บทที่ 2

ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีและกรอบการศึกษา

ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องในการศึกษาครั้งนี้ ได้แก่ กฎแห่งราคาเดียว ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอัตราดอกเบี้ย แนวคิดทางด้านการเงินในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน และทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.1.1 กฎแห่งราคาเดียว (The Law of One Price)

กฎแห่งราคาเดียวนั้น เป็นแนวคิดพื้นฐานของทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ (purchasing power parity theory) ที่กล่าวว่า ในตลาดแข่งขันที่ปราศจากต้นทุนค่าขนส่งหรือต้นทุนในการทำธุรกรรมต่างๆระหว่างประเทศและการกีดกันทางการค้า สินค้าชนิดเดียวกันที่ขายในแต่ละประเทศจะต้องมีราคาเท่ากันเมื่ออยู่ในรูปเงินตราสกุลเดียวกัน (Krugman and Obstfeld, 1997: 400) แต่ถ้ามีความแตกต่างของราคาสินค้าชนิดเดียวกันในแต่ละประเทศจะทำให้เกิดการค้าเพื่อเก็งกำไรขึ้นและจะผลักดันให้เกิดการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้านั้นในสองประเทศจนกระทั่งราคาสินค้าดังกล่าวในแต่ละประเทศเท่ากันในที่สุด เช่น ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสหรัฐอเมริกาและ สหราชอาณาจักรเป็น $1.45/£1 และราคาสินค้า A ในสหราชอาณาจักรเท่ากับ £30 ดังนั้น ถ้าต้องการซื้อสินค้า A ในสหราชอาณาจักรต้องแลกเงินในตลาดเงินตราต่างประเทศจำนวน $43.50 เพื่อให้ได้เงินปอนด์เท่ากับ £30 แต่ถ้าราคาสินค้า A ในสหรัฐอเมริกาเท่ากับ $45 ผู้นำเข้าชาวสหรัฐอเมริกาและผู้ส่งออกชาวสหราชอาณาจักรก็จะเกิดแรงจูงใจที่จะซื้อสินค้า A ในตลาดสหราชอาณาจักรและนำมาขายที่ตลาดสหรัฐอเมริกา จะทำให้ราคาสินค้า A ในสหราชอาณาจักรเพิ่มขึ้นและราคาสินค้า A ในสหรัฐอเมริกาลดลงจนกระทั่งเท่ากันในที่สุด จะเห็นว่า ภายใต้เงื่อนไขการค้าเสรีและไม่มีต้นทุนค่าขนส่ง กฎแห่งราคาเดียว (the law of one price) จะเป็นไปได้และจะไม่มีการค้าเพื่อการเก็งกำไรเกิดขึ้น เนื่องจากราคาสินค้าชนิดเดียวกันจะเท่ากันในทุกตลาดไม่ว่าจะคิดเป็นเงินตราสกุลใดก็ตาม ดังนั้น สามารถเขียนความสัมพันธ์ระหว่างราคาสินค้าใดๆ กับอัตราแลกเปลี่ยนตามกฎแห่งราคาเดียวได้ ดังนี้

$$P_i = S_t \times P_i^* \qquad (1)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ P_i = ราคาสินค้า i ในประเทศ (ในรูปสกุลเงินตราของประเทศ)

P_i^* = ราคาสินค้า i ในต่างประเทศ (ในรูปสกุลเงินตราต่างประเทศ)

S_t = อัตราแลกเปลี่ยนในรูปเงินตราของประเทศต่อเงินตราต่างประเทศ 1 หน่วย ณ เวลา t

ในทำนองเดียวกัน สามารถเขียนอัตราแลกเปลี่ยนให้อยู่ในรูปอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าชนิดเดียวกันในทั้งสองประเทศได้ โดยการจัดรูปสมการ (1) ใหม่ ดังนี้

$$S_t = \frac{P_i}{P_i^*}$$

จะเห็นว่า ตามกฎแห่งราคาเดียว ราคาของสินค้าในประเทศจะต้องเท่ากับราคาสินค้าในต่างประเทศเมื่อแปลงเป็นเงินตราสกุลเดียวกัน สำหรับสินค้าชนิดเดียวกัน แนวคิดนี้จะเป็นพื้นฐานสำคัญของทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ (purchasing power parity theory)

2.1.2 ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ (Purchasing Power Parity Theory)

ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อมีแนวคิดมาจากมูลค่าของเงินตราซึ่งมาจากความต้องการเงินตราในการซื้อสินค้าและบริการต่างๆ นั่นคือ มูลค่าของเงินตราถูกกำหนดจากอำนาจซื้อภายในประเทศ (domestic purchasing power) ที่สะท้อนออกมาในรูปของระดับราคาภายในประเทศ ตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อนี้ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินจะถูกกำหนดโดยระดับราคาโดยเปรียบเทียบของทั้งสองประเทศซึ่งอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตราสองสกุลจะอยู่ในระดับดุลยภาพก็ต่อเมื่ออำนาจซื้อภายในประเทศของแต่ละประเทศเท่ากัน

พื้นฐานที่สำคัญของทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้ออยู่บนหลักการของกฎแห่งราคาเดียวที่พิจารณาว่า ถ้าปราศจากต้นทุนค่าขนส่งหรือต้นทุนในการทำธุรกรรมต่างๆ และปราศจากการกีดกันทางการค้าในรูปแบบต่างๆ แล้ว ตลาดที่มีการแข่งขันจะทำให้ราคาสินค้าในทั้งสองประเทศเท่ากันเมื่อเปลี่ยนให้อยู่ในรูปเงินตราสกุลเดียวกัน ดังนั้น ตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ การลดลงของอำนาจซื้อของเงินตราของประเทศในรูปของการเพิ่มขึ้นของระดับราคาภายในประเทศจะเป็นสัดส่วนกับการลดค่าของเงินตราของประเทศนั้นในตลาดเงินตราต่างประเทศ กล่าวคือ หากอัตราแลกเปลี่ยนมีพฤติกรรมการเคลื่อนไหวตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อแล้ว แสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (real exchange rate) จะมีค่าคงที่และเป็นอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพ โดยที่อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (nominal exchange rate) จะมีการปรับตัวเพื่อตอบ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สนองต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาเพื่อทำให้อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคงเดิมหรือเพื่อให้อัตราแลกเปลี่ยนเข้าสู่ดุลยภาพอีกครั้ง เช่น ถ้าระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปภายในประเทศสูงกว่าต่างประเทศโดยเปรียบเทียบแล้วจะทำให้เงินตราของประเทศอ่อนค่าลง (depreciation) นั่นคือ ระดับราคาที่สูงขึ้นจะถูกชดเชยด้วยค่าเงินที่อ่อนลง เมื่อค่าเงินอ่อนตัวจะทำให้การส่งออกของประเทศเพิ่มขึ้น การนำเข้าลดลง ดังนั้น ความต้องการเงินตราของประเทศในตลาดเงินตราต่างประเทศจะเพิ่มขึ้น ค่าของเงินจะค่อยๆ แข็งขึ้นจนเข้าสู่ดุลยภาพตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้ออีกครั้ง ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ ประกอบด้วย 2 รูปแบบ ได้แก่

2.1.2.1 ทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาคโดยสมบูรณ์ (Absolute Purchasing Power Parity Theory) กล่าวว่า อัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพจะมีค่าเท่ากับอัตราส่วนระหว่างระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปภายในประเทศและต่างประเทศในเวลาใดเวลาหนึ่ง โดยเป็นระดับราคาที่คิดจากกลุ่มของสินค้า (basket of goods) ที่เหมาะสม (Carbaugh, 2002: 405)

$$S_t = \frac{P}{P*} \qquad (2)$$

โดยที่ S_t = อัตราแลกเปลี่ยนที่อยู่ในรูปเงินตราของประเทศต่อเงินตราต่างประเทศ 1 หน่วย ณ เวลา t

P = ระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปภายในประเทศ

$P*$ = ระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปของต่างประเทศ

จากสมการ (2) สามารถเขียนได้เป็น

$$P = S_t \times P*$$

ด้านซ้ายมือของสมการแสดงถึงระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปของสินค้าในตะกร้าอ้างอิง (reference commodity basket) ที่นำมาคำนวณระดับราคา ด้านขวามือของสมการเป็นระดับราคาโดยทั่วไปของสินค้าในตะกร้าอ้างอิงเดียวกันของต่างประเทศ ถ้าเป็นไปตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อแล้ว ระดับราคาทั้งสองจะเท่ากัน นั่นคือ ระดับราคาโดยทั่วไปของทุกประเทศจะเท่ากันเมื่อวัดให้อยู่ในรูปของเงินตราสกุลเดียวกัน จะเห็นว่า ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อนั้นเป็นการประยุกต์แนวคิดของกฎแห่งราคาเดียวเข้ากับสินค้าที่มากกว่า 1 ชนิด

2.1.2.1 ทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาคโดยเปรียบเทียบ (Relative Purchasing Power Parity Theory) กำหนดให้การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาใดๆ เท่ากับผลต่างระหว่าง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

อัตราการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาของทั้งสองประเทศ หรือกล่าวได้อีกนัยหนึ่งว่า อัตราแลกเปลี่ยนเคลื่อนไหวขึ้นลงเพื่อตอบสนองต่อความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อของทั้งสองประเทศ นั่นคือ ราคาและอัตราแลกเปลี่ยนมีการเปลี่ยนแปลงไปเพื่อที่จะทำให้อัตราส่วนระหว่างอำนาจซื้อภายในประเทศกับอำนาจซื้อในต่างประเทศคงเดิม

ตามทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาคโดยเปรียบเทียบ การเปลี่ยนแปลงของระดับราคาโดยทั่วไปของประเทศจะกำหนดการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาว ทฤษฎีนี้ได้พยากรณ์ว่าค่าของเงินตราต่างประเทศจะเพิ่มค่า (appreciate) หรืออ่อนค่า (depreciation) ในอัตราที่เท่ากับผลต่างระหว่างอัตราเงินเฟ้อภายในประเทศและต่างประเทศ (Carbaugh, 2002: 404) ซึ่งจะทำให้อำนาจซื้อโดยเปรียบเทียบระหว่างเงินตราสองสกุลไม่เปลี่ยนแปลง เช่น ถ้าอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยมากกว่าอัตราเงินเฟ้อของสหรัฐอเมริกาเท่ากับ 4% ต่อปี อำนาจซื้อของเงินบาทก็จะลดลง 4 หน่วยเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ดังนั้นค่าเงินบาทก็จะอ่อนค่าลง 4% ต่อปี ในทางตรงข้ามค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ก็จะแข็งค่าขึ้น 4% ต่อปี เช่นกัน แสดงความสัมพันธ์ตามทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาคโดยเปรียบเทียบได้ ดังนี้

$$(S_t - S_{t-1})/S_{t-1} = \pi_t - \pi^*_t \qquad (3)$$

โดยที่

S_t = อัตราแลกเปลี่ยนที่อยู่ในรูปเงินตราของประเทศต่อเงินตราต่างประเทศ 1 หน่วย ณ เวลา t

S_{t-1} = อัตราแลกเปลี่ยนที่อยู่ในรูปเงินตราของประเทศต่อเงินตราต่างประเทศ 1 หน่วย ณ เวลา t -1

π_t = อัตราเงินเฟ้อภายในประเทศซึ่งวัดจากเปอร์เซ็นต์ของระดับราคาภายในประเทศ ณ เวลา t และ t-1

π^*_t = อัตราเงินเฟ้อในต่างประเทศซึ่งวัดจากเปอร์เซ็นต์ของระดับราคาในต่างประเทศ ณ เวลา t และ t-1

ทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาคถือได้ว่าเป็นทฤษฎีที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพโดยเปรียบเทียบอำนาจซื้อของเงินตราสองสกุล แต่ทฤษฎีนี้มีข้อจำกัดในการนำไปใช้ คือ

1) สมมติฐานหลักของทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาคค่อนข้างที่จะจำกัด ในความเป็นจริงแล้วการซื้อขายสินค้าระหว่างประเทศย่อมมีต้นทุนเกิดขึ้น เช่น ค่าขนส่ง ต้นทุนด้านข้อมูลข่าวสาร เป็นต้น อีกทั้งยังมีมาตรการกีดกันทางการค้าหลายประเภท ไม่ว่าจะเป็นการเก็บภาษีศุลกากร

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

การกำหนดโควตา ฯลฯ สิ่งเหล่านี้เป็นสาเหตุสำคัญที่ทำให้เกิดความแตกต่างระหว่างราคาสินค้าในแต่ละประเทศ

2) ดัชนีราคา (price index) ของประเทศต่างๆ มักมีชนิดของสินค้าที่นำมาคำนวณที่เรียกว่า basket of commodity ที่ไม่เป็นมาตรฐานเดียวกัน ดังนั้น จึงเป็นการยากที่จะระบุว่าดัชนีราคาใดที่เหมาะสมจะนำมาใช้ในการคำนวณอัตราแลกเปลี่ยน

3) ปีฐานที่จะนำมาใช้ในการคำนวณดัชนีราคาของแต่ละประเทศจะแตกต่างกัน ดังนั้น จึงเป็นการยากที่จะกำหนดได้ว่าปีใดควรจะเป็นปีฐานซึ่งถือว่าอัตราแลกเปลี่ยนอยู่ในดุลยภาพ

4) ดัชนีราคาที่จะนำมาคำนวณอัตราแลกเปลี่ยนตามทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาคโดยเปรียบเทียบนั้นโดยทั่วไป คือ อัตราเงินเฟ้อที่คำนวณมาจากการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภค ซึ่งมีข้อจำกัดในแง่ที่ว่า ดัชนีดังกล่าวคำนวณมาจากกลุ่มสินค้าที่แตกต่างกันไปในแต่ละประเทศ นอกจากนี้ การที่สินค้าบางประเภทมีในประเทศหนึ่งแต่ไม่มีในอีกประเทศหนึ่งทำให้บางครั้งมีการเลือกใช้อัตราเงินเฟ้อของสินค้าที่มีการซื้อขายระหว่างประเทศ (internationally traded goods) เท่านั้น แต่ดัชนีราคาที่เหมาะสมควรจะรวม non-traded goods เช่น การบริการไว้ด้วย ดังนั้น จึงเกิดปัญหาในการคำนวณเมื่อประเทศมีผลิตภาพการผลิตที่ต่างกัน

2.1.3 ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอัตราดอกเบี้ย (Interest Rate Parity Theory)

การดำเนินนโยบายการเงินของแต่ละประเทศจะส่งผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนทั้งอัตราทันที (spot exchange rate) และอัตราล่วงหน้า (forward exchange rate) การเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศจะก่อให้เกิดความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศซึ่งจะมีผลต่อผู้ที่แสวงหากำไรจากการเคลื่อนไหวของเงินทุนระยะสั้นในตลาดเงินแต่ละประเทศ ทฤษฎีค่าเสมอภาคของอัตราดอกเบี้ยนับว่ามีบทบาทอย่างมากต่อตลาดเงินตราต่างประเทศ เนื่องจาก ทฤษฎีนี้จะช่วยเชื่อมโยงตลาดเงินในประเทศกับตลาดเงินตราต่างประเทศเข้าด้วยกัน ประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยสูงกว่าอีกประเทศหนึ่งโดยเปรียบเทียบ เงินตราของประเทศนั้นในตลาดล่วงหน้า (forward market) จะมีค่าเป็น forward discount เมื่อเทียบกับเงินตราสกุลของประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยต่ำกว่า สำหรับเงินตราของประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยต่ำกว่านั้นก็จะถูกขายในราคา forward premium ของเงินตราของประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยสูงกว่า เงื่อนไขดังกล่าวเป็นไปตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอัตราดอกเบี้ย ทฤษฎีนี้กล่าวว่า ความเสมอภาคของอัตราดอกเบี้ยจะเกิดขึ้นเมื่อผลต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยของทั้งสองประเทศมีค่าเท่ากับ forward discount หรือ forward premium ของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตราสองสกุลนั้น (Rose, 2003:715) ดังนั้น เมื่อเกิดความเสมอภาคของอัตราดอกเบี้ย ตลาดเงินตราต่างประเทศจะอยู่ในดุลยภาพและจะไม่เกิดการไหลเข้าออกของเงินทุนระหว่างประเทศ เนื่องจากผลตอบแทนของตลาดเงินทั้งสองแห่งเท่ากัน หมายความว่า ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยในตลาดทั้งสองจะถูกชดเชยโดยความแตกต่างระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนทันทีกับอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า ทั้งนี้ต้องไม่คำนึงถึงต้นทุนของการทำธุรกรรม (transaction cost)

จากที่กล่าวมาแล้วว่า การเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศจะทำให้เกิดความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ ซึ่งจะมีผลต่อการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศ โดยเงินทุนจะเคลื่อนย้ายไปยังประเทศที่ให้ผลตอบแทนหรืออัตราดอกเบี้ยสูงกว่า เช่น ถ้าอัตราดอกเบี้ยในประเทศไทยสูงกว่าสหรัฐอเมริกา นักลงทุนชาวสหรัฐอเมริกาก็จะซื้อเงินบาทในอัตราทันที (spot rate) เพื่อนำเงินบาทนั้นไปลงทุนในไทย แต่การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศอาจก่อให้เกิดความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยน ดังนั้น นักลงทุนชาวสหรัฐอเมริกาที่ไม่ชอบความเสี่ยงก็จะทำการประกันความเสี่ยงโดยทำสัญญาขายผลตอบแทนที่ได้รับในรูปเงินบาทในอัตราล่วงหน้า (forward rate) ในขณะนั้น เรียกการกระทำในลักษณะนี้ว่า “covered interest arbitrage” วิธีการนี้จะทำให้นักลงทุนชาวสหรัฐอเมริกาทราบผลตอบแทนที่แน่นอนที่จะได้รับในรูปเงินดอลลาร์สหรัฐฯ แต่ถ้านักลงทุนชาวสหรัฐอเมริกาไม่ต้องการทำประกันความเสี่ยง เขาก็จะทำการขายผลตอบแทนในรูปเงินบาทที่ได้รับในอัตราแลกเปลี่ยนทันทีเมื่อครบกำหนดการลงทุน (future spot rate) ซึ่งอัตราทันทีเมื่อวันครบกำหนดอาจจะแข็งค่าขึ้นหรืออ่อนค่าลง ถ้าเงินบาทอ่อนค่าลงเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ก็จะเป็นผลให้กำไรที่ได้มาอาจไม่คุ้มค่ากับการลงทุนในประเทศไทย ทั้งนี้การตัดสินใจลงทุนของนักลงทุนที่ไม่ทำประกันความเสี่ยงนั้นขึ้นอยู่กับการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคต เรียกการกระทำในลักษณะดังกล่าวว่า “uncovered interest arbitrage” ในที่นี้จะกล่าวถึงเฉพาะ uncovered interest arbitrage ซึ่งเป็นแนวคิดพื้นฐานที่สำคัญของแบบจำลองทางการเงิน

ผลตอบแทนจาก uncovered interest arbitrage ที่จะได้รับนั้นขึ้นอยู่กับการคาดคะเนเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคต พิจารณาดังนี้

สมมติให้

1) มี 2 ประเทศ คือ ประเทศสหรัฐอเมริกา (ใช้เงินดอลลาร์สหรัฐฯ) และประเทศไทย (ใช้เงินบาท)
2) ประเทศทั้งสองมีอัตราดอกเบี้ยไม่เท่ากัน กำหนดให้ประเทศสหรัฐอเมริกามีอัตราดอกเบี้ยเท่ากับ i_a และประเทศไทยมีอัตราดอกเบี้ยเท่ากับ i_b

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้าสมมติต่อไปอีกว่า อัตราดอกเบี้ยในประเทศสหรัฐอเมริกาต่ำกว่าในประเทศไทย คือ $i_a < i_b$ นักลงทุนในประเทศสหรัฐอเมริกาจะนำเงินมาลงทุนในประเทศไทย อย่างไรก็ตาม การเคลื่อนย้ายเงินทุนเพื่อให้ได้ผลตอบแทนสูงสุดนั้น นอกจากจะต้องคำนึงถึงอัตราดอกเบี้ยแล้ว ต้องคำนึงถึงอัตราแลกเปลี่ยน 2 สกุลนี้ด้วย

1) กรณีไม่มีความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยน (no exchange risk) นักลงทุนจะเคลื่อนย้ายเงินมาลงทุนในประเทศไทย

2) กรณีที่มีการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (exchange risk) นอกจากนักลงทุนจะต้องคำนึงถึงความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยของทั้งสองประเทศแล้ว ยังต้องคำนึงถึงอัตราแลกเปลี่ยนด้วย หากในอนาคตข้างหน้าค่าเงินบาทอ่อนลงเมื่อเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ แล้ว นักลงทุนจะขาดทุนจากการเคลื่อนย้ายเงินทุนจากประเทศสหรัฐอเมริกามายังประเทศไทย ในทางตรงข้าม ถ้าค่าเงินบาทแข็งขึ้นเมื่อเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ นักลงทุนจะได้กำไรจากความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยและกำไรจากอัตราแลกเปลี่ยน

สำหรับ uncovered interest arbitrage นักลงทุนจะทำการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคต โดยพิจารณา 3 ประเด็น คือ

1) ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตที่คาดคะเนไว้เท่ากับอัตราแลกเปลี่ยนทันที นักลงทุนจะเคลื่อนย้ายเงินทุนมาลงทุนในประเทศไทย และขายผลตอบแทนที่อยู่ในรูปสกุลเงินบาทในอัตราทันทีในตลาดอนาคต

2) ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตที่คาดคะเนไว้น้อยกว่าอัตราแลกเปลี่ยนทันที นักลงทุนจะเคลื่อนย้ายเงินทุนมาลงทุนในประเทศไทย กรณีนี้ค่าเงินบาทแข็งขึ้นเมื่อเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ และขายผลตอบแทนที่อยู่ในรูปเงินบาทในอัตราทันทีในตลาดอนาคต

3) ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตที่คาดคะเนไว้มากกว่าอัตราแลกเปลี่ยนทันที นักลงทุนจะเปรียบเทียบความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยกับการขาดทุนจากอัตราแลกเปลี่ยนเนื่องจากค่าเงินบาทอ่อนลงเพื่อหาแหล่งลงทุนที่ให้ผลตอบแทนสุทธิสูงกว่า

ดังที่กล่าวมาแล้ว จะเห็นได้ว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศ มี 2 ประการ คือ

1) ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยของ 2 ประเทศ (i_a - i_b)

2) การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (S_t-S^e)

โดยที่ S_t = อัตราแลกเปลี่ยนทันที (spot rate) หรือราคาเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ที่อยู่ในรูปเงินบาทที่มีการซื้อขายและส่งมอบ ณ เวลา t

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

S^e = อัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตที่คาดคะเน หรือราคาเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ที่อยู่ในรูปเงินบาทในอนาคตที่คาดคะเนไว้

ดังนั้น

$$\text{expected rate of depreciation} = \frac{S^e - S_t}{S_t}$$

กำหนดให้

$$\Delta S^e = \frac{S^e - S_t}{S_t} \quad (4)$$

$$\Delta S^e = \frac{S^e}{S_t} - 1 \quad (5)$$

จะได้ว่า

$$\frac{S^e}{S_t} = \Delta S^e + 1 \quad (6)$$

ถ้า $\Delta S^e > 0$ แสดงว่า ค่าเงินบาทอ่อนลง (depreciation) เมื่อเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ

ถ้า $\Delta S^e < 0$ แสดงว่า ค่าเงินบาทแข็งขึ้น (appreciation) เมื่อเทียบกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ

