิบายค่าพรีเมียได้อย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 99 % โดยเมื่ออัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบระหว่างไทยกับสหรัฐฯ เพิ่มขึ้น 1 % มีผลให้ค่าพรีเมียเพิ่มขึ้น 0.3402 % ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอัตราดอกเบี้ย (interest rate parity theory) และนอกจากนี้ยังสามารถอธิบายได้ในแง่ของการบริหารเงินเพื่อลดความเสี่ยงของธนาคารพาณิชย์คือ หากอัตราดอกเบี้ยของเงินบาทสูงกว่าอัตราดอกเบี้ยของสหรัฐฯ แล้ว นักลงทุนในสหรัฐฯ จะนำเงินมาลงทุนในประเทศไทยมากขึ้น เพราะเห็นว่าให้ผลตอบแทนสูงกว่า จึงมีการขายเงินบาทล่วงหน้าเพิ่มขึ้น ทำให้ธนาคารพาณิชย์มีฐานะของเงินดอลลาร์สวอ. ทางด้านขายมากเกินไป (short position) ธนาคารพาณิชย์จึง

พยายามทำให้สถานะดังกล่าวสมดุล (square position) โดยอาจทำการซื้อเงินดอลลาร์ สรอ. ในตลาดทันทีซึ่งเป็นการยอมเสียดอกเบี้ยเงินบาทและนำเงินดอลลาร์สรอ. ที่มีอยู่ไปฝากไว้ โดยได้รับอัตราดอกเบี้ยในสกุลเงินดอลลาร์สรอ. ที่มีอัตราต่ำกว่าดอกเบี้ยเงินบาท ทำให้ธนาคารเสียโอกาสที่จะได้รับผลตอบแทนจากการฝากสกุลเงินบาท ดังนั้น ธนาคารจะคิดค่าพรีเมียมในระดับที่สูงขึ้นตามไปด้วย

3) ผลของดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับรายได้ประชาชาติของไทย $t = -2.05$ สามารถอธิบายค่าพรีเมียมได้อย่างมีนัยสำคัญ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95 % คือเมื่อดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับรายได้ประชาชาติของไทยเพิ่มขึ้น 1 % มีผลให้ค่าพรีเมียมในปัจจุบันลดลง 0.0923 % โดยผลของดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับรายได้ประชาชาติจะมีผลต่อการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งจะมีอิทธิพลต่อค่าพรีเมียมโดยส่งผ่านทางด้านอุปสงค์และอุปทานในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า นั่นคือ เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเกินดุลบัญชีเดินสะพัดมีค่าเพิ่มขึ้น แสดงว่าเงินทุนสำรองระหว่างประเทศมีแนวโน้มที่ดีขึ้น ซึ่งก็ทำให้ค่าของเงินในประเทศดีขึ้น หรือก็คืออัตราแลกเปลี่ยนมีแนวโน้มลดลง ทำให้ผู้นำเข้าหรือผู้ที่ต้องชำระหนี้เป็นเงินตราต่างประเทศมีอุปสงค์ต่อเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าลดลง ในขณะที่อุปทานมีมากขึ้นทำให้ค่าพรีเมียมลดลง

สำหรับปัจจัยอื่นๆ ที่ไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงค่าพรีเมียมได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ นั้น สาเหตุหนึ่งอาจเนื่องมาจากปัจจัยเหล่านี้ได้สะท้อนอยู่ในค่าพรีเมียมในอดีตแล้ว ซึ่งตัวแปรในอดีตก็เป็นข้อมูลข่าวสารที่ใกล้เคียงและเป็นข่าวสารในการคาดคะเนตัวแปรหนึ่งดังที่กล่าวมา หรืออาจจะมีสาเหตุมาจากขนาดของตัวอย่าง (จำนวน 36 observations) ที่ใช้ในการศึกษา ซึ่งอาจถือได้ว่าเป็นตัวอย่างที่ไม่ใหญ่มาก ก็เป็นสาเหตุอีกประการหนึ่งที่ทำให้ระดับนัยสำคัญทางสถิติ (ค่า significance

of t) ของตัวแปรเหล่านี้มีค่าสูงเกินไป จนทำให้สรุปได้ว่าตัวแปรเหล่านี้ไม่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่อย่างไรก็ตาม นอกเหนือจากปัจจัยต่างๆ ดังกล่าวมาแล้วนั้น ค่าพรีเมียมยังได้รับอิทธิพลจากปัจจัยอื่นๆ อีกตัวอย่างเช่น

ปัจจัยทางด้านการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยน ที่จะมีผลต่อค่าพรีเมียมโดยส่งผ่านทางด้านอุปสงค์และอุปทานในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า โดยปัจจัยที่นำมาใช้ในการศึกษานี้ส่วนใหญ่จะเป็นปัจจัยที่มาจากภายในประเทศ ซึ่งยังมีปัจจัยภายนอกประเทศอื่นๆ อีกที่ไม่สามารถนำตัวแปรเหล่านี้มาศึกษาเชิงปริมาณได้ โดยปัจจัยเหล่านี้จะส่งผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทกับเงินดอลลาร์ สรอ. โดยผ่านทางค่าของเงินดอลลาร์สรอ. โดยตรง ที่สำคัญคือฐานะทางเศรษฐกิจของประเทศสหรัฐฯ ซึ่งดูได้จากเครื่องชี้ฐานะทางเศรษฐกิจ ได้แก่ อัตราการว่างงาน อัตราเงินเฟ้อ อัตราการขยายตัวของผลผลิตประชาชาติ ดุลการค้า และดุลการชำระเงิน หรือภาวะตลาดหลักทรัพย์ของสหรัฐฯ เป็นต้น ซึ่งรายงานเศรษฐกิจเหล่านี้จะก่อให้เกิดการคาดคะเนเกี่ยวกับนโยบายเศรษฐกิจที่รัฐบาลสหรัฐฯ จะนำออกมาใช้ นอกจากนี้ การที่ระบบเศรษฐกิจและการเงินของสหรัฐฯ มีการพัฒนาไปมากจึงมีความเกี่ยวพันและเชื่อมโยงกับระบบเศรษฐกิจของประเทศมหาอำนาจต่างๆ ทั่วโลก เช่น อังกฤษ ญี่ปุ่น เยอรมัน เป็นต้น รวมทั้งเงินดอลลาร์สรอ. เป็นเงินสกุลที่ยอมรับและใช้กันทั่วไปในการทำธุรกรรมระหว่างประเทศ จึงทำให้ค่าเงินดอลลาร์สรอ. ได้รับผลกระทบจากภาวะเศรษฐกิจ การเมือง และสังคม ของประเทศเหล่านั้นด้วย

ปัจจัยที่มีผลต่อต้นทุนหรือความเสี่ยงที่ธนาคารพาณิชย์ต้องรับภาระแทนลูกค้า อย่างเช่น ความเสี่ยงทางด้านเศรษฐกิจ การเมือง สงคราม ฯ และยังรวมไปถึงลักษณะของลูกค้าแต่ละรายที่เข้ามาซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้ากับธนาคารพาณิชย์ด้วย

สรุปผลการศึกษา

การศึกษานี้ได้ทำการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียม โดยได้แบ่งการศึกษาออกเป็นสามส่วน ส่วนแรกจะเป็นการศึกษาการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้เทคนิค co-integration และ error correction ซึ่งในการศึกษาอาศัยตัวแปรที่ได้จากทฤษฎีที่อธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน รวมทั้งงานศึกษาในอดีตที่ผ่านมา โดยใช้ข้อมูลในช่วงเดือนมกราคม 2528 - ธันวาคม 2535 มาทำการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2536 - ธันวาคม 2538 ผลการศึกษาพบว่าตัวแปรต่างๆ ทางเศรษฐกิจ ซึ่งได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า สัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างไทยกับสหรัฐฯ และเงินสำรองระหว่างประเทศเทียบกับมูลค่าการนำเข้าของไทย ที่ในระยะยาวแล้วมีบทบาทต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต ในขณะที่ระยะสั้นพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาที่ผ่านมา สัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างไทยกับสหรัฐฯ ดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับ GDP และเงินสำรองระหว่างประเทศเทียบกับมูลค่าการนำเข้าของไทย มีบทบาทต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในอนาคต และนอกจากนี้จากการศึกษาพบว่า การคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนในการศึกษานี้เป็นไปตามสมมติฐานของการคาดการณ์อย่างมีเหตุผล (rational expectation)