ถ้าสมมติให้มีเงินลงทุนเท่ากับ X ดอลลาร์สหรัฐฯ

(1) การลงทุนหาผลประโยชน์ในประเทศสหรัฐอเมริกาได้ผลตอบแทน (R_a) เมื่อครบกำหนดจะได้ผลตอบแทนเท่ากับ

$$R_a = (1 + i_a)X \quad (7)$$

(2) การลงทุนหาผลประโยชน์ในประเทศไทยจะต้องนำเงินจำนวน X ดอลลาร์สหรัฐฯ ซื้อเงินบาทในอัตราแลกเปลี่ยนทันทีจะได้เท่ากับ XS_t บาท เมื่อครบกำหนดจะได้ผลตอบแทน (R_b) ในรูปเงินบาทเท่ากับ

$$R_b = (1 + i_b)(XS_t) \quad (8)$$

ดังนั้น นักลงทุนจะขาย R_b ในตลาดทันที (future spot market) ในอนาคตที่อัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตที่คาดคะเนไว้ (S^e) และจะได้ผลตอบแทนในรูปดอลลาร์สหรัฐฯ เท่ากับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$R_b^* = \frac{(1+i_b)(XS_t)}{S^e} \tag{9}$$

โดยที่ R^*_b = ผลตอบแทนจากการนำเงินมาลงทุนในประเทศไทยจากการทำ uncovered interest arbitrage แล้ว

ดังนั้น นักลงทุนสามารถเปรียบเทียบผลตอบแทนจากการนำเงินจำนวน X ดอลลาร์สหรัฐฯ หาผลประโยชน์ในประเทศและต่างประเทศได้โดย

ถ้า $R_a > R^*_b$ จะมีการลงทุนจากประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา

ถ้า $R_a < R^*_b$ จะมีการลงทุนจากประเทศสหรัฐอเมริกามายังประเทศไทย และ

ถ้า $R_a = R^*_b$ จะไม่มีแรงจูงใจในการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศสหรัฐอเมริกาและประเทศไทย ภายใต้เงื่อนไขนี้เรียกว่า neutrality condition

จากเงื่อนไข neutrality condition จะได้ว่า

$$R_a = R^*_b \tag{10}$$

และจากสมการ (7) และ (9) แทนค่าใน (10) จะได้

$$(1+i_a)X = \frac{(XS_t)(1+i_b)}{S^e}$$

$$(1+i_a)\frac{S^e}{S_t} = (1+i_b) \tag{11}$$

จากสมการ (6) แทนค่าใน (11) จะได้

$$(1+i_a)(\Delta S^e + 1) = (1+i_b)$$

$$\Delta S^e + 1 + \Delta S^e i_a + i_a = (1+i_b) \tag{12}$$

$$\Delta S^e = i_b - i_a - \Delta S^e i_a$$

แต่เนื่องจากค่า $\Delta S^e i_a$ ต่ำมาก สามารถเขียนสมการ (12) ได้ใหม่ คือ

$$i_b = i_a + \Delta S^e \tag{13}$$

จากสมการ (10) สามารถกล่าวได้ว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้า $R_a < R^*_b$ จะทำให้ i_b-$i_a > \Delta S^e$ ทำให้มีการลงทุนจากประเทศสหรัฐอเมริกามายังประเทศไทย

ถ้า $R_a > R^*_b$ จะทำให้ i_b-$i_a < \Delta S^e$ ทำให้มีการลงทุนจากประเทศไทยไปประเทศสหรัฐอเมริกา

การทำ uncovered interest arbitrage จะดำเนินไปจนกระทั่งอัตราความแตกต่างของอัตราแลกเปลี่ยนทันทีในอนาคตที่คาดคะเนไว้กับอัตราแลกเปลี่ยนทันทีเท่ากับความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยของ 2 ประเทศที่พิจารณา ณ จุดนี้เรียกว่าเกิด neutrality condition หรือ uncovered interest rate parity condition กล่าวคือ อัตราดอกเบี้ยในประเทศจะสูงกว่า (ต่ำกว่า) อัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศเท่ากับอัตราการอ่อนลง (แข็งขึ้น) ของเงินตราในประเทศที่คาดการณ์ในอนาคต (เถลิงศักดิ์ นุชประหาร, 2542: 42)

2.1.4 แนวคิดทางด้านการเงินในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน (Monetary Approach to Exchange Rate Determination)

แบบจำลองในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนที่มุ่งเน้นการพิจารณาไปในส่วนของบัญชีทุนของดุลการชำระเงิน (balance of payment) รู้จักกันดีในนามของ stocks models ซึ่งใช้วิธีการที่เรียกว่า asset approach ในการสร้างแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยน โดยแบบจำลองทางการเงิน (monetary model) เป็นส่วนหนึ่งของ asset approach ที่นอกเหนือจาก portfolio balance approach สำหรับแบบจำลองทางการเงินนั้นได้พัฒนามาจาก monetary approach to balance of payment (MAB) โดยแบบจำลองทางการเงินได้พิจารณาอัตราแลกเปลี่ยนในฐานะที่เป็นราคาของสินทรัพย์โดยเปรียบเทียบ (relative asset price) แทนที่จะเป็นระดับราคาสินค้าโดยเปรียบเทียบ (relative price level) ดังเช่นในทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ

ข้อสมมติของแบบจำลองทางการเงินที่สำคัญ คือ ตลาดเป็นตลาดแข่งขันอย่างสมบูรณ์ (perfect competitive markets) ระบบเศรษฐกิจอยู่ในภาวะการจ้างงานเต็มที่ (full employment) ต้นทุนค่าขนส่งต่ำมากและอุปสรรคทางการค้ามีน้อยมากจนสามารถละเลยได้ การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศเป็นไปโดยเสรี (perfect capital mobility) และปัจจัยทุนภายในประเทศและต่างประเทศสามารถทดแทนกันได้อย่างสมบูรณ์ (perfect substitutability) ดังนั้น นักลงทุนจะเลือกลงทุนในสินทรัพย์ระหว่างประเทศโดยคำนึงถึงผลตอบแทนจากการลงทุนเป็นสำคัญ นอกจากนี้การที่ยึดแนวคิด uncovered interest rate parity มาจากข้อสมมติพื้นฐานที่ว่า ไม่มีความเสี่ยงส่วนเพิ่ม (risk premium) และข้อสมมติที่สำคัญอีกประการหนึ่ง คือ อุปสงค์ของเงิน (money demand) ของแต่ละ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ประเทศมีลักษณะคล้ายกัน (identity) และมีเสถียรภาพ (stability) สามารถนำมาเปรียบเทียบกันได้ ความแตกต่างระหว่างรูปแบบต่างๆ ของแบบจำลองทางการเงินนั้นขึ้นอยู่กับว่า ในแบบจำลองนั้นจะสมมติให้ราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงได้หรือไม่ในระยะสั้น (Franke; Olsen and Pohlmeier, 2002: 16)

ในระยะแรก Dornbusch (1976) ได้สร้างแบบจำลองทางการเงินในรูปแบบที่กำหนดให้ราคามีลักษณะค่อนข้างคงที่ เรียกว่า sticky price monetary model ส่วน Frenkel (1976) ได้พัฒนาแบบจำลองทางการเงินในรูปแบบที่ให้ราคาสามารถปรับตัวได้อย่างเสรี (flexible price) เรียกว่า flexible price monetary model (Smith and Wickens, 1986: 144) ดังนั้น แบบจำลองทางการเงินดังกล่าวจึงเป็นแบบจำลองพื้นฐานในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนที่สำคัญ ในระยะต่อมาได้มีการพัฒนาแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนในหลายรูปแบบแต่ยังคงมีแนวคิดหลักๆ ที่คล้ายกับแบบจำลองข้างต้น

ถ้าให้อุปสงค์ของเงิน (money demand) ขึ้นอยู่กับรายได้ประชาชาติที่แท้จริง (Y) และอัตราดอกเบี้ย (i) และให้ปริมาณเงิน (money supply) เป็นตัวแปรภายนอก (exogeneous variable) สามารถเขียนดุลยภาพในตลาดเงิน (money market) ได้ ดังนี้

ดุลยภาพตลาดเงินภายในประเทศ $\frac{M}{P} = Y^{\alpha_1} e^{-\alpha_2 i}$

ดุลยภาพตลาดเงินในต่างประเทศ $\frac{M^*}{P^*} = Y^{*\alpha_1} e^{-\alpha_2 i^*}$

และทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ $S = \frac{P}{P^*}$

ดังนั้น แบบจำลองทางการเงินพื้นฐาน (basic monetary model) สามารถเขียนได้ ดังนี้ (Boyko, 2002: 5)

$$s = (m - m^*) + \alpha_1 (y - y^*) + \alpha_2 (i - i^*) + \varepsilon \qquad (14)$$

โดยที่ s = ค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (nominal exchange rate)

m, m* = ค่า logarithm ของปริมาณเงิน (money supply)

y, y* = ค่า logarithm ของรายได้ที่แท้จริง (real output)

i, i* = อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate)

α_1, α_2 = ตัวประมาณค่า (parameter)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ε = ค่าความคลาดเคลื่อน (error term)

จากสมการ (14) สรุปความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและปัจจัยพื้นฐานทางการเงินต่างๆ ตามแนวคิดของแบบจำลองทางการเงิน (monetary model) ได้ ดังนี้

1) การเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับอัตราแลกเปลี่ยน กล่าวคือ ถ้าปริมาณเงินภายในประเทศมีการขยายตัวสูงกว่าปริมาณเงินของต่างประเทศจะทำให้เกิดปริมาณเงินส่วนเกิน และทำให้ปริมาณความต้องการใช้จ่ายเพิ่มขึ้นทุกด้าน ในขณะที่ปริมาณการผลิตภายในประเทศไม่สามารถขยายตัวเพื่อตอบสนองต่อความต้องการดังกล่าวได้ เนื่องจากระบบเศรษฐกิจอยู่ในภาวะการจ้างงานเต็มที่ (full employment) ตามข้อสมมติ ดังนั้นจะส่งผลให้มีการนำเข้าสูงขึ้น ระดับราคาสินค้าเพิ่มขึ้นหรือเกิดเงินเฟ้อ ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนสูงขึ้นหรืออ่อนค่าลง (depreciation)

2) รายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (α_1 มีเครื่องหมายลบ) ทั้งใน sticky price monetary model และ flexible price monetary model กล่าวคือ การที่รายได้ที่แท้จริงในประเทศเพิ่มสูงขึ้นกว่ารายได้ที่แท้จริงของต่างประเทศ จะทำให้มีปริมาณความต้องการถือเงินส่วนเกินและเกิดอุปทานสินค้าส่วนเกินหรือมีสินค้าคงเหลือระดับราคาจะลดลง ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลงหรือแข็งค่าขึ้น (appreciation)

3) ผลต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ พบว่า ใน sticky price monetary model และ flexible price monetary model สัมประสิทธิ์ของผลต่างของอัตราดอกเบี้ยจะมีเครื่องหมายต่างกัน กล่าวคือ ใน sticky price monetary model α_2 มีเครื่องหมายลบ หมายความว่า การเพิ่มขึ้นในอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศจะทำให้เกิดการไหลเข้าของเงินทุน (capital inflow) เนื่องจากผลตอบแทนภายในประเทศสูงกว่าต่างประเทศ ส่งผลให้ดุลบัญชีการชำระเงินเกินดุลซึ่งเป็นสาเหตุทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลงหรือเกิดการแข็งค่าขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยน (appreciation) ในทางตรงกันข้าม สำหรับ flexible price monetary model นั้น α_2 มีเครื่องหมายบวก กล่าวคือ การเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศเท่ากับว่ามีการเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ไว้ซึ่งจะทำให้ปริมาณความต้องการถือเงินลดลง ความต้องการซื้อสินค้าจะเพิ่มขึ้น ทำให้เกิดความต้องการซื้อสินค้าส่วนเกินแต่ระบบเศรษฐกิจอยู่ในภาวะการจ้างงานเต็มที่ ปริมาณสินค้าไม่สามารถเพิ่มขึ้นได้ ดังนั้น ระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปจึงสูงขึ้นหรือเกิดเงินเฟ้อ ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนสูงขึ้นหรือค่าเงินอ่อนลง (Frankel, 1982: 518)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.5 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.1.5.1 การทดสอบ unit root (unit root test)

การทดสอบ unit root หรืออันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ที่นิยมใช้ในปัจจุบันมีหลายวิธี แต่ในการศึกษานี้จะใช้วิธีการทดสอบของ Dickey and Fuller ซึ่งสามารถประยุกต์ใช้ได้กับการศึกษาที่มีจำนวนข้อมูลไม่มากนัก การทดสอบหา unit root ตามวิธีของ Dickey and Fuller สามารถจำแนกได้เป็น 2 วิธี ได้แก่ Dickey – Fuller (DF) test และ Augmented Dickey –Fuller (ADF) test

(1) Dickey – Fuller (DF) test

Dickey and Fuller (1979) ได้พิจารณาการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ สมการทั้ง 3 มีรูปแบบ ดังนี้

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{random walk} \tag{15}$$
$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{random walk with drift} \tag{16}$$
$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \beta T + \varepsilon_t \quad \text{random walk with trend and drift} \tag{17}$$

โดยที่ x_t = ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ณ เวลา t

x_{t-1} = ตัวแปรที่ต้องการศึกษา ณ เวลา t-1

$\alpha_0, \alpha_1, \beta$ = พารามิเตอร์

T = time trend

ε_t = ตัวแปรสุ่ม (random variables) ที่มีการแจกแจงปกติที่เหมือนกันและเป็นอิสระต่อกัน โดยมีค่าเฉลี่ย (mean) เท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวน (variance) คงที่ เขียนแทนด้วย $\varepsilon_t \sim iid(0,\sigma^2_\varepsilon)$

ความแตกต่างที่สำคัญระหว่างสมการถดถอยทั้ง 3 สมการ คือ การเพิ่มพจน์ค่าคงที่ (drift term) หรือ α_0 ในสมการ (16) และ (17) และเพิ่มพจน์ linear time trend หรือ βT เข้าไปในสมการที่ (17)

ในการทดสอบว่า x_t มีลักษณะเป็น stationary process ($x_t \sim I(0)$) หรือไม่ สามารถทดสอบได้โดยการทำ first differencing(Δx_t) ทั้งสามสมการได้ ดังนี้

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{18}$$
$$\Delta x_t = \alpha_0 + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{19}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \beta T + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (20)$$

โดยที่

$$\phi = \alpha_1 - 1$$

จะเห็นว่า ทั้งสมการ (18) ,(19) และ (20) พารามิเตอร์ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการ คือ ϕ นั่นคือ ถ้า $\phi = 0$ x_t จะมี unit root โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ในตาราง Dickey –Fuller (Dickey- Fuller tables) หรือกับค่าวิกฤติ MacKinnon (MacKinnon critical value) โดยมีสมมติฐานหลัก (null hypothesis : H_0) ในการทดสอบ คือ $\phi = 0$ หรือ $\alpha_1 = 1$ในขณะที่สมมติฐานรอง (alternative hypothesis : H_1) ในการทดสอบคือ $\phi < 0$ หรือ $|\alpha_1| < 1$ ในกรณีที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ตั้งไว้ได้ แสดงว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจนั้นๆ มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) หรือมี unit root (Gujarati, 1995: 719)

(2) Augmented Dickey – Fuller (ADF) test

เป็นวิธีการทดสอบ unit root ที่พัฒนามาจากวิธี Dickey – Fuller (DF) test ซึ่งสามารถทดสอบหา unit root ได้ดีกว่าโดยเฉพาะอย่างยิ่ง ในกรณีที่พจน์ความคลาดเคลื่อนสุ่ม (error terms) มีความสัมพันธ์กันในระดับสูง (higher-order autoregressive moving average processes) ถ้าความคลาดเคลื่อนสุ่มเกิดปัญหานี้ขึ้นมาก็จะทำให้การประมาณด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ความแปรปรวนที่สูงเกินความจริง ดังนั้น Dickey และ Fuller จึงแก้ปัญหานี้ด้วยการเพิ่มความล่าช้า (lag) ถัดๆ ไปของตัวแปรนั้นเข้าไปในการทดสอบด้วย จะเห็นว่า ในกรณีของ ADF test จะมีการเพิ่มพจน์ $\sum_{i=1}^{p}\beta_i \Delta x_{t-i}$ ในสมการ (18) , (19) และ (20) โดยที่ p เป็นจำนวนของ lag ของผลต่างลำดับที่ 1 ของตัวแปรตาม (lagged values of the first differences of the dependent variable) ที่ใส่เข้าไปเพื่อแก้ปัญหา autocorrelation ในตัวแปรความคลาดเคลื่อนสุ่ม ε_t นั่นคือ จำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามารวมในสมการนั้นจะต้องมีมากพอที่จะทำให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) มีลักษณะเป็น serially independent หมายความว่า ต้องทำให้ ε_t มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และมีความแปรปรวนคงที่ หรือ $\varepsilon_t \sim N(o,\sigma^2)$

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (21)$$

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (22)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \phi x_{t-1} + \beta T + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (23)$$

การทดสอบจะพิจารณาจากค่า ϕ โดยเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมจากตาราง Augmented Dickey-Fuller ซึ่งมีสมมติฐานการทดสอบเช่นเดียวกับวิธี Dickey-Fuller (DF) test

การเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic) กับค่าในตาราง Dickey – Fuller จะมีวิธีการเปรียบเทียบค่าต่างกัน กล่าวคือ ในตาราง Dickey – Fuller มีการแบ่งค่าเป็น 3 ส่วน แต่ละส่วนแบ่งตามสมการที่ใช้ในการทดสอบ unit root โดยค่า τ ใช้กับสมการที่ (15) และ (18) ซึ่งมีค่า intercept และ trend term เท่ากับศูนย์ (α_0=β=0) ค่า τ_μ ใช้กับสมการที่ (16) และ (19) ซึ่งมีค่า intercept ไม่เท่ากับศูนย์แต่ trend term เท่ากับศูนย์ ($\alpha_0 \neq 0$,β=0) และค่า τ_τ ใช้กับสมการ (17) และ (20) ซึ่งมีทั้งค่า intercept และ trend term

พิจารณาค่า τ ,τ_μ และ τ_τ ตามขนาดของกลุ่มตัวอย่างที่ใช้ในการศึกษาและระดับนัยสำคัญ (significant level) ซึ่งค่าวิกฤติของ ϕ = 0 ขึ้นอยู่กับขนาดของกลุ่มตัวอย่าง (sample size) และสมการที่ใช้ (Dickey and Fuller, 1979) โดยค่าวิกฤติของค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้แปรผกผันกับขนาดของกลุ่มตัวอย่าง (Enders, 1995: 221)

หากต้องการทดสอบกรณี ϕ ร่วมกับ α_0 หรือ ϕ ร่วมกับ β หรือ ϕ ร่วมกับทั้ง α_0 และ β สามารถทดสอบได้โดยการคำนวณหาค่าสถิติ F (F-statistics) ได้แก่ Φ_1, Φ_2 และ Φ_3 ซึ่งมีสมการดังนี้

$$\Phi = \frac{(T - K)(RSS_r - RSS_{ur})}{q(RSS_{ur})}$$

โดยที่ RSS_r = Sum of Squared Residuals from the Restricted Model

RSS_{ur} = Sum of Squared Residuals from the Unrestricted Model

T = Number of Usable Observations

K = Number of Parameters Estimated in the Unrestricted Model

q = Number of Parameters Estimated in the Restricted Model

ค่าสถิติ F (F-statistics) ที่ได้จะนำมาเปรียบเทียบกับค่า Dickey – Fuller F-test statistics โดยมีการแบ่งค่าเป็น 3 ส่วนตามสมมติฐานร่วม (joint hypothesis) ที่กำหนดขึ้นมา คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

1. สมมติฐานหลัก (null hypothesis) คือ $H_0 : \phi = \alpha_0 = 0$ จะเปรียบเทียบกับค่า Φ_1 (ใช้กับสมการที่ (16), (18) และ (22))

2. สมมติฐานหลัก (null hypothesis) คือ $H_0 : \phi = \alpha_0 = \beta = 0$ จะเปรียบเทียบกับค่า Φ_2 (ใช้กับสมการที่ (17), (20) และ (23))

3. สมมติฐานหลัก (null hypothesis) คือ $H_0 : \phi = \beta = 0$ จะเปรียบเทียบกับค่า Φ_3 (ใช้กับสมการที่ (17), (20) และ (23))

โดยพิจารณาΦ_1, Φ_2 และ Φ_3 ตามขนาดของกลุ่มตัวอย่าง (sample size) ที่ใช้ในการศึกษา และระดับนัยสำคัญ (significant level) ในตาราง Dickey – Fuller

ในการทดสอบ unit root หากพบว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) จะต้องทำการหาผลต่าง (differencing : Δ^d) ไปเรื่อยๆ จนกระทั่งพบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) โดยสมการที่ใช้ในการทดสอบเขียนได้ ดังนี้

$$\Delta^{d+1} x_t = \alpha_0 + \phi \Delta^d x_{t-1} + \beta T + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta^{d+1} x_{t-i} + \varepsilon_t$$

เมื่อพบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ระดับการ differencing ใดๆ แล้ว จะเรียก x_tว่า มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ในระดับที่ d หรือ $x_t \sim I(d)$ โดยที่ $d > 0$

2.1.5.2 แนวคิด cointegration

โดยทั่วไปข้อมูลอนุกรมเวลาทางเศรษฐศาสตร์มหภาคส่วนใหญ่จะมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) กล่าวคือ ค่าเฉลี่ย (mean) และความแปรปรวน (variance) ของข้อมูลเหล่านั้นมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามระยะเวลา ปัญหาที่มักจะประสบอยู่เสมอคือ เมื่อหาสมการถดถอยระหว่างตัวแปรอนุกรมเวลา 2 ตัวแปร เรามักจะได้ค่า R^2 ที่สูงมากและค่าสถิติ t (t-statistic) มีนัยสำคัญทั้งๆ ที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองดังกล่าวโดยทางทฤษฎีแล้วไม่มีความหมายในทางเศรษฐศาสตร์เลย (Enders,1995: 216) ความสัมพันธ์แบบถดถอยที่ประมาณค่าได้นั้นได้มาจากการถดถอยที่ไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งความสัมพันธ์แบบถดถอยของตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) นั้น ค่าสถิติ t (t-statistic) ปกติที่ใช้กันก็จะมีการแจกแจงไม่ใช่แบบมาตรฐาน (nonstandard distribution) เพราะฉะนั้น ถ้าใช้ตารางค่าสถิติ t มาตรฐานที่ใช้กันตามปกติก็จะนำไปสู่การลงความเห็นที่ผิดพลาดได้ (Johnston and Dinardo, 1997:260) เว้นแต่ว่าความสัมพันธ์ดังกล่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

วจะมีลักษณะเป็นความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ซึ่งจะทำให้ค่าสถิติ t และ F ที่ใช้กันตามปกติสามารถที่จะใช้ทดสอบได้

ปัญหาของข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) และผลกระทบต่อการวิเคราะห์เชิงประจักษ์ทางเศรษฐมิตินั้นเป็นปัญหาที่นักเศรษฐศาสตร์นักวิเคราะห์และนักวิจัยต่างตระหนักถึงมานาน ในทางปฏิบัติที่ผ่านมามักจะแก้ปัญหาดังกล่าวด้วยการปรับข้อมูลโดยการนำข้อมูลมาทำผลต่างลำดับที่ 1 (first differencing) ตามวิธีการของ Box and Jenkins (1970) ก่อนที่จะนำข้อมูลเหล่านั้นไปใช้ในการประมาณการทางเศรษฐมิติต่อไป แต่โดยมากนักวิเคราะห์และนักวิจัยมักจะละเลยปัญหาดังกล่าวหรือไม่ก็ตั้งสมมติฐานอย่างกลายๆ (implicit assumption) ว่าข้อมูลที่ใช้มีลักษณะนิ่ง (stationary) ซึ่งเป็นสิ่งที่ไม่ถูกต้องตามหลักการและขั้นตอนทางเศรษฐมิติ รวมทั้งทำให้ค่าทางสถิติที่ประมาณการได้ไม่มีประสิทธิภาพและขาดความน่าเชื่อถือ (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538: 22)

cointegration และ error correction model จึงเป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติที่ได้รับการพัฒนาขึ้นมาเพื่อให้สามารถใช้วิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) ได้ โดยจะใช้เป็นเครื่องมือในการทดสอบและวิเคราะห์หาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ ตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ได้โดยตรง ลักษณะเด่นประการหนึ่งของการใช้เทคนิคดังกล่าว คือ จะไม่ก่อให้เกิดปัญหาเรื่องตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริงต่อกัน (spurious relationship) แม้ว่าตัวแปรที่ใช้จะมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) ก็ตาม

cointegrated system เป็นขั้นตอนของการทดสอบเพื่อดูว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์หรือไม่ วิธีการทดสอบ cointegration ที่นิยมใช้มี 2 วิธี คือ วิธี two-step approach ของ Engle และ Granger (1987) และวิธีของ Johansen และ Juselius (1990)