การศึกษาส่วนที่สอง เป็นการทดสอบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อ risk premium ได้ทดสอบในช่วงเดือนมกราคม 2536 - ธันวาคม 2538 โดยได้ทดสอบตัวแปรที่ได้จาก

การศึกษาของ Fama (1984) Domowitz และ Hakio (1985) การทดสอบพบว่าความแปรปรวนของปริมาณเงินทั้งในและต่างประเทศมีนัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงของ risk premium ในขณะที่ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงระหว่างไทยกับสหรัฐฯ ไม่มีนัยสำคัญต่อการเปลี่ยนแปลงของ risk premium

การศึกษาส่วนที่สามจะเป็นการทดสอบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าพรีเมียมในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าของไทย ทำการทดสอบในช่วงเดือนมกราคม 2536 - ธันวาคม 2538 ซึ่งการทดสอบพบว่าค่าพรีเมียมในอดีต สัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยระหว่างไทยกับสหรัฐฯ และดุลบัญชีเดินสะพัดเทียบกับ GDP มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของค่าพรีเมียมในปัจจุบัน

นอกจากปัจจัยดังกล่าวข้างต้นแล้ว ยังมีปัจจัยอื่นๆ อีก ที่มีอิทธิพลต่อค่าพรีเมียม ซึ่งไม่สามารถทดสอบความมีนัยสำคัญได้จากแบบจำลอง ปัจจัยสำคัญเหล่านี้ได้แก่ ภาวะเศรษฐกิจการเงิน และการเมืองภายนอกประเทศ โดยเฉพาะประเทศสหรัฐฯ และประเทศมหาอำนาจต่างๆ ซึ่งจะมีผลต่อการคาดการณ์ค่าของเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ โดยผ่านทาง การเปลี่ยนแปลงค่าของเงินดอลลาร์สหรัฐ ในตลาดโลก ซึ่งจะกระทบต่อเงินบาทเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐ และจะมีผลต่อค่าพรีเมียมในที่สุด นอกจากนี้ยังมีปัจจัยอื่นๆ ที่ก่อให้เกิดต้นทุนหรือความเสี่ยงแก่ธนาคารพาณิชย์ เช่น ความเสี่ยงทางด้านเศรษฐกิจ การเมือง สงคราม รวมทั้งความเสี่ยงที่เกิดจากลูกค้า

ข้อเสนอแนะ

ในการศึกษาเกี่ยวกับปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดค่าพรีเมียมของการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าของไทยนั้น ต้องประสบกับปัญหาเกี่ยวกับข้อมูลของค่าพรีเมียม ซึ่งส่วนใหญ่จะมีการจัดเก็บอย่างไม่เป็นระบบและไม่เป็นที่เปิดเผยทั่วไป ดังนั้นควรจะมีการพัฒนาการเก็บรวบรวมข้อมูลให้ดีและให้มีการเผยแพร่มากขึ้น เพื่อให้การศึกษาดังกล่าวเป็นไปอย่างถูกต้องและเข้าถึงสภาพที่แท้จริงให้มากที่สุดเท่าที่จะทำได้ ซึ่งจะช่วยแก้ปัญหาที่เกิดขึ้นได้อย่างถูกต้องและมีประสิทธิภาพมากขึ้น อันจะส่งผลดีมายังตลาดอีกต่อหนึ่ง

นอกจากนี้ในปัจจุบันระบบการเงินของไทยได้เชื่อมโยงกับระบบการเงินของโลกมากขึ้น ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากขึ้นด้วย การศึกษาเกี่ยวกับเครื่องมือต่างๆ ที่ใช้ในการป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนจึงเป็นสิ่งที่จำเป็นและควรส่งเสริมให้มีการ

เผยแพร่มากขึ้นกว่าเดิม โดยเฉพาะในปัจจุบันที่ประเทศไทยกำลังก้าวไปสู่การเป็นศูนย์กลางทางการเงินในภูมิภาคเอเชีย

การศึกษานี้มีความต้องการที่จะให้เป็นพื้นฐานในการศึกษาที่สมบูรณ์และเป็นประโยชน์ต่อไป โดยเฉพาะในส่วนที่เกี่ยวกับการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้เทคนิค co-integration และ error correction หากจะมีการศึกษาในระยะต่อไปควรจะทำการศึกษาเปรียบเทียบกันระหว่างวิธีการของ Engle กับ Granger และวิธีการของ Johansen กับ Juselius ซึ่งเป็นวิธีการทดสอบเพื่อดูว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกันตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์หรือไม่ อันจะทำให้ได้แบบจำลองของการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนที่ถูกต้องและเหมาะสมมากขึ้น และจะส่งผลดีต่อผู้ที่เกี่ยวข้องกับการคาดการณ์ค่าของเงินต่อไป

เอกสารอ้างอิง

นิธินันท์ วิทเวศวรร. "แบบจำลองการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน". วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ 14, 1(มีนาคม 2539) : 23-47.

รังสรรค์ พัยเสรี. "Co-integration and Error Correction Approach : ทางเลือกใหม่ในการประยุกต์ใช้กับแบบจำลองทางเศรษฐกิจมหภาคของไทย". วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ 13(กันยายน 2538) : 20-55.

ลลิตพันธุ์ พิริยะพันธุ์. ศาพรีเมียมในการซื้อขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้าของไทย. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 2536.

วันชัย สิทธิผลกุล. การกำหนดดุลยภาพอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทย : ศึกษาในเชิงการเงิน. วิทยา นิพนธ์ มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2528.

สนอง แซ่มรัมย์. ประสิทธิภาพตลาดปริวรรตเงินตราต่างประเทศของไทย. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 2533.

อำนาจ ศรีสุขสันต์. ดัชนีค่าเงินบาทและปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนในประเทศไทย. วิทยานิพนธ์มหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 2531.

Anderson , OD. **Time Series Analysis and Forecasting : The Bok-Jenkins Approach**. London : Butter worths, 1976.

Begg, D.K.H. **The rational Expectations Revolution in Macroeconomics : Theories and Evidence**. London : Antony Rowe Ltd, Chippenham, Wiltshire, 1982.

Fuller, W.A. **Introduction to Statistical Time Series**. New York : John Wiley, 1976.

Khoury, S.J. **Speculatives Markets**. New York : Macmillian Publishing Company, Inc., 1984.

Boyer, R.S., and C.F. Adams. "Forward Premia and Risk Premia in a Simple Model of Exchange Rate Determination". **Journal of Money, Credit, and Banking** 20, 4(Nov 1988) : 633-644.

- Cavaglia, S.M.F.G., W.F.C. Verschoor, and C.C.V. Wolff. "On the Biasedness of Forward Foreign Exchange Rate : Irrationality or Risk Premia?". **Journal of Business** 67, 3(1994) : 321-343.
- Domowitz, I., and C.S. Hakkio. "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market". **Journal of International Economics** 19(1985) : 47-66.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger. "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing". **Econometrica** 55, 2(March 1987) : 251-276.
- Evans, G.B.A., and N.E. Savin. "Testing for Unit Roots:1". **Econometrica** 49, 3(May 1981) : 753-779.
- Fama, E.F. "Forward and Spot Exchange Rates". **Journal of Monetary Economics** 14(1984) : 319-338.
- Hataiseree, Rungsun. "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity : The Case of the Thai Baht". **Asian Economic Journal** 9(March 1995) : 57-69.
- Salmon, M. "Error Correction Mechanisms". **The Economic Journal** 92(1982) : 615-629.
- Yin-Wong Cheung. "Exchange Rate Risk Premiums". **Journal of International Money and Finance** 12 1993) : 182-194.

ตารางที่ 1 Unit Root Test ของตัวแปรต่างๆ

Variables	test of I (0)		test of I (1)		Status
	Lag	ADF	Lag	ADF	
<i>exc</i>	5	-3.078	3	-6.399	I (1)
<i>(cpi)</i>	3	1.591	1	-8.839	I (1)
<i>(cpi)*</i>	1	-8.860	—	—	I (0)
<i>(ca/gdp)</i>	3	-2.185	0	-14.999	I (1)
<i>(res/m)</i>	3	-1.770	2	-8.724	I (1)
<i>fr</i>	5	-2.366	0	-9.650	I (1)
<i>i</i>	4	-2.138	0	-11.219	I (1)
<i>ms</i>	1	-0.720	0	-9.667	I (1)

หมายเหตุ : นิยามตัวแปรมีความหมายเช่นเดียวกับตัวแปรในสมการที่ (1)

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 2 Co-Integration test ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539

เดือน	Independent variables							Statistic			
	C	<i>fr</i>	<i>i</i>	<i>cpi</i>	<i>(ca/gdp)</i>	<i>(res/m)</i>	<i>ms</i>	<i>R</i> ²	F-stat	D.W	ADF (lag)
Jan-93	0.2171 (3.63)**	0.8495 (19.98)**	-0.0015 (-0.43)	0.0495 (0.75)	0.0016 (1.63)	-0.0098 (-1.87)*	-0.0018 (-0.32)	0.891	122.46	1.641	-7.996 (0)
Feb-93	0.2200 (3.70)**	0.8473 (20.03)**	-0.0011 (-0.32)	0.0495 (0.76)	0.0017 (1.67)*	-0.0095 (-1.83)*	-0.0020 (-0.34)	0.891	123.36	1.637	-7.995 (0)
Mar-93	0.2201 (3.72)**	0.8471 (20.16)**	-0.0011 (-0.31)	0.0493 (0.76)	0.0017 (1.69)*	-0.0094 (-1.83)*	-0.0020 (-0.35)	0.891	125.17	1.640	-8.064 (0)
April-93	0.2195 (3.73)**	0.8475 (20.30)**	-0.0012 (-0.34)	0.0495 (0.76)	0.0016 (1.68)*	-0.0095 (-1.87)*	-0.0020 (-0.35)	0.892	127.22	1.640	-8.109 (0)
May-93	0.2108 (3.62)**	0.8537 (20.64)**	-0.0023 (-0.70)	0.0529 (0.82)	0.0014 (1.49)	-0.0095 (-1.87)*	-0.0022 (-0.38)	0.892	128.74	1.624	-8.069 (0)
June-93	0.2115 (3.68)**	0.8532 (20.89)**	-0.0022 (-0.71)	0.0523 (0.82)	0.0014 (1.54)	-0.0095 (-1.88)*	-0.0021 (-0.37)	0.893	132.08	1.637	-8.181 (0)
July-93	0.2210 (3.71)**	0.8539 (21.17)**	-0.0023 (-0.75)	0.0521 (0.82)	0.0014 (1.55)	-0.0095 (-1.89)*	-0.0021 (-0.38)	0.895	135.47	1.637	-8.224 (0)
Aug-93	0.2162 (3.85)**	0.8499 (21.31)**	-0.0019 (-0.64)	0.0542 (0.85)	0.0014 (1.58)	-0.0097 (-1.94)*	-0.0023 (-0.42)	0.895	137.17	1.632	-8.223 (0)
Sep-93	0.2138 (3.83)**	0.8517 (21.47)**	-0.0021 (-0.69)	0.0519 (0.82)	0.0014 (1.60)	-0.0097 (-1.94)*	-0.0021 (-0.38)	0.896	140.01	1.648	-8.353 (0)
Oct-93	0.2140 (3.87)**	0.8515 (21.65)**	-0.0021 (-0.69)	0.0523 (0.84)	0.0014 (1.61)	-0.0097 (-1.95)*	-0.0022 (-0.39)	0.897	143.56	1.654	-8.426 (0)
Nov-93	0.2149 (3.90)**	0.856 (21.76)**	-0.0022 (-0.74)	0.0566 (0.92)	0.0014 (1.60)	-0.0096 (-1.94)*	-0.0025 (-0.46)	0.898	146.34	1.653	-8.456 (0)
Dec-93	0.2139 (3.91)**	0.8511 (21.89)**	-0.0026 (-0.93)	0.0639 (1.11)	0.0014 (1.59)	-0.0095 (-1.93)*	-0.0029 (-0.54)	0.898	148.48	1.652	-8.493 (0)

ตารางที่ 2 Co-integration test ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

เดือน	Independent variables							Statistic			
	C	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	F-stat	D.W.	ADF Lag
Jan-94	0.2108 (3.91)**	0.8532 (22.24)**	-0.0030 (-1.21)	0.0682 (1.21)	0.0014 (1.57)	-0.0091 (-1.90)*	-0.0031 (-0.58)	0.899	150.22	1.655	-8.539 (0)
Feb-94	0.2105 (3.92)**	0.8534 (22.34)**	-0.0031 (-1.25)	0.0721 (1.30)	0.0014 (1.67)*	-0.0090 (-1.89)*	-0.0032 (-0.60)	0.899	151.34	1.656	-8.586 (0)
Mar-94	0.2103 (3.90)**	0.8537 (22.42)**	-0.0032 (-1.30)	0.0685 (1.24)	0.0014 (1.62)	-0.0092 (-1.94)*	-0.0029 (-0.55)	0.899	153.12	1.658	-8.636 (0)
April-94	0.2080 (3.91)**	0.8553 (22.60)**	-0.0033 (-1.34)	0.0627 (1.16)	0.0014 (1.60)	-0.0089 (-1.90)*	-0.0026 (-0.50)	0.899	155.35	1.654	-8.658 (0)
May-94	0.2077 (3.93)**	0.8555 (22.74)**	-0.0033 (-1.35)	0.0615 (1.15)	0.0014 (1.60)	-0.0089 (-1.90)*	-0.0025 (-0.49)	0.900	158.36	1.654	-8.705 (0)
June-94	0.2077 (3.94)**	0.8554 (22.80)**	-0.0031 (-1.29)	0.0561 (1.57)	0.0013 (1.57)	-0.0089 (-1.90)*	-0.0025 (-0.48)	0.901	161.05	1.646	-8.7110 (0)
July-94	0.2076 (3.95)**	0.8556 (22.87)**	-0.0030 (-1.25)	0.0518 (1.00)	0.0013 (1.52)	-0.0089 (-1.91)*	-0.0025 (-0.48)	0.902	164.23	1.635	-8.704 (0)
Aug-94	0.1962 (3.74)**	0.8629 (23.09)**	-0.0034 (-1.44)	0.0312 (0.62)	0.0010 (1.21)	-0.0072 (-1.57)	-0.0021 (-0.41)	0.901	165.63	1.607	-8.582 (0)
Sep-94	0.1964 (3.79)**	0.8628 (23.34)**	-0.0035 (-1.45)	0.0316 (0.65)	0.0010 (1.21)	-0.0072 (-1.59)	-0.0022 (-0.42)	0.903	170.66	1.628	-8.749 (0)
Oct-94	0.1971 (3.80)**	0.8622 (23.36)**	-0.0029 (-1.26)	0.0217 (0.46)	0.0011 (1.29)	-0.0070 (-1.56)	-0.0018 (-0.36)	0.905	174.82	1.626	-8.774 (0)
Nov-94	0.1958 (3.80)**	0.8633 (23.50)**	-0.0027 (-1.19)	0.0147 (0.33)	0.0011 (1.37)	-0.0067 (-1.54)	-0.0014 (-0.28)	0.906	180.14	1.626	-8.829 (0)
Dec-94	0.1954 (3.81)**	0.8636 (23.65)**	-0.0026 (-1.19)	0.0127 (0.29)	0.0011 (1.38)	-0.0068 (-1.54)	-0.0013 (-0.26)	0.908	185.60	1.627	-8.878 (0)
Jan-95	0.1968 (3.86)**	0.8627 (23.74)**	-0.0027 (-1.25)	0.0191 (0.46)	0.0011 (1.43)	-0.0072 (-1.63)	-0.0014 (-0.30)	0.909	189.28	1.627	-8.912 (0)
Feb-95	0.1970 (3.88)**	0.8625 (23.83)**	-0.0026 (-1.21)	0.0163 (0.40)	0.0011 (1.43)	-0.0071 (-1.62)	-0.0014 (-0.29)	0.910	193.47	1.632	-8.977 (0)
Mar-95	0.1960 (3.87)**	0.8633 (23.94)**	-0.0026 (-1.21)	0.0126 (0.32)	0.0011 (1.43)	-0.0070 (-1.61)	-0.0012 (-0.25)	0.911	197.86	1.628	-9.000 (0)
April-95	0.1860 (3.63)**	0.8700 (23.78)**	-0.0030 (-1.38)	-0.0046 (-0.12)	0.0010 (1.23)	-0.0057 (-1.29)	-0.0006 (-0.12)	0.910	196.61	1.592	-8.792 (0)
May-95	0.1706 (2.45)**	0.8800 (23.87)**	-0.0036 (-1.66)*	-0.0178 (-0.45)	0.0007 (0.89)	-0.0040 (-0.92)	-0.0007 (-0.14)	0.910	199.35	1.540	-8.588 (0)
June-95	0.1709 (3.37)**	0.8798 (24.25)**	-0.0036 (-1.67)*	-0.0176 (-0.45)	0.0007 (0.90)	-0.0040 (-0.94)	-0.0007 (-0.14)	0.914	208.80	1.578	-8.868 (0)
July-95	0.1685 (3.35)**	0.8813 (24.46)**	-0.0036 (-1.68)*	-0.0206 (-0.53)	0.0007 (0.85)	-0.0037 (-0.88)	-0.0008 (-0.16)	0.916	217.57	1.580	-8.912 (0)
Aug-95	0.1689 (3.40)**	0.8811 (24.67)**	-0.0036 (-1.69)*	-0.0199 (-0.54)	0.0007 (0.87)	-0.0038 (-0.95)	-0.0008 (-0.16)	0.918	225.74	1.581	-8.961 (0)