(1) วิธีของ Engle และ Granger ประกอบไปด้วย 2 ขั้นตอน คือ

<u>ขั้นตอนที่ 1</u> ทำการประมาณค่าสมการถดถอยของตัวแปรที่ต้องการทดสอบด้วยวิธี ordinary least square (OLS)

$$y_t = \alpha_t + \beta x_t + e_t \qquad (24)$$

จัดรูปใหม่ได้เป็น

$$e_t = y_t - \alpha_t - \beta x_t \qquad (25)$$

ทำการถดถอยความคลาดเคลื่อน (residual) ในสมการ (25) ด้วยวิธี OLS จะได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\hat{e}_t = \hat{y}_t - \hat{\alpha}_t - \hat{\beta} x_t \qquad (26)$$

<u>ขั้นตอนที่ 2</u> เป็นขั้นตอนที่ทดสอบเพื่อดูว่าความคลาดเคลื่อน ($\hat{e}_t$) ที่ประมาณได้จากสมการถดถอยที่ (26) มีคุณสมบัติในลักษณะของ I(0) หรือไม่ กล่าวอีกนัยหนึ่งคือ มี stationary process หรือไม่

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + \upsilon_t \qquad (27)$$

จากนั้นนำค่าสถิติ t (t-statistic) ที่ได้มาจากอัตราส่วนของ γ / S.E.ของ γ ไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ MacKinnon (MacKinnon critical values) โดยมีสมมติฐานหลัก คือ H_0: $\gamma = 0$ นั่นคือ e_t มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) หรืออีกนัยหนึ่ง คือ x_t และ y_t ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ถ้าค่าสัมบูรณ์ของค่าสถิติ t (t -statistic) ของสัมประสิทธิ์ γ ตามสมการที่ (27) มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติก็จะเป็นการปฏิเสธ H_0 ซึ่งจะนำไปสู่ข้อสรุปว่าตัวแปร x_t และ y_t มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Johnston and Dinardo, 1997: 264-265)

อย่างไรก็ตาม ถ้าความคลาดเคลื่อนของสมการ (27) ไม่เป็น white noise ก็จะใช้การทดสอบ Augmented Dickey-Fuller (ADF) test แทนที่จะใช้สมการ (27) สมมติว่า υ_t ของสมการที่ (27) มีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (serial correlation) ก็จะใช้สมการ ดังนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i \Delta \hat{e}_{t-1} + \upsilon_t \qquad (28)$$

และถ้า $-2 < \gamma < 0$ สามารถสรุปได้ว่า ค่าความคลาดเคลื่อน e_t มีลักษณะนิ่ง (stationary) x_t และ y_t จะเป็น cointegrated of order 1,1 หรือเขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ x_t, $y_t \sim CI(1,1)$ จะสังเกตเห็นว่าสมการ (27) และ (28) ไม่มีค่าคงที่ (intercept term) เนื่องจาก $\hat{e}_t$ เป็นความคลาดเคลื่อนจากสมการถดถอย (Enders,1995 : 375)

(2) วิธีการของ Johansen และ Juselius

เป็นวิธีการที่สามารถประยุกต์ใช้กับแบบจำลองที่มีตัวแปรมากกว่า 2 ตัวขึ้นไปและสามารถหาจำนวน cointegrating vectors ได้พร้อมๆกัน โดยไม่ต้องระบุก่อนว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรภายนอก (exogeneous variable) และตัวแปรใดเป็น ตัวแปรภายใน (endogeneous variable) การทดสอบจะอิงกับ vector autoregressive (VAR) model

การทดสอบตามวิธีการของ Johansen และ Juselius มีขั้นตอนดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

<u>ขั้นตอนที่ 1</u> ทดสอบขั้นต้นกับตัวแปรทุกตัวเพื่อหาอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) และความยาว lag (lag length) ที่เหมาะสม

ทดสอบเพื่อหาอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ของตัวแปรทุกตัว หากมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลต่างกันจะไม่รวมเข้าไว้ด้วยกัน (Enders, 1995) และตรวจสอบว่ามีแนวโน้มเชิงเส้นของเวลา (linear time trend) หรือไม่ เพราะจะเป็นปัจจัยสำคัญในการเลือกวิธีแบบจำลองที่เหมาะสม

เนื่องจากการทดสอบ cointegration มีพื้นฐานมาจากแบบจำลอง VAR ทำให้ผลการทดสอบค่อนข้างอ่อนไหวกับความยาว lag ที่กำหนด ดังนั้น ควรเลือกความยาว lag ที่เหมาะสมในแบบจำลองดังกล่าว ซึ่งสามารถทำได้โดยประมาณค่า VAR โดยใช้ข้อมูลที่มิใช่ผลต่าง (undifferenced data) และพยายามหาค่าความยาว lag ที่ยาวที่สุดเท่าที่จะเป็นไปได้ หลังจากนั้นทดสอบดูว่าความยาว lag ที่เลือกนั้นเหมาะสมหรือไม่ โดยพิจารณาจาก likelihood ratio (LR) test

การทดสอบ LR (LR test)นี้จะเริ่มจากการสร้างแบบจำลอง 2 แบบจำลอง ได้แก่ unrestricted model (u) กำหนดให้ความยาว lag เริ่มต้นเท่ากับความยาว lag ที่ยาวที่สุดเท่าที่จะเป็นไปได้ และ restricted model (r) ที่จำกัดความยาว lag ให้น้อยกว่าแบบจำลองแรก 1 lag โดยตั้งสมมติฐานหลัก (H_0) ว่า แบบจำลอง restricted model ไม่แตกต่างจากแบบจำลอง unrestricted model นั่นคือ ความยาว lag ที่เหมาะสม คือ ความยาว lag ใน restricted model ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบคือ

$$LR = (T - C)\left(\log\left|\Sigma_r\right| - \log\left|\Sigma_u\right|\right) \tag{30}$$

โดยที่ T = จำนวนตัวอย่างหลังจากปรับแล้ว

C = จำนวนพารามิเตอร์ที่ต้องประมาณค่าในแต่ละสมการใน u

$\left|\sum_r\right|$ = determinant of the variance/covariance matrices of the restricted system

$\left|\sum_u\right|$ = determinant of the variance/covariance matrices of the unrestricted system

ทั้งนี้ การเลือกความยาว lag ที่เหมาะสมนั้นก็เพื่อทำให้แบบจำลองมีลักษณะของ parsimonious model หรือมีตัวแปร lag เท่าที่จำเป็นเท่านั้น อย่างไรก็ตาม LR test เป็นการทดสอบที่ใช้ได้ดีในกรณีที่มีจำนวนตัวอย่างขนาดใหญ่ แต่อาจไม่เหมาะสมกับการทดสอบในกรณีที่มีจำนวนตัวอย่างขนาดเล็ก เกณฑ์ที่ใช้เลือกความยาว lag ที่เหมาะสมในกรณีดังกล่าว คือ multivariate generalization Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Bayesian Criterion (SBC)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$AIC = T\log\left|\Sigma\right| + 2N \quad (31)$$

$$SBC = T\log\left|\Sigma\right| + N\log(T) \quad (32)$$

โดยที่ T = number of usable observations

N = total number of parameters estimated in all equations

$|\Sigma|$ = determinant of the variance/covariance matrices of the residuals

อย่างไรก็ตาม แม้จะเลือกความยาว lag ที่เหมาะสมได้แล้วแต่ก็จะต้องตรวจวินิจฉัยอีกครั้งว่า ความยาว lag ที่เลือกมาได้กำจัดสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (serial correlation) ของตัวแปรทุกตัวออกไปแล้ว โดยทำการทดสอบปัญหา autocorrelation ที่เรียกว่า Lagrangian Multiplier (LM) test การทดสอบ LM จะใช้ในกรณีที่สมการนั้นมีตัวแปรล่าช้าของตัวแปรตามปรากฏเป็นตัวแปรอธิบาย ซึ่งไม่สามารถใช้การทดสอบ Durbin-Watson ได้ นอกจากนี้ การทดสอบ LM ยังสามารถใช้ทดสอบกรณีที่ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) มีปัญหา autocorrelation ในอันดับสูงๆ ได้ มีวิธีการทดสอบ ดังนี้

(1) ประมาณการสมการ $Y_t = a + bX + U_t$ เพื่อให้ได้ค่า residuals

(2) ประมาณการสมการ $Y_t = c + aX_t + b_1U_{t-1} + b_2U_{t-2} + \ldots + b_pU_{t-p}$

โดยมีสมมติฐาน $H_0 : b_1 = b_2 = \ldots = b_p = 0$

และมีตัวทดสอบทางสถิติ คือ $nR^2 \sim \chi^2_p$ และ F-test statistic = $\frac{n-k}{m} \cdot \frac{R^2}{(1-R^2)}$

กำหนดให้

N = จำนวนข้อมูล

p = ความยาวของตัวแปรล่าช้าของ error term

k = จำนวน parameter

m = จำนวนตัวแปรที่เพิ่ม

ถ้า χ^2_p และ F-test statistic มากกว่าค่าวิกฤต χ^2 และค่าสถิติ F จากตาราง ณ ระดับนัยสำคัญที่เลือก จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก คือ มี b อย่างน้อย 1 ตัว ไม่เท่ากับศูนย์ แสดงว่ามีปัญหา autocorrelation

อย่างไรก็ตาม ความยาว lag สามารถเปลี่ยนแปลงได้ขึ้นอยู่กับความเหมาะสม เนื่องจากการเพิ่มหรือลดความยาว lag อาจจะมีผลกระทบต่อเครื่องหมายของตัวแปรต่างๆ (เปลี่ยนจากเครื่อง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

หมายบวกเป็นเครื่องหมายลบ หรือเปลี่ยนจากเครื่องหมายลบเป็นเครื่องหมายบวก) ซึ่งจะส่งผลต่อการอธิบายตามหลักการทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์

<u>ขั้นตอนที่ 2</u> การประมาณค่าแบบจำลองและหาจำนวนของ cointegrating vector

หลังจากทำการทดสอบเบื้องต้นและหาความยาว lag ที่เหมาะสมได้แล้ว ขั้นตอนต่อไป คือ การทดสอบว่าแบบจำลองควรมีรูปแบบใด ซึ่งมีรูปแบบทั้งหมด 5 รูปแบบ ได้แก่

<u>รูปแบบที่ 1</u> VAR model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

จาก $$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \ldots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (33)$$

หรือเท่ากับ

$$X_t = \sum_{i=1}^{p} A_i X_{t-1} - i + \varepsilon_t \quad (34)$$

นำ X_{t-1} ลบในสมการ (33) ทั้ง 2 ข้างจะได้

$$\Delta X_t = (A_1 - I)X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \ldots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (35)$$

นำ$(A_1\text{-}I)X_{t-2}$ ทั้งบวกและลบเข้าไปทางด้านขวาของสมการ (35) จะได้

$$\Delta X_t = (A_1 - I)\Delta X_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \ldots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (36)$$

ทำแบบเดียวกันไปเรื่อยๆ จะได้สมการดังนี้

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (37)$$

โดยที่ $$\Pi = \left[\sum^{p} A_i - I \right]$$

$$\Pi_i = \left[\sum_{j=1}^{i} A_j - I \right]$$

X_t = the (n×1) vectors of variables $(x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{nt})$

A_i = the (n×n) vectors of parameters

I = the (n×n) identity matrix

ε_t = the (n×1) vectors of error term with multivariate white noise

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปแบบที่ 2 VAR model ไม่มีแนวโน้มของเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + \Pi^* X^*_{t-p} + \varepsilon_t \tag{38}$$

โดยที่ $$\Pi^* = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} & \cdots & \Pi_{1n} & a_{01} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} & \cdots & \Pi_{2n} & a_{02} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \Pi_{n1} & \Pi_{n2} & \cdots & \Pi_{nn} & a_{0n} \end{bmatrix}$$

$$X^*_{t-p} = (x_{1t-p}, x_{2t-p}, \ldots, x_{nt-p}, 1)'$$

รูปแบบที่ 3 VAR model มีเฉพาะค่าคงที่

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p} A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{39}$$

ดังนั้น $$\Delta X_t = A_0 + \Pi X_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{40}$$

โดยที่ A_0 = the (n×1) vectors of constants $(a_{01}, a_{02}, \ldots, a_{0n})'$

รูปแบบที่ 4 VAR model มีค่าคงที่ และจำกัดแนวโน้มของเวลาใน cointegrating vector

$$\Delta X_t = A_0 + \Pi^{**} X^{**}_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{41}$$

โดยที่ $$\Pi^{**} = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} & \cdots & \Pi_{1n} & t_{01} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} & \cdots & \Pi_{2n} & t_{02} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \Pi_{n1} & \Pi_{n2} & \cdots & \Pi_{nn} & t_{0n} \end{bmatrix}$$

$X^{**}_{t-p} = (x_{1t-p}, x_{2t-p}, \ldots, x_{nt-p}, T)'$ เมื่อ $T = 1, 2, \ldots, n$

รูปแบบที่ 5 VAR model ประกอบไปด้วยค่าคงที่และแนวโน้มเวลา

$$\Delta X_t = A_0 + A_1 T + \Pi X_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{42}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ A_1 = the (n×1) vectors of time trend coefficient $(t_{01},t_{02},\ldots,t_{0n})'$

จากนั้น ทำการคำนวณหาค่า characteristic roots ของ Π matrix (λ_{ij}) ของแบบจำลองทั้ง 5 รูปแบบ (กรณีที่ 2 คือ Π^* และกรณีที่ 4 คือ Π^{**}) โดยหาได้จาก $|\Pi-\lambda I| = 0$ หรือ

$$\left|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}\right| = 0 \tag{43}$$

โดยที่

$S_{00}, S_{01}, S_{10}, S_{11}$ คือ the product moment matrices of the residuals

$$S_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{T} R_{it}R_{jt}'}{T} \qquad \forall i, j = 0,1 \tag{44}$$

R_{0t} คือ residuals จากการประมาณสมการ $\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1}\Pi_i \Delta X_{t-i} + R_{0t}$

R_{1t} คือ residuals จากการประมาณสมการ $\Delta X_{t-1} = \sum_{i=1}^{p-1}\Pi_i \Delta X_{t-i} + R_{1t}$

ต่อมาทำการทดสอบว่าแบบจำลองควรมีรูปแบบใด โดยกรณีของการทดสอบว่าแบบจำลองจะมีค่าคงที่ (drift term) หรือมีค่าคงที่ใน cointegrating vector นั้น ทำการทดสอบโดยตั้งสมมติฐานหลัก (H_0) ว่า แบบจำลองมีค่าคงที่ใน cointegrating vector แล้วพิจารณาผลจากค่าสถิติ

$$-T\sum_{i=r+1}^{n}\ln\left\{(1-\lambda^*)/(1-\lambda_i)\right\} \tag{45}$$

โดยที่

T = number of observations

λ^* = characteristic roots of restricted model (model with intercept term in the cointegrating vector)

λ_i = characteristic roots of unrestricted model (model with drift term)

ใช้การแจกแจงแบบ Chi-square (χ^2) โดยมี degree of freedom เท่ากับ n-r หากค่าสถิติที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่า (มากกว่า) ค่าวิกฤติแล้ว แสดงว่า รูปแบบของแบบจำลองจะมี (ไม่มี) ค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยไม่มี (มี) รูปแบบของค่าคงที่ (drift term) ปรากฏอยู่

เมื่อได้แบบจำลองที่เหมาะสมแล้ว ขั้นตอนต่อไป คือ การประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองตามรูปแบบที่ได้เลือกไว้ (ไม่มี drift term/ มี drift term/ มี constant term ใน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

cointegrating vector) โดย Johansen (1988) ได้ใช้วิธีประมาณค่าแบบ full information maximum likelihood estimation ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง

เมื่อประมาณค่า characteristic roots ของ Π matrix ได้แล้วก็สามารถทำการทดสอบหาค่า rank ของ Π matrix หรือจำนวน cointegrating vector ได้ ซึ่งจะคำนวณได้จากจำนวน characteristic roots ของ Π matrix ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ (significance of characteristic roots of Π matrix) นั่นคือ ค่า rank ของ Π matrix จะเท่ากับจำนวน characteristic roots ที่แตกต่างจากศูนย์ ในการหาค่า rank ของ Π matrix หรือจำนวน cointegrating vector นั้นจะใช้วิธี likelihood ratio test ตัวทดสอบทางสถิติมี 2 ชนิดที่ Johansen และ Juselius (1990) ได้แนะนำให้ใช้ ได้แก่ trace test (λ_{trace}) และ maximal eigenvalue test (λ_{max}) มีวิธีการคำนวณดังต่อไปนี้

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n}\ln(1-\hat{\lambda}_i) \quad (46)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad (47)$$

โดยที่

T = number of usable observations

r = rank of Π matrix

$\hat{\lambda}_i$ = ค่าประมาณค่า characteristic roots (หรือเรียกว่าค่า eigenvalues) ที่ได้จากการประมาณ Π matrix

ในกรณีของ trace test นั้น สมมติฐานหลัก (H_0) ที่ใช้ทดสอบ คือ ตัวแปรในแบบจำลองที่เหมาะสมซึ่งได้เลือกจากแบบจำลองทั้ง 5 รูปแบบว่ามีจำนวน cointegrating vector อย่างมากเท่ากับ r เทียบกับสมมติฐานรอง (H_1) ที่ว่า มีจำนวน cointegrating vector เท่ากับหรือมากกว่า r โดยเปรียบเทียบค่าสถิติในตาราง distribution of λ_{max} and λ_{trace} of statistics ถ้าค่าที่คำนวณได้มากกว่าก็จะปฏิเสธ H_0 โดยจะเริ่มจาก H_0: r = 0 และ H_1: r > 0 ถ้าปฏิเสธ H_0 ก็ทำการเพิ่มค่า r ในสมมติฐานครั้งละ 1 ไปเรื่อยๆ จนกระทั่งยอมรับ H_0

ส่วนในกรณีของ maximal eigenvalue test นั้น สมมติฐานหลัก (H_0) ที่ใช้ทดสอบ คือ ตัวแปรในแบบจำลองที่เหมาะสมซึ่งได้เลือกจากแบบจำลองทั้ง 5 รูปแบบมีจำนวน cointegrating vector อย่างมากเท่ากับ r เทียบ และสมมติฐานรอง (H_1) ที่ว่า มีจำนวน cointegrating vector เท่ากับ r+1 ทำให้สามารถทราบจำนวน cointegrating vector ได้อย่างแน่นอน (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538: 32) โดยการทดสอบจะเริ่มจากสมมติฐาน H_0: r = 0 และ H_1: r = 1 และทำการทดสอบต่อไปเรื่อยๆจน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

กว่าจะพบว่าไม่สามารถปฏิเสธ H_0 ได้โดยสมมติฐานในการหาจำนวน cointegrating vector สามารถแสดงได้ดังตาราง 2.1

ตาราง 2.1 การทดสอบสมมติฐานในการหาจำนวน cointegrating vector

trace statistic hypothesis testing		maximal eigenvalue statistic hypothesis testing	
สมมติฐานหลัก (H_0)	สมมติฐานรอง (H_1)	สมมติฐานหลัก (H_0)	สมมติฐานรอง (H_1)
$r = 0$	$r > 0$	$r = 0$	$r = 1$
$r \leq 1$	$r > 1$	$r = 1$	$r = 2$
$r \leq 2$	$r > 2$	$r = 2$	$r = 3$
$r \leq 3$	$r > 3$	$r = 3$	$r = 4$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$

ที่มา: Walter Enders (1995)

ค่า r ที่ได้ คือ จำนวนของ cointegrating vector ระหว่างตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองที่ได้เลือก ผลลัพธ์ที่เกิดขึ้นจากการประมาณการ rank ของ Π matrix (r) มีความเป็นไปได้ 3 ทาง ได้แก่

กรณีที่ได้ full rank อันดับที่ n (r = n) แสดงว่าตัวแปรทุกตัวใน X_t เป็น stationary หรือ I (0)

กรณีที่ได้ zero rank (r = 0) แสดงว่าตัวแปรทุกตัวใน X_t มี unit root หรือ I(1) ซึ่งต้องปรับข้อมูลโดยการทำ differencing ก่อน

ในกรณีที่มี rank เท่ากับ r ($0 < r < n$) แสดงว่ามี cointegrating vector เท่ากับ r สำหรับตัวแปรใน X_t

<u>ขั้นตอนที่ 3</u> ทำการ normalized cointegrating vector(s) และ speed of adjustment coefficients

จากผลการทดสอบในขั้นตอนที่ 2 หากพบว่ามี cointegrating vector เกิดขึ้น ขั้นตอนต่อไป คือ การ normalized cointegrating vector(s) ที่ว่านั้น ซึ่งจะทำให้ได้ค่าพารามิเตอร์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาว (cointegrating relationship) และค่าความเร็วในการปรับตัว (speed of adjustment) นั่นคือ ในขั้นตอนนี้จะเป็นการปรับ α และ β ให้สอดคล้องกับรูปแบบสมการที่ต้องการ โดย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Pi = \alpha\beta \tag{48}$$

โดยที่

α = the (n×r) matrix of cointegrating parameters

β = the (n×r) matrix of speed of adjustment parameters in ΔX

ทดสอบความถูกต้องของสมการว่าควรจะมีค่าคงที่และเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์ตรงตามทฤษฎีหรือไม่โดยใช้วิธี Chi-square (χ^2) และมี degree of freedom เท่ากับจำนวนข้อจำกัดในการทดสอบ ทั้งนี้ควรเริ่มทำการทดสอบจากค่าคงที่ก่อน แล้วจึงทดสอบสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอื่นๆ จนครบทุกตัว โดยที่ cointegrating vectors จะมีคุณสมบัติในการปรับค่าข้อมูลที่เป็น nonstationary process ให้เป็น stationary process ได้เมื่ออยู่ในรูปของ linear combination $\beta' X_t \sim I(0)$; $X_t \sim I(1)$ แต่ในกรณีทั่วไป ถ้า $X_t \sim I(d)$ และ X_t เป็น cointegrated of order d และ b หรือ $X_t \sim CI(d,b)$ จะมี linear combination ของตัวแปรที่ทำให้ $\beta' X_t \sim I(d-b)$ โดยที่ $d \geq b > 0$ และ β คือ cointegrating vectors

ทำการ normalized โดยสมมติว่ามีความยาวของ lag เท่ากับ 1 และ rank เท่ากับ 1 และในแบบจำลองไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา จะได้ว่า

$$\Delta x_{1t} = \Pi_{11} x_{1t-1} + \Pi_{12} x_{2t-1} + \ldots + \Pi_{1n} x_{nt-1} + \varepsilon_{1t} \tag{49}$$

ถ้าทำการ normalized โดยคำนึงถึงตัวแปร X_{1t-1} จะได้

$$\alpha_1 = \Pi_{11} \tag{50}$$

$$\beta_{ij} = \frac{\Pi_{ij}}{\Pi_{ij}} \tag{51}$$

$$\Delta x_{1t} = \alpha_1 (x_{1t-1} + \beta_{12} x_{2t-1} + \ldots + \beta_{1n} x_{nt-1}) + \varepsilon_{1t} \tag{52}$$