ตารางที่ 2 Co-integration test ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

เดือน	Independent variables							Statistic			
	C	π_t	I_t	cpi_t	$(ca/gdp)_t$	$(res/m)_t$	ms_t	R^2	F-stat	D.W.	ADF (lag)
Sep-95	0.1691 (3.36)**	0.8810 (24.61)**	-0.0042 (-1.96)*	-0.0096 (-0.27)	0.0006 (0.80)	-0.0042 (-1.04)	-0.0011 (-0.23)	0.918	227.80	1.570	-8.914 (0)
Oct-95	0.1677 (3.36)**	0.8823 (24.61)**	-0.0045 (-2.12)*	0.0003 (0.01)	0.0005 (0.68)	-0.0049 (-1.24)	-0.0013 (-0.26)	0.918	228.37	1.546	-8.842 (0)
Nov-95	0.1677 (3.37)**	0.8823 (24.72)**	-0.0045 (-2.13)*	0.0013 (0.04)	0.0005 (0.70)	-0.0050 (-1.28)	-0.0013 (-0.27)	0.919	232.10	1.554	-8.943 (0)
Dec-95	0.1671 (3.38)**	0.8828 (24.86)**	-0.0045 (-2.16)*	0.0040 (0.13)	0.0005 (0.71)	-0.0052 (-1.35)	-0.0014 (-0.29)	0.919	235.30	1.554	-8.979 (0)
Jan-96	0.1669 (3.39)**	0.8829 (24.98)**	-0.0045 (-2.17)*	0.0053 (0.17)	0.0006 (0.71)	-0.0053 (-1.40)	-0.0014 (-0.30)	0.919	238.61	1.554	-9.018 (0)

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ คือ ค่า t-statistic ; * มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ; ** มีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่น 99 % ; C คือ ค่าคงที่

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 3 Error Correction Models (ECM) ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539

$$\begin{aligned}
 1993JAN \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & 354E-04 + 11540\Delta exc_{t-1} + 0.2229\Delta exc_{t-11} - 0.3559\Delta cpi_{t-1} - 0.0066\Delta i_{t-4} + 0.0126\Delta i_{t-10} \\
 & (193) \quad (6.14) \quad (3.33) \quad (-4.50) \quad (-2.46) \quad (3.74) \\
 & -0.0017\Delta(ca/gdp)_{t-4} + 0.0023\Delta(ca/gdp)_{t-10} - 0.0121\Delta(res/m)_{t-4} - 0.0190\Delta(res/m)_{t-8} \\
 & (-2.29) \quad (3.67) \quad (-2.86) \quad (-4.46) \\
 & -0.0377\Delta ms_{t-10} - 0.8935z_{t-1} \\
 & (-3.34) \quad (-4.52)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.561 \quad F-stat = 9.83 \quad D.W. = 1.76$$

$$\begin{aligned}
 FEB \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -8.00E-05 + 1.0273\Delta exc_{t-1} - 0.0890\Delta fr_{t-12} - 0.0045\Delta i_t - 0.0001\Delta(ca/gdp)_{t-4} + 0.0014\Delta(ca/gdp)_{t-10} \\
 & (-0.36) \quad (4.37) \quad (-1.06) \quad (-1.50) \quad (-1.05) \quad (1.88) \\
 & + 0.0140\Delta(res/m)_{t-7} - 0.7989z_{t-1} \\
 & (2.86) \quad (-3.25)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.278 \quad F-stat = 5.25 \quad D.W. = 1.83$$

$$\begin{aligned}
 MAR \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -8.31E-05 + 1.0315\Delta exc_{t-1} - 0.0888\Delta fr_{t-12} - 0.0045\Delta i_t - 0.0001\Delta(ca/gdp)_{t-4} + 0.0014\Delta(ca/gdp)_{t-10} \\
 & (-0.38) \quad (4.44) \quad (-1.08) \quad (-1.51) \quad (-1.05) \quad (1.90) \\
 & + 0.0140\Delta(res/m)_{t-7} - 0.8035z_{t-1} \\
 & (2.91) \quad (-3.32)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.280 \quad F-stat = 5.34 \quad D.W. = 1.83$$

ตารางที่ 3 Error Correction Models (ECM) ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

$$\begin{aligned} APR \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -122E-04 + 10239\Delta exc_{t-1} - 0.2016\Delta fr_{t-4} - 0.0897\Delta fr_{t-12} - 0.0054\Delta i_t + 0.0011\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ & (-0.57) \quad (4.60) \quad (-1.96) \quad (-1.11) \quad (-1.84) \quad (1.40) \\ & + 0.0134\Delta(res / m)_{t-7} - 0.8246z_{t-1} \\ & (2.96) \quad (-3.57) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.308 \quad F-stat = 6.03 \quad D.W. = 181$$

$$\begin{aligned} MAY \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -407E-05 + 0.9845\Delta exc_{t-1} - 0.0059\Delta i_t - 0.0001\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0122\Delta(res / m)_{t-7} - 0.7863z_{t-1} \\ & (-0.19) \quad (4.18) \quad (-2.01) \quad (-1.07) \quad (2.53) \quad (-3.20) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.252 \quad F-stat = 6.39 \quad D.W. = 185$$

$$\begin{aligned} JUN \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -5.83E-05 + 0.9651\Delta exc_{t-1} - 0.0942\Delta fr_{t-12} - 0.0057\Delta i_t - 0.0010\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0013\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ & (-0.27) \quad (4.21) \quad (-1.14) \quad (-1.97) \quad (-1.22) \quad (1.74) \\ & + 0.0119\Delta(res / m)_{t-7} - 0.7577z_{t-1} \\ & (2.56) \quad (-3.13) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.268 \quad F-stat = 5.24 \quad D.W. = 183$$

$$\begin{aligned} JUL \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -5.83E-05 + 0.9632\Delta exc_{t-1} - 0.0936\Delta fr_{t-12} - 0.0057\Delta i_t - 0.0010\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0012\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ & (-0.27) \quad (4.23) \quad (-1.15) \quad (-1.98) \quad (-1.24) \quad (1.75) \\ & + 0.0118\Delta(res / m)_{t-7} - 0.7559z_{t-1} \\ & (2.57) \quad (-3.14) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.268 \quad F-stat = 5.28 \quad D.W. = 186$$

$$\begin{aligned} AUG \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -109E-04 + 0.9808\Delta exc_{t-1} - 0.2245\Delta fr_{t-4} + 0.1627\Delta cpi_{t-7} - 0.0065\Delta i_t + 0.0077\Delta i_{t-10} \\ & (-0.58) \quad (4.98) \quad (-2.56) \quad (2.02) \quad (-2.56) \quad (2.69) \\ & + 0.0017\Delta(ca / gdp)_{t-2} - 0.0099\Delta(res / m)_{t-8} + 0.0114\Delta(res / m)_{t-10} - 0.8134z_{t-1} \\ & (2.53) \quad (-2.57) \quad (2.87) \quad (-3.96) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.437 \quad F-stat = 8.16 \quad D.W. = 193$$

$$\begin{aligned} SEP \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -7.26E-05 + 0.9634\Delta exc_{t-1} - 0.0877\Delta fr_{t-12} - 0.0052\Delta i_t - 0.0011\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0014\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ & (-0.34) \quad (4.28) \quad (-1.08) \quad (-1.83) \quad (-1.34) \quad (1.92) \\ & + 0.0121\Delta(res / m)_{t-7} - 0.7684z_{t-1} \\ & (2.63) \quad (-3.23) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.264 \quad F-stat = 5.31 \quad D.W. = 184$$

ตารางที่ 3 Error Correction Models (ECM) ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

$$OCT \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -116E - 05 + 0.8736\Delta exc_{t-1} - 0.1152\Delta fr_{t-4} - 0.0058\Delta i_t - 0.0015\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0014\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ (-0.06) \quad (4.09) \quad (-1.61) \quad (-2.14) \quad (-1.79) \quad (1.89) \\ -0.0167\Delta(res / m)_{t-8} - 0.6867z_{t-1} \\ (-3.70) \quad (-3.05)$$

$$\bar{R}^2 = 0.330 \quad F-stat = 6.99 \quad D.W. = 2.02$$

$$NOV \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -152E - 05 + 0.8754\Delta exc_{t-1} - 0.1550\Delta fr_{t-4} - 0.0059\Delta i_t - 0.0015\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0013\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ (-0.01) \quad (4.12) \quad (-1.61) \quad (-2.21) \quad (-1.78) \quad (1.93) \\ -0.0166\Delta(res / m)_{t-8} - 0.6886z_{t-1} \\ (-3.71) \quad (-3.07)$$

$$\bar{R}^2 = 0.334 \quad F-stat = 7.15 \quad D.W. = 2.03$$

$$DEC \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -105E - 04 + 0.9193\Delta exc_{t-1} - 0.2194\Delta fr_{t-4} - 0.0060\Delta i_t - 0.0001\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0011\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ (-0.53) \quad (4.22) \quad (-2.06) \quad (-2.33) \quad (-1.12) \quad (1.56) \\ +0.0128\Delta(res / m)_{t-7} - 0.7680z_{t-1} \\ (2.90) \quad (-3.35)$$

$$\bar{R}^2 = 0.298 \quad F-stat = 6.28 \quad D.W. = 1.89$$

$$1994JAN \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -6.12E - 05 + 1.0328\Delta exc_{t-1} - 0.1968\Delta fr_{t-4} - 0.0057\Delta i_t + 0.0001\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ (-0.32) \quad (4.98) \quad (-2.13) \quad (-2.31) \quad (1.14) \\ -0.0131\Delta(res / m)_{t-8} + 0.0083\Delta(res / m)_{t-10} - 0.8616z_{t-1} \\ (-3.26) \quad (2.08) \quad (-3.95)$$

$$\bar{R}^2 = 0.353 \quad F-stat = 7.84 \quad D.W. = 1.93$$

$$FEB \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -4.71E - 05 + 0.9787\Delta exc_{t-1} - 0.0044\Delta i_t - 0.0010\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0015\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ (-0.24) \quad (4.46) \quad (-1.83) \quad (-1.29) \quad (2.05) \\ +0.0115\Delta(res / m)_{t-7} - 0.7921z_{t-1} \\ (2.58) \quad (-3.39)$$

$$\bar{R}^2 = 0.264 \quad F-stat = 6.32 \quad D.W. = 1.90$$

$$MAR \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -8.54E - 05 + 0.9593\Delta exc_{t-1} - 0.0930\Delta fr_{t-12} - 0.0049\Delta i_t - 0.0010\Delta(ca / gdp)_{t-4} + 0.0014\Delta(ca / gdp)_{t-10} \\ (-0.43) \quad (4.42) \quad (-1.19) \quad (-2.12) \quad (-1.28) \quad (1.99) \\ +0.0118\Delta(res / m)_{t-7} - 0.7630z_{t-1} \\ (2.68) \quad (-3.29)$$

$$\bar{R}^2 = 0.271 \quad F-stat = 5.77 \quad D.W. = 1.89$$

ตารางที่ 3 Error Correction Models (ECM) ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

$$\begin{aligned} APR \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -4.35E-05 + 0.9010\Delta exc_{t-1} - 0.1440\Delta fr_{t-4} - 0.0016\Delta(ca/gdp)_{t-4} + 0.0014\Delta(ca/gdp)_{t-10} \\ & (-0.22) \quad (4.21) \quad (-1.49) \quad (-2.00) \quad (1.94) \\ & -0.0159\Delta(res/m)_{t-8} - 0.6905z_{t-1} \\ & (-3.52) \quad (-3.01) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.290 \quad F-stat = 7.21 \quad D.W. = 2.03$$

$$\begin{aligned} MAY \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -6.10E-05 + 0.9867\Delta exc_{t-1} - 0.2149\Delta fr_{t-4} - 0.0054\Delta i_t - 0.0001\Delta(ca/gdp)_{t-4} - 0.0138\Delta(res/m)_{t-8} \\ & (-0.33) \quad (4.73) \quad (-2.38) \quad (-2.41) \quad (-1.13) \quad (-3.27) \\ & + 0.0088\Delta(res/m)_{t-10} - 0.8174z_{t-1} \\ & (2.30) \quad (-3.67) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.347 \quad F-stat = 7.98 \quad D.W. = 2.02$$

$$\begin{aligned} JUN \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -8.59E-05 + 0.9364\Delta exc_{t-1} - 0.2153\Delta fr_{t-4} - 0.0055\Delta i_t - 0.0001\Delta(ca/gdp)_{t-4} + 0.0011\Delta(ca/gdp)_{t-10} \\ & (-0.45) \quad (4.43) \quad (-2.26) \quad (-2.52) \quad (-1.13) \quad (1.66) \\ & + 0.0128\Delta(res/m)_{t-7} - 0.7792z_{t-1} \\ & (3.00) \quad (-3.46) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.304 \quad F-stat = 6.81 \quad D.W. = 1.91$$

$$\begin{aligned} JUL \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -5.75E-05 + 1.0218\Delta exc_{t-1} - 0.0919\Delta fr_{t-12} - 0.0051\Delta i_t + 0.0014\Delta(ca/gdp)_{t-10} + 0.0101\Delta(res/m)_{t-7} \\ & (-0.30) \quad (4.86) \quad (-1.20) \quad (-2.32) \quad (2.00) \quad (2.44) \\ & - 0.8204z_{t-1} \\ & (-3.65) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.266 \quad F-stat = 6.66 \quad D.W. = 1.87$$

$$\begin{aligned} AUG \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & 1.37E-05 + 0.8254\Delta exc_{t-1} - 0.1742\Delta fr_{t-4} + 0.1740\Delta fr_{t-10} - 0.0061\Delta i_t - 0.0001\Delta(ca/gdp)_{t-4} \\ & (0.07) \quad (3.86) \quad (-1.92) \quad (2.27) \quad (-2.88) \quad (-1.35) \\ & - 0.0140\Delta(res/m)_{t-8} - 0.6500z_{t-1} \\ & (-3.31) \quad (-2.85) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.328 \quad F-stat = 7.62 \quad D.W. = 1.97$$

$$\begin{aligned} SEP \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -2.95E-05 + 0.8778\Delta exc_{t-1} + 0.1934\Delta fr_{t-10} + 0.1598\Delta cpi_{t-11} - 0.0011\Delta(ca/gdp)_{t-4} - 0.0010\Delta(ca/gdp)_{t-5} \\ & (-0.15) \quad (3.65) \quad (2.34) \quad (1.85) \quad (-1.43) \quad (-1.29) \\ & - 0.0061\Delta(res/m)_{t-1} + 0.0062\Delta(res/m)_{t-7} - 0.6924z_{t-1} \\ & (-1.40) \quad (1.40) \quad (-2.78) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.235 \quad F-stat = 4.69 \quad D.W. = 1.80$$