ดังนั้น $x_{1t-1} + \beta_{12} x_{2t-1} + \ldots + \beta_{1n} x_{nt-1} = 0$ คือ long- run relationship

β = $(1\ \beta_{12} \ldots \beta_{1n})$ คือ cointegrating vector

α_1 = speed of adjustment coefficient

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.5.3 Error Correction Model

แนวคิดเกี่ยวกับ cointegration และ error correction model เป็นแนวคิดที่มีความเกี่ยวข้องและมีความสัมพันธ์ซึ่งกันและกันตามหลักของ Granger Representation Theorem ทฤษฎีนี้กล่าวว่า ถ้าพบว่าตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวแล้วจะสามารถสร้างแบบจำลองการปรับตัวที่เรียกว่า "error correction model" เพื่ออธิบายขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้ ข้อที่น่าสังเกต คือ ตามทฤษฎีนี้รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นจะคำนึงถึงผลกระทบที่เกิดจากความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ ในระยะยาวเข้าไปด้วย (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538:28)

ถ้า y_t และ x_t cointegrated หมายความว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (long-run equilibrium relationship) แต่ในระยะสั้นอาจจะมีการออกนอกดุลยภาพ (disequilibrium) ได้ เพราะฉะนั้นเราสามารถจะให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ในสมการที่ร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated) เป็นค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพ (equilibrium error) และสามารถที่จะนำพจน์ค่าความคลาดเคลื่อนนี้ไปผูกพฤติกรรมระยะสั้นกับระยะยาวได้ (Gujarati, 1995: 728)

ลักษณะสำคัญของตัวแปรร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrated variables) คือ วิถีเวลา (time path) ของตัวแปรเหล่านี้จะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนจากดุลยภาพระยะยาว (long-run equilibrium) และถ้าระบบจะกลับไปสู่ดุลยภาพระยะยาว การเคลื่อนไหวของตัวแปรอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพใน error correction model

สมมติตัวแปรในแบบจำลอง $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (lon - run equilibrium relationship) นั่นคือ ทั้ง $\{y_t\}$และ$\{z_t\}$ต่างก็เป็น I(1) ถ้าตัวแปรสองตัว cointegrated กัน ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) จากการถดถอยดุลยภาพ (equilibrium regression) สามารถที่จะนำไปใช้ในการประมาณ error correction model ถ้า $\{y_t\}$และ$\{z_t\}$เป็น CI (1,1) สามารถระบุ error correction model ได้ ดังนี้ (Enders, 1995: 375)

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (53)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (54)$$

โดยที่

β_1 = parameter of the cointegrating vector

$\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}$ = whites-noise disturbances

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_y, \alpha_i, \alpha_{11}(i), \alpha_{12}(i), \alpha_{21}(i), \alpha_{22}(i)$= parameters

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Engle and Granger ได้เสนอวิธีการที่จะกำจัดข้อจำกัดของ cross-equation ที่เกี่ยวข้องในการประมาณโดยตรง (direct estimation) ของสมการ (53) และ (54) ค่าของส่วนที่เหลือ (residuals) จากการถดถอย $\hat{e}_{t-1}$ จะประมาณส่วนเบี่ยงเบนจากดุลยภาพในระยะยาว (long-run equilibrium) ในช่วงเวลา t-1 ดังนั้น จึงเป็นไปได้ที่จะใช้ $\hat{e}_{t-1}$ ที่ได้จากการถดถอยสมการ $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$ แทนค่า $(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1})$ ในสมการ (53) และ (54) ดังนั้น การใช้ส่วนที่เหลือ (saved residuals) ที่ได้จากการประมาณค่าความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาว (long-run equilibrium relationship) จะสามารถประมาณ error correction model ได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \qquad (55)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \qquad (56)$$

โดยที่

α_y, α_Z = speed of adjustment coefficient

$\hat{e}_{t-1}$ = error correction term

$\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{Zt}$ = white-noise disturbances

เนื่องจากทุกพจน์ในสมการ (55) และสมการ (56) มีลักษณะนิ่ง (stationary) ทั้ง Δy_t, Δy_{t-1}, Δz_t, Δz_{t-1} และ $\hat{e}_{t-1}$ ต่างก็เป็น I (0) ดังนั้น สถิติทดสอบที่ถูกใช้ในการวิเคราะห์ VAR สามารถที่จะนำมาใช้สำหรับสมการ (55) และ (56) ได้เช่นกัน ตัวอย่างเช่น ความยาว lag สามารถจะกำหนดได้โดยใช้ χ^2 test และข้อจำกัดที่ $\alpha_{jk}(i) = 0$ สามารถตรวจสอบได้โดยใช้ F-test (Enders, 1995: 376)

จากรูปแบบความสัมพันธ์ในสมการที่ (55) และ (56) จะเห็นว่า การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร (Δy_t และ Δz_t) ต่างขึ้นอยู่กับฟังก์ชัน distributed lags of first differences of y_t and z_t รวมทั้งตัว error correction term ที่ล่าช้าออกไปช่วงเวลา (e_{t-1}) รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นตามแบบจำลองของ error correction model ที่แสดงในสมการ (55) และ (56) แสดงการปรับตัวในระยะสั้นเมื่อระบบเศรษฐกิจขาดความสมดุล เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว

2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การทบทวนวรรณกรรมในการศึกษาครั้งนี้ เป็นการทบทวนการศึกษาเกี่ยวกับแบบจำลองทางการเงินในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน 3 รูปแบบที่สำคัญ ได้แก่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

1) Flexible Price Monetary Model

2) Sticky Price Monetary Model

3) Real Interest Differential Model

สรุปได้ดังนี้

Frenkel (1976) ได้เริ่มทำการศึกษาเกี่ยวกับแบบจำลองการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนในรูปแบบของ flexible price monetary model โดยสร้างแบบจำลอง flexible price เพื่อศึกษาพฤติกรรมการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนของอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ช่วง hyperinflation ในปี ค.ศ. 1920-1923 และใช้สมการถดถอยเชิงเส้นตรงในการประมาณค่า แบบจำลอง flexible price ของ Frenkel มีรูปแบบ ดังนี้

$$s = (m-m^*) + \varphi(y^* - y) + \phi(i-i^*)$$

โดยที่

s = ค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยน

m, m* = ค่า logarithm ของปริมาณเงินในประเทศและต่างประเทศตามลำดับ

y, y* = ค่า logarithm ของรายได้ประชาชาติที่แท้จริงในประเทศและต่างประเทศตามลำดับ

i, i* = อัตราดอกเบี้ยระยะสั้นในประเทศและต่างประเทศตามลำดับ

φ, ϕ = ค่าพารามิเตอร์

ผลการศึกษาของ Frenkel เป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลอง flexible price และพบว่าเป็นไปตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ นอกจากนี้ ค่าความยืดหยุ่นของระดับราคาต่อปริมาณเงิน (money stock) มีค่าเข้าใกล้ 1 และค่าความยืดหยุ่นของระดับราคาต่ออัตราเงินเฟ้อมีค่าเป็นบวก

Bilson (1978) ได้ทำการศึกษาการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อปอนด์เสเตอร์ลิงในช่วงตั้งแต่เดือนเมษายน ค.ศ. 1970 ถึงเดือนพฤษภาคม ค.ศ.1977 โดยใช้แนวคิดทางการเงินภายใต้แบบจำลอง flexible price ของ Frenkel และใช้สมการถดถอยเชิงเส้นตรงในการทดสอบปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนดังกล่าว นำไปสู่ผลสรุปว่า ผลการศึกษาไม่ได้สนับสนุนแบบจำลอง flexible price เนื่องจากตัวแปรอิสระที่สำคัญหลายๆ ตัวในแบบจำลอง เช่น ปริมาณเงิน และระดับรายได้ประชาชาติที่แท้จริงนั้นไม่ผ่านการทดสอบนัยสำคัญซึ่งแสดงให้เห็นว่า ตัวแปรอิสระทั้งสองไม่มีอิทธิพลในการอธิบายตัวแปรตามเลย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

หลังจากนั้น Bilson ได้ทำการปรับปรุงข้อมูลใหม่โดยใช้กระบวนการประมาณค่าแบบผสมของ Theli-Goldberger และนำไปทดสอบโดยใช้สมการถดถอยเชิงเส้นตรงอีกครั้งหนึ่ง ปรากฏว่า ผลการศึกษาสามารถสนับสนุนแบบจำลอง flexible price ในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนได้ดี โดยที่ตัวแปรอิสระทุกตัวมีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อปอนด์เสเตอร์ลิง ในระยะเวลาที่ทำการศึกษานั้นอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างมาร์กเยอรมันกับปอนด์เสเตอร์ลิงมีความสัมพันธ์โดยตรงกับปริมาณเงินของเยอรมนี ความแตกต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยของเยอรมนีและสหราชอาณาจักร รายได้ที่แท้จริงของสหราชอาณาจักร และอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อปอนด์เสเตอร์ลิงในไตรมาสที่แล้ว และมีความสัมพันธ์ในทางตรงข้ามกับปริมาณเงินของสหราชอาณาจักร รายได้ที่แท้จริงของเยอรมนี และตัวแปรทางด้านเวลา

ต่อมา Bilson ได้ใช้การคาดการณ์อย่างสมเหตุสมผล (rational expectation) ในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างมาร์กเยอรมันต่อปอนด์เสเตอร์ลิงในช่วงปี ค.ศ. 1972-1976 โดยใช้แนวคิดทางการเงินภายใต้แบบจำลอง flexible price เป็นกรอบในการศึกษาเช่นเดิม และใช้สมการถดถอยเชิงเส้นตรงในรูปลอการิทึมในการกำหนดปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างมาร์กเยอรมันกับปอนด์เสเตอร์ลิง ผลการศึกษาในครั้งนี้ปรากฏว่า อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างมาร์กเยอรมันกับปอนด์เสเตอร์ลิงมีความสัมพันธ์โดยตรงกับปริมาณเงินของเยอรมนี และอัตราล่วงหน้าส่วนเพิ่ม (forward premium) ตัวแปรนี้ คือ ตัวแปรที่รวมเอาการคาดการณ์อย่างสมเหตุสมผลของระดับราคาในเยอรมนี ระดับราคาในสหราชอาณาจักร และอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าระหว่างเงินมาร์กเยอรมันกับเงินปอนด์เสเตอร์ลิงไว้ด้วย และมีความสัมพันธ์ในทางตรงข้ามกับปริมาณเงินของสหราชอาณาจักร และระดับรายได้ที่แท้จริงของเยอรมนีและสหราชอาณาจักร

Hodrick (1978) ทำการทดสอบข้อสรุปที่ได้จากการประมาณค่าโดยใช้แบบจำลอง flexible price ใน 3 ประเด็นในช่วงเดือนเมษายน ค.ศ. 1973 ถึงเดือนกันยายน ค.ศ. 1975 โดยวิเคราะห์จากข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ประเด็นแรก ตามแบบจำลอง flexible price นั้น แสดงว่า เปอร์เซนต์การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนถูกกำหนดโดยอัตราการเจริญเติบโตของเงินตราของประเทศ (domestic currency's rate of growth) ลบด้วยอัตราการเจริญเติบโตในระยะยาวของเงินตราต่างประเทศ (foreign currency's long-run rate of growth) ถึงแม้ว่าผลการศึกษาของ Hodrick จะสนับสนุนแบบจำลอง flexible price แต่ก็เห็นว่าเป็นการยากที่จะตีความว่า เปอร์เซนต์การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนนั้นจะเกินกว่า (overshoot) อัตราการเจริญเติบโตในระยะยาวหรือไม่ ประเด็นที่สอง Hodrick ทำการทดสอบข้อสรุปจากแบบจำลอง flexible price ที่ว่า การลดลงของรายได้ประชาชาติที่แท้จริงจะทำให้เกิดการลดค่าของอัตราแลก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