ตารางที่ 3 Error Correction Models (ECM) ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

$$OCT \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = 6.06E-05 + 0.9292\Delta exc_{t-1} + 0.1794\Delta \hat{r}_{t-10} - 0.0050\Delta i_t + 0.0014\Delta(ca/gdp)_{t-2} - 0.0098\Delta(res/m)_{t-8} - 0.7652z_{t-1}$$

(-0.33) (4.40) (2.34) (-2.45) (2.14) (-2.48) (-3.43)

$$\bar{R}^2 = 0.298 \quad F-stat = 7.86 \quad D.W. = 194$$

$$\Rightarrow NOV \Delta exc_{t+1} = -1.68E-05 + 0.8985\Delta exc_{t-1} + 0.1926\Delta \hat{r}_{t-10} + 0.1538\Delta cpi_{t-11} - 0.0012\Delta(ca/gdp)_{t-4} - 0.0011\Delta(ca/gdp)_{t-5} - 0.0062\Delta(res/m)_{t-1} + 0.0067\Delta(res/m)_{t-7} - 0.7148z_{t-1}$$

(-0.09) (3.81) (2.39) (1.83) (-1.60) (-1.41) (-1.46) (1.57) (-2.93)

$$\bar{R}^2 = 0.242 \quad F-stat = 4.91 \quad D.W. = 180$$

$$\Rightarrow DEC \Delta exc_{t+1} = -2.14E-05 + 0.8947\Delta exc_{t-1} + 0.1915\Delta \hat{r}_{t-10} + 0.1562\Delta cpi_{t-11} - 0.0012\Delta(ca/gdp)_{t-4} - 0.0011\Delta(ca/gdp)_{t-5} - 0.0061\Delta(res/m)_{t-1} + 0.0065\Delta(res/m)_{t-7} - 0.7100z_{t-1}$$

(-0.11) (3.82) (2.39) (1.88) (-1.60) (-1.44) (-1.44) (1.55) (-2.94)

$$\bar{R}^2 = 0.243 \quad F-stat = 4.97 \quad D.W. = 180$$

$$\Rightarrow 1995JAN \Delta exc_{t+1} = -1.66E-05 + 0.8959\Delta exc_{t-1} + 0.1927\Delta \hat{r}_{t-10} + 0.1526\Delta cpi_{t-11} - 0.0012\Delta(ca/gdp)_{t-4} - 0.0011\Delta(ca/gdp)_{t-5} - 0.0057\Delta(res/m)_{t-1} + 0.0065\Delta(res/m)_{t-7} - 0.7117z_{t-1}$$

(-0.01) (3.88) (2.41) (1.84) (-1.65) (-1.45) (-1.38) (1.56) (-2.99)

$$\bar{R}^2 = 0.247 \quad F-stat = 5.09 \quad D.W. = 180$$

$$FEB \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -5.98E-06 + 0.8142\Delta exc_{t-1} - 0.1916\Delta \hat{r}_{t-4} + 0.1878\Delta \hat{r}_{t-10} - 0.0045\Delta i_t - 0.0049\Delta(res/m)_{t-1} - 0.0105\Delta(res/m)_{t-8} - 0.6558z_{t-1}$$

(-0.03) (3.87) (-2.14) (2.45) (-2.34) (-1.22) (-2.73) (-2.97)

$$\bar{R}^2 = 0.296 \quad F-stat = 7.06 \quad D.W. = 194$$

$$MAR \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = 3.02E-05 + 0.9156\Delta exc_{t-1} + 0.1889\Delta \hat{r}_{t-10} - 0.0043\Delta i_t - 0.7636z_{t-1}$$

(0.16) (4.30) (2.43) (-2.10) (-3.40)

$$\bar{R}^2 = 0.231 \quad F-stat = 8.64 \quad D.W. = 196$$

ตารางที่ 3 Error Correction Models (ECM) ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

$$\begin{aligned} APR \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -5.67E-07 + 0.8781\Delta exc_{t-1} + 0.1821\Delta \hat{r}_{t-10} - 0.0048\Delta i_t - 0.0011\Delta(ca/gdp)_{t-4} \\ & (-0.003) \quad (3.88) \quad (2.31) \quad (-2.33) \quad (-1.50) \\ & + 0.0070\Delta(res/m)_{t-7} - 0.7101z_{t-1} \\ & (1.74) \quad (-2.98) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.240 \quad F-stat = 6.43 \quad D.W. = 191$$

$$\begin{aligned} MAY \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -5.84E-05 + 0.8639\Delta exc_{t-1} - 0.1942\Delta \hat{r}_{t-4} + 0.1766\Delta \hat{r}_{t-10} + 0.1377\Delta cpi_{t-11} - 0.0060\Delta i_t + 0.0050\Delta i_{t-10} \\ & (-0.31) \quad (3.81) \quad (-2.12) \quad (2.29) \quad (1.77) \quad (-2.99) \quad (2.34) \\ & - 0.6700z_{t-1} \\ & (-2.85) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.287 \quad F-stat = 6.97 \quad D.W. = 191$$

$$\begin{aligned} JUN \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -4.29E-05 + 0.8866\Delta exc_{t-1} - 0.1889\Delta \hat{r}_{t-4} + 0.1763\Delta \hat{r}_{t-10} + 0.1412\Delta cpi_{t-11} - 0.0061\Delta i_t + 0.0053\Delta i_{t-10} \\ & (-0.23) \quad (3.98) \quad (-2.07) \quad (2.29) \quad (1.82) \quad (-3.04) \quad (2.51) \\ & - 0.7026z_{t-1} \\ & (-3.09) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.291 \quad F-stat = 7.17 \quad D.W. = 192$$

$$\begin{aligned} JUL \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -3.69E-05 + 0.8127\Delta exc_{t-1} - 0.1940\Delta \hat{r}_{t-4} + 0.1688\Delta \hat{r}_{t-10} - 0.0058\Delta i_t + 0.0051\Delta i_{t-10} \\ & (-0.20) \quad (3.75) \quad (-2.10) \quad (2.18) \quad (-2.92) \quad (2.36) \\ & + 0.0044\Delta(res/m)_{t-7} - 0.6466z_{t-1} \\ & (1.15) \quad (-2.89) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.275 \quad F-stat = 6.75 \quad D.W. = 193$$

$$\begin{aligned} AUG \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & 6.12E-06 + 0.8530\Delta exc_{t-1} - 0.1510\Delta \hat{r}_{t-4} + 0.1823\Delta \hat{r}_{t-10} + 0.0001\Delta(ca/gdp)_{t-10} - 0.0060\Delta i_t \\ & (0.03) \quad (4.02) \quad (-1.62) \quad (2.38) \quad (1.50) \quad (-3.00) \\ & + 0.0056\Delta i_{t-10} - 0.6814\Delta z_{t-1} \\ & (2.72) \quad (-3.13) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.281 \quad F-stat = 6.98 \quad D.W. = 2.00$$

$$\begin{aligned} SEP \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = & -6.13E-05 + 0.8393\Delta exc_{t-1} - 0.2012\Delta \hat{r}_{t-4} + 0.1798\Delta \hat{r}_{t-10} + 0.1311\Delta(cpi)_{t-11} - 0.0062\Delta i_t + 0.0052\Delta i_{t-10} \\ & (-0.34) \quad (4.13) \quad (-2.26) \quad (2.37) \quad (1.74) \quad (-3.17) \quad (2.60) \\ & - 0.6609z_{t-1} \\ & (-3.17) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.304 \quad F-stat = 7.73 \quad D.W. = 193$$

ตารางที่ 3 Error Correction Models (ECM) ของเดือนมกราคม 2536 - มกราคม 2539 (ต่อ)

$$OCT \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -6.65E-05 + 0.8301\Delta exc_{t-1} - 0.2139\Delta fr_{t-4} + 0.1763\Delta fr_{t-10} + 0.1354\Delta(cpi)_{t-11} - 0.0059\Delta i_t + 0.0051\Delta i_{t-10} - 0.6393z_{t-1}$$

(-0.37) (4.29) (-2.42) (2.32) (1.79) (-3.07) (2.57) (-3.20)

$$\bar{R}^2 = 0.310 \quad F-stat = 8.00 \quad D.W. = 193$$

$$NOV \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -1.87E-05 + 0.8192\Delta exc_{t-1} - 0.1786\Delta fr_{t-4} + 0.1724\Delta fr_{t-10} + 0.0001\Delta(ca / gdp)_{t-10} - 0.0061\Delta i_t + 0.0057\Delta i_{t-10} - 0.6374z_{t-1}$$

(-0.11) (4.27) (-2.00) (2.27) (1.52) (-3.21) (2.78) (-3.20)

$$\bar{R}^2 = 0.304 \quad F-stat = 7.87 \quad D.W. = 2.00$$

$$DEC \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -2.11E-05 + 0.8129\Delta exc_{t-1} - 0.1795\Delta fr_{t-4} + 0.1726\Delta fr_{t-10} - 0.0061\Delta i_t + 0.0057\Delta i_{t-10} + 0.0001\Delta(ca / gdp)_{t-10} - 0.6314z_{t-1}$$

(-0.12) (4.29) (-2.02) (2.29) (-3.27) (2.79) (1.52) (-3.21)

$$\bar{R}^2 = 0.306 \quad F-stat = 7.98 \quad D.W. = 2.00$$

$$1996JAN \Rightarrow \Delta exc_{t+1} = -6.43E-06 + 0.9048\Delta exc_{t-1} - 0.0062\Delta i_t + 0.0054\Delta i_{t-10} + 0.0013\Delta(ca / gdp)_{t-10} - 0.6902z_{t-1}$$

(-0.04) (4.72) (-3.23) (2.61) (1.92) (-3.43)

$$\bar{R}^2 = 0.250 \quad F-stat = 8.46 \quad D.W. = 2.01$$

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 4 Actual Rates และ Expected Exchange Rates (B/\$) ช่วงเดือนมกราคม 2536
ถึงเดือนมกราคม 2539

เดือน-ปี	Actual rate	Expected rate	เดือน-ปี	actual rate	Expected rate	เดือน-ปี	actual rate	expected rate
Jan-93	25.5000	25.4451	Jan-94	25.5035	25.3881	Jan-95	25.0488	25.1770
Feb-93	25.4665	25.4684	Feb-94	25.3524	25.4524	Feb-95	24.9966	24.9850
Mar-93	25.3927	25.4109	Mar-94	25.2693	25.2728	Mar-95	24.7333	24.9713
Apr-93	25.2033	25.2834	Apr-94	25.2221	25.2113	Apr-95	24.5300	24.6770
May-93	25.1924	25.0818	May-94	25.1797	25.1688	May-95	24.6360	24.5713
Jun-93	25.1836	25.2022	Jun-94	25.1136	25.1686	Jun-95	24.6477	24.7459
Jul-93	25.2869	25.2042	Jul-94	24.9492	25.1172	Jul-95	24.7150	24.6422
Aug-93	25.1585	25.2742	Aug-94	24.9982	24.9238	Aug-95	24.9241	24.8476
Sep-93	25.1636	25.1222	Sep-94	24.9509	25.0110	Sep-95	25.0979	24.9880
Oct-93	25.2305	25.2052	Oct-94	24.9310	24.9620	Oct-95	25.0826	25.0989
Nov-93	25.3377	25.3732	Nov-94	24.9545	24.9905	Nov-95	25.1336	25.1255
Dec-93	25.4205	25.4332	Dec-94	25.0735	24.9956	Dec-95	25.1350	25.1414
						Jan-96	25.2683	25.1523

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบ Rational Expectation Hypothesis : $S_{t+1} = \alpha + \beta(ES)_{t+1} + u_t$; $H_0 : \alpha = 0$ and $\beta = 1$ ในช่วงเดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนธันวาคม 2538

Unconstrained Least Squares Estimates

Ordinary Least Squares Estimates

Dependent Variable.....	S	Log-Likelihood.....	39.076
Number of Observations.....	37.	Restricted (Slopes=0) Log-L.	.50030
R - Squared.....	.87585	Chi-Squared (1).....	77.151
Adjusted R - Squared.....	.87231	Significance Level.....	.32173E-13
F-Statistic (1, 35).....	246.92587	Durbin - Watson Statistic.....	2.2158
Significance of F-Test.....	.00000	Estimated Autocorrelation (Rho).....	-.10788

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
ONE	.189253	1.586	.119 (.90569)	1.0000	.00000
ES	.992135	.6314E-01	15.714 (.00000)	25.116	.22825
Sigma	.864655E-01	.1005E-01	8.602 (.00000)		

Constrained Estimates

F-Statistic = .178 with 2, 35 Degrees of Freedom

Significance Level of Test Statistic = .8380781

Ordinary Least Squares Estimates

Dependent Variable.....	S	Log-Likelihood.....	38.917
Number of Observations.....	37.	Restricted (Slopes=0) Log-L.	.50030
R - Squared.....	.87459	Chi-Squared (1).....	76.833
Adjusted R - Squared.....	.87796	Significance Level.....	.32173E-13
F-Statistic (1, 37).....	258.04270	Durbin - Watson Statistic.....	2.2141
Significance of F-Test.....	.00000	Estimated Autocorrelation (Rho).....	-.10707

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
ONE	.278610E-12	.1437E-05	.000 (1.00000)	1.0000	.00000
ES	1.00000	.7440E-07	***** (.00000)	25.116	.22825
Sigma	.845217E-01	.9825E-02	8.602 (.00000)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 6 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร ip กับตัวแปร i^* ในช่วงเดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนธันวาคม 2538

Ordinary Least Squares Estimates

Ordinary Least Squares Estimates

Dependent Variable.....	ip	Log-Likelihood.....	188.30
Number of Observations.....	36	Restricted (Slopes=0) Log-L.	187.99
R - Squared.....	.01792	Chi-Squared (1).....	.60752
Adjusted R - Squared.....	-.01096	Significance Level.....	.43572
F-Statistic (1, 34).....	.62049	Durbin - Watson Statistic.....	2.5826
Significance of F-Test.....	.43632	Estimated Autocorrelation (Rho)...	-.29131

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
ONE	.160666E-02	.4169E-03	3.854 (.00049)	1.0000	.00000
i^*	-.853498E-04	.1084E-03	-.788 (.43632)	3.2579	2.0768
Sigma	.133124E-02	.1569E-03	8.485 (.00000)		

AR(1) Disturbance

Initial Value of Rho = -.29131	Final Value of Rho = -.29548
Maximum Iterations = 20	Durbin-Watson for Transformed Residuals = 2.01375
Method = Prais - Winsten	Autocorrelation of Transformed Residuals = -.0069

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
One	.153358E-02	.3256E-03	4.710 (.00000)	1.0000	.00000
i^*	-.660991E-04	.8682E-04	-.761 (.44645)	3.2579	2.0768
Rho	-.295513	.1615	-1.830 (.06725)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 7 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร ip กับตัวแปร $\frac{2}{m,t+1}$, $\frac{2}{n,t+1}$ ในช่วงเดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนธันวาคม 2538

Ordinary Least Squares Estimates

Dependent Variable.....	ip	Log-Likelihood.....	189.19
Number of Observations.....	36.	Restricted (Slopes=0) Log-L.	187.99
R - Squared.....	.06719	Chi-Squared (2).....	2.3855
Adjusted R - Squared.....	.01065	Significance Level.....	.30338
F-Statistic (2, 33).....	1.18841	Durbin - Watson Statistic.....	2.7309
Significance of F-Test.....	.31741	Estimated Autocorrelation (Rho)...	-.36547

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
ONE	-.278762	.1885	-1.479 (.14870)	1.0000	.00000
$\frac{2}{m,t+1}$	.427804E-01	.3246E-01	1.318 (.19655)	-.64538	.10166E-01
$\frac{2}{n,t+1}$	-.210635	.1393	-1.512 (.13995)	-1.4608	.23692E-02
Sigma	.131693E-02	.1552E-03	8.485 (.00000)		

AR(1) Disturbance

Initial Value of Rho =	-.36547	Final Value of Rho =	-.36547
Maximum Iterations =	20	Durbin-Watson for Transformed Residuals =	2.03403
Method = Prais - Winsten		Autocorrelation of Transformed Residuals =	-.0170

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
ONE	-.260941	.1354	-1.927 (.05399)	1.0000	.00000
$\frac{2}{m,t+1}$	.395322E-01	.2298E-01	1.721 (.08533)	-.64538	.10166E-01
$\frac{2}{n,t+1}$	-.196998	.1000	-1.969 (.04893)	-1.4608	.23692E-02
Sigma	-.366243	.1573	-2.329 (.01988)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 8 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร fp กับตัวแปรต่างๆ ทางเศรษฐกิจ ในช่วงเดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนธันวาคม 2538

Ordinary Least Squares Estimates

Dependent Variable.....	fp	Log-Likelihood.....	68.625
Number of Observations.....	36	Restricted (Slopes=0) Log-L.	28.660
R - Squared.....	.89762	Chi-Squared (10).....	79.932
Adjusted R - Squared.....	.85666	Significance Level.....	.32173E-13
F-Statistic (10, 25).....	21.91765	Durbin - Watson Statistic.....	1.7272
Significance of F-Test.....	.00000	Estimated Autocorrelation (Rho)..	.13638

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
One	9.48554	8.144	1.165 (.25510)	1.0000	.00000
fp_{-1}	.906987	.112	8.081 (.0000)	.93049	.11004
exc_{-1}	5.33354	4.283	1.245 (.22457)	1.3999	.43430E-02
cpi	-2.21790	2.391	-0.928 (.36249)	.21440E-01	.10969E-01
(cpi)*	-3.28239	2.286	-1.436 (.16351)	.23370E-02	.40924E-02
(ca/gdp)	-0.981868E-01	.4431E-01	-2.216 (.03601)	-0.56396	.23499
(res/m)	.413960	.3135	1.320 (.19868)	.78350	.35406E-01
i	.366141	.8267E-01	4.429 (.00016)	.22099	.13777
ms	.558438E-01	.5424	.103 (.91881)	-0.57531	.51390E-01
$\sigma^2_{m,t+1}$	3.89143	2.193	1.775 (.08813)	-0.64538	.10166E-01
$\sigma^2_{n,t+1}$	10.0793	6.176	1.632 (.11521)	-1.4608	.23692E-02
Sigma	.419019E-01	.4938E-02	8.485 (.00000)		

ตารางที่ 8 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร fp กับตัวแปรต่างๆ ทางเศรษฐกิจ ในช่วงเดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนธันวาคม 2538 (ต่อ)

AR(1) Disturbance

Initial Value of Rho = .13638

Final Value of Rho = .22512

Maximum Iterations = 20

Durbin-Watson for Transformed Residuals = 1.96685

Method = Prais - Winsten

Autocorrelation of Transformed Residuals = .0166

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev. of X
ONE	7.61997	8.994	.847 (.39686)	1.0000	.00000
fp_{-1}	.863198	.1225	7.047 (.00000)	.93049	.11004
exc_{-1}	5.83030	4.618	1.263 (.20676)	1.3999	.43430E-02
cpi	-2.75449	2.572	-1.071 (.28417)	.21440E-01	.10969E-01
(cpi)*	-2.56599	2.244	-1.143 (.25283)	.23370E-02	.40924E-02
(ca/gdp)	-0.923189E-01	.4502E-01	-2.051 (.04029)	-0.56396	.23499
(res/m)	.317149	.2739	1.158 (.24689)	.78350	.35406E-01
i	.340155	.8278E-01	4.109 (.00004)	.22099	.13777
ms	.220791	.5628	.392 (.69484)	-0.57531	.51390E-01
m_{t+1}	3.82439	2.385	1.603 (.10883)	-0.64538	.10166E-01
n_{t+1}	9.15016	6.881	1.330 (.18359)	-1.4608	.23692E-02
Sigma	.215092	.1645	1.307 (.19108)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ผู้เขียนในฉบับ

คณิต เศรษฐเสถียร

วุฒิ : ศศ.บ. (เศรษฐศาสตร์ เกียรตินิยม)
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
M.A. (Econ) Atlanta University, USA.
M.S. (Econ) Florida State University, USA.
Ph.D. (Econ) Florida State University, USA.
ปัจจุบัน : ดำรงตำแหน่งรองศาสตราจารย์ ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

วราภรณ์ ปัญญาดี

วุฒิ : วท.บ. (เศรษฐศาสตร์เกษตร)
มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
M.A. (Resource Development)
Michigan State University
Ph.D. (Agriculture and Resource Economics)
University of Manitoba, Canada
ผลงานวิชาการ : บทความเรื่อง "Testing for Asymmetric Pricing
in the Alberta Pork Market"
ใน Canadian Journal of Agricultural
Economics (November, 1991)
บทความเรื่อง "การนำของเสียกลับมาใช้ใหม่ :
มุมมองทางด้านเศรษฐศาสตร์"
ในวารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
(กันยายน 2539)
ปัจจุบัน : ดำรงตำแหน่งผู้ช่วยศาสตราจารย์ ประจำภาควิชา
เศรษฐศาสตร์และสหกรณ์การเกษตร
คณะธุรกิจการเกษตร มหาวิทยาลัยแม่โจ้

บุญกิจ ว่องไวกิจไพศาล

วุฒิ : ศบ. (เกียรตินิยม)
มหาวิทยาลัยรามคำแหง
M.S. (Economics)
Western Kentucky University
ปัจจุบัน : ดำรงตำแหน่งรองศาสตราจารย์ ประจำคณะเศรษฐศาสตร์
มหาวิทยาลัยรามคำแหง
ยืมตัวมาปฏิบัติราชการ ณ คณะเศรษฐศาสตร์
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

จกกลณี เกิดพิบูลย์

วุฒิ : B. Econ, Dip. Ag. Econ และ M.Econ.,
University of New England, Australia
ปัจจุบัน : ดำรงตำแหน่งอาจารย์ประจำภาควิชาเศรษฐศาสตร์และสหกรณ์การเกษตร
คณะธุรกิจการเกษตร มหาวิทยาลัยแม่โจ้

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์

วุฒิ : ศ.บ. (เกียรตินิยม), ธรรมศาสตร์
ศ.ม. (โครงการภาษาอังกฤษ), ธรรมศาสตร์
Ph.D. (Agriculture Economics)
University of Illinois, USA.
ปัจจุบัน : ดำรงตำแหน่งอาจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

อารี วิบูลย์พงศ์

วุฒิ : Ph.D. (Agriculture Economics)
University of Illinois, Urbana
Campaign, USA.
ปัจจุบัน : ดำรงตำแหน่งรองศาสตราจารย์
ประจำภาควิชาเศรษฐศาสตร์การเกษตร
คณะเกษตรศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

พิเชษฐ์ พรหมผุย

วุฒิ : ศ.บ., มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
ศ.ม. (วิทยานิพนธ์ดีเด่น)
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

ปัจจุบัน : ดำรงตำแหน่งอาจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์
มหาวิทยาลัยวงษ์ชวลิตกุล

ใบบอกรับเป็นสมาชิก

ข้าพเจ้า..... อยู่บ้านเลขที่.....
ถนน..... ตำบล..... อำเภอ/เขต.....
จังหวัด..... โทร.....

มีความประสงค์จะบอกรับเป็น “สมาชิการสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่”
มีกำหนด.....ปี ในอัตรา 250 บาท ต่อปี

ทั้งนี้ ตั้งแต่บัดนี้..... ปีที่..... เป็นต้นไป

ลงชื่อ.....

(ผู้บอกรับเป็นสมาชิก)

(กรุณาส่งเช็คหรือธนาคัติ ส่งจ่ายในนามของ นางสาวสินีนภา ศิริตะ)