เปลี่ยนและการลดลงของอุปสงค์ของเงินตราของประเทศ (demand for domestic currency) ผลการศึกษาของ Hodrick สนับสนุนข้อสรุปดังกล่าว ประเด็นสุดท้าย ผลการศึกษาของ Hodrick ยังคงสนับสนุนข้อสรุปของแบบจำลอง flexible price ที่ว่า นโยบายการเงินแบบผ่อนคลายจะนำไปสู่การเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยและการลดค่าของอัตราแลกเปลี่ยน

Frankel (1982) ได้ทำการแก้ไขข้อบกพร่องของแบบจำลอง flexible price โดยนำตัวแปรความมั่งคั่งทางการเงินที่แท้จริง (real financial wealth) รวมเข้าไว้ในฟังก์ชันอุปสงค์ของเงินในแบบจำลองทางการเงินทั้งในรูปแบบ flexible price monetary model และ sticky price monetary model เหตุผลที่ Frankel นำความมั่งคั่งไว้ในฟังก์ชันอุปสงค์ของเงิน คือ การเกินดุลของบัญชีเดินสะพัด (current account) ของต่างประเทศจะส่งผลกระทบต่อการกระจายความมั่งคั่งของประเทศไปยังต่างประเทศ และเป็นสาเหตุให้เกิดการเพิ่มขึ้นของอุปสงค์ของเงินตราต่างประเทศ ในขณะเดียวกันก็ทำให้อุปสงค์ของเงินตราของประเทศลดลง ดังนั้นจึงทำให้เกิดการแข็งค่าขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยน Frankel สรุปว่า แบบจำลองทางการเงินที่รวมความมั่งคั่งเข้าไปจะสามารถใช้ประมาณค่าพฤติกรรมการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯได้ดีกว่าแบบจำลองทางการเงินแบบดั้งเดิม ในการศึกษาของ Frankel ภายใต้แบบจำลอง flexible price ในรูปแบบที่ดัดแปลงใหม่นี้ Frankel ได้ใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงปี ค.ศ. 1974-1980 ผลการศึกษาของ Frankel สนับสนุนแบบจำลองทางการเงินที่รวมความมั่งคั่งไว้ในแบบจำลอง นั่นคือ ตัวแปรทุกตัวมีเครื่องหมายของค่าสัมประสิทธิ์เป็นไปตามสมมติฐานและส่วนใหญ่มีนัยสำคัญ ยกเว้นรายได้ประชาชาติที่แท้จริงที่สัมประสิทธิ์มีเครื่องหมายตรงข้ามกับสมมติฐานและค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบมีเครื่องหมายเป็นลบซึ่งสนับสนุนแบบจำลอง sticky price monetary model

Smith and Wickens (1986) ทำการศึกษาโดยใช้แบบจำลอง flexible price ทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนปอนด์เสเตอร์ลิงต่อดอลลาร์สหรัฐฯ และอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงไตรมาสที่ 3 ของปี ค.ศ. 1973 ถึงไตรมาสที่ 3 ของปี ค.ศ. 1982 ผลการศึกษาพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอุปทานของเงินโดยเปรียบเทียบแตกต่างจาก 1 อย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งตรงข้ามกับสมมติฐานตามแบบจำลอง flexible price Smith และ Wickens สรุปว่า ความล้มเหลว (breakdown) ของทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อและการระบุฟังก์ชันอุปสงค์ของเงินที่ไม่ถูกต้องเป็นสาเหตุที่สำคัญที่ทำให้เกิดปัญหา misspecification ในแบบจำลองดังกล่าว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลของการศึกษาต่างๆ ข้างต้นที่ไม่สนับสนุนแบบจำลองทางการเงินในการวิเคราะห์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน เนื่องจากการศึกษาดังกล่าวได้ใช้เทคนิคทางเศรษฐมิติมาวิเคราะห์โดยไม่ได้คำนึงถึงลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) ของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง ทำให้ได้ข้อสรุปหรือตัวประมาณค่าที่ไม่เหมาะสมหรือไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการอธิบายความเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน ต่อมาเมื่อมีการพัฒนา "theory of cointegration" สำหรับการวิเคราะห์ที่เหมาะสมมากขึ้นสำหรับตัวแปรทางด้านมหภาค ทำให้สามารถทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) เช่น ตัวแปรทางด้านมหภาคต่างๆได้ ดังนั้นการใช้แบบจำลองทางการเงินในการวิเคราะห์ปัจจัยในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนได้มีการนำเทคนิค cointegration test มาใช้เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและตัวแปรพื้นฐานทางด้านการเงิน(monetary fundamentals) ต่างๆ

MacDonald and Taylor (1994) ทำการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้แบบจำลอง flexible price ในการทดสอบข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนชนิดรายเดือนของปอนด์เสเตอร์ลิงต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงเดือนมกราคม ปี ค.ศ. 1976 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 1990 และใช้ multivariate cointegration technique เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ระหว่างตัวแปรต่างๆ ผลการศึกษาพบว่า มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและปริมาณเงิน อัตราดอกเบี้ยในระยะยาว รายได้ประชาชาติ และพบว่าตัวแปรทุกตัวยกเว้น อัตราดอกเบี้ยในระยะยาวของสหรัฐฯ ค่าสัมประสิทธิ์มีเครื่องหมายเป็นไปตามสมมติฐานของ FPMM เมื่อพบว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ระหว่างตัวแปรต่างๆ แล้ว MacDonald และ Taylor ได้ใช้ error correction model (ECM) ทำการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนตั้งแต่เดือนมกราคม ค.ศ. 1989 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 1990 โดยเปรียบเทียบกับแบบจำลอง random walk model จากการพิจารณาค่า root mean square error (RMSE) พบว่า แบบจำลอง error correction model สามารถใช้คาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีกว่าแบบจำลอง random walk model MacDonald และ Taylor กล่าวว่า คุณสมบัติของแบบจำลองทางการเงินสามารถถูกพัฒนาให้มีประสิทธิภาพได้ถ้าแบบจำลองนั้นถูกพิจารณาในลักษณะเชิงดุลยภาพระยะยาว ซึ่งจะมีการปรับตัวในระยะสั้นรวมอยู่ด้วย

Sarantis (1994) ได้ทำการทดสอบหาความสัมพันธ์และปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้แบบจำลองทางการเงินในรูปแบบต่างๆ ได้แก่ flexible price monetary model (FPMM), flexible-price monetary model with rational expectation (FPMM-RE) และ real

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

interest differential model (RIDM) ในการทดสอบแบบจำลองดังกล่าวได้ใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนรายไตรมาสของดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อปอนด์เสเตอร์ลิง มาร์กเยอรมันต่อปอนด์เสเตอร์ลิง เยนญี่ปุ่นต่อปอนด์เสเตอร์ลิง และฟรังก์ฝรั่งเศสต่อปอนด์เสเตอร์ลิง ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี ค.ศ. 1973 ถึง ไตรมาสที่ 3 ปี ค.ศ.1990

การศึกษาของ Sarantis ดังกล่าวได้ใช้ multivariate cointegration technique เช่นเดียวกับ MacDonald and Taylor (1994) แต่การวิเคราะห์ของ Sarantis ได้แบ่งการวิเคราะห์ออกเป็น 2 กรณี คือ กรณีที่ใช้ปริมาณเงินตามความหมายแคบ (M1) และกรณีที่ใช้ปริมาณเงินตามความหมายกว้าง (M2) พบว่า ในกรณีที่ใช้ปริมาณเงินตามความหมายแคบ (M1) นั้น FPMM และ FPMM-RE ไม่ปรากฏ cointegrating vector อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในทุกอัตราแลกเปลี่ยน นั่นคือ ไม่มีความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในแบบจำลอง ส่วน RIDM พบว่า ปรากฏ cointegrating vector อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในอัตราแลกเปลี่ยนเยนญี่ปุ่นต่อปอนด์เสเตอร์ลิง นั่นคือ มีความสัมพันธ์กันระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในแบบจำลอง ส่วนผลการศึกษาในกรณีที่ใช้ปริมาณเงินตามความหมายกว้าง (M2) นั้น พบว่า FPMM-RE ไม่ปรากฏ cointegrating vector อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในทุกอัตราแลกเปลี่ยน ส่วน FPMM ปรากฏ cointegrating vector อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในอัตราแลกเปลี่ยนเยนญี่ปุ่นต่อปอนด์เสเตอร์ลิง และ RIDM ปรากฏ cointegrating vector อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในอัตราแลกเปลี่ยนเยนญี่ปุ่นต่อปอนด์เสเตอร์ลิง และฟรังก์ฝรั่งเศสต่อปอนด์เสเตอร์ลิง

Rapach and Wohar (2002) ทำการทดสอบแบบจำลองปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาว (long-run monetary model) โดยใช้แบบจำลองทางการเงินพื้นฐาน (basic monetary model) และสมมติว่าใน steady state อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศและต่างประเทศจะเท่ากัน ดังนั้น ผลต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างภายในประเทศกับต่างประเทศที่ใช้ในแบบจำลองจึงเท่ากับศูนย์ นั่นคือ ไม่ปรากฏพจน์ผลต่างของอัตราดอกเบี้ยในแบบจำลองดังกล่าว ในการศึกษาครั้งนี้ Rapach และWohar ได้ใช้ข้อมูลรายปีของอัตราแลกเปลี่ยนต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ของประเทศอุตสาหกรรม 14 ประเทศ ได้แก่ ออสเตรเลีย เบลเยียม แคนาดา เดนมาร์ก ฟินแลนด์ ฝรั่งเศส อิตาลี เนเธอร์แลนด์ นอร์เวย์ โปรตุเกส สเปน สวีเดน สวิตเซอร์แลนด์ และอังกฤษ ในช่วงปลาย ค.ศ.ที่ 19 จนถึงปลาย ค.ศ.ที่ 20 Rapach และWohar ได้ใช้ unit root และ cointegration test ในการประมาณความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับปัจจัยพื้นฐานทางการเงินต่างๆ นอกจากนี้ เมื่อพบว่าตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว Rapach และ Wohar ได้ใช้ error correction model (ECM) เพื่อคำนวณหาลักษณะ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ของการปรับตัวในระยะสั้น นอกจากการศึกษาถึงกระบวนการปรับตัวเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนแล้ว Rapach และ Wohar ยังได้เปรียบเทียบแบบจำลองในการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างแบบจำลอง random walk model และแบบจำลองที่อิงปัจจัยพื้นฐานทางการเงิน (monetary fundamentals) ผลการศึกษาพบว่า แบบจำลองทางการเงินไม่สามารถใช้ในการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนสำหรับฝรั่งเศส โปรตุเกส และสเปนได้ดีเท่ากับ random walk model

Dornbusch (1976) ได้พัฒนาแบบจำลองทางการเงินในรูปแบบที่เรียกว่า sticky price monetary model หรือ overshooting model เพื่อศึกษาการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่อิงกับการคาดการณ์อย่างสมเหตุสมผล (rational expectation) โดยแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนเคลื่อนไหวอย่างไม่เป็นสัดส่วน นั่นหมายความว่าความเสมอภาคของอำนาจซื้อไม่ได้มีอยู่ในระยะสั้น แบบจำลอง sticky price ดังกล่าวได้มุ่งประเด็นในการพิจารณาเกี่ยวกับการเบี่ยงเบน (deviation) ในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนทั้งที่เป็นอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (nominal exchange rate) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (real exchange rate) จากค่าดุลยภาพระยะยาว โดยการเบี่ยงเบนในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนจากค่าดุลยภาพระยะยาวนี้เกิดขึ้นเนื่องจากข้อสมมติที่ว่า ราคาสินค้าและบริการมีการปรับตัวอย่างช้าๆ นั่นคือ ราคาไม่สามารถปรับตัวได้ทันทีภายหลังจากเกิดการเปลี่ยนแปลงทางการเงินอย่างฉับพลันโดยไม่ได้คาดหมาย (monetary shock)

Dornbusch กำหนดให้อัตราแลกเปลี่ยนและอัตราดอกเบี้ยเป็น “jump variable” ส่วนราคาสินค้าและบริการเป็น “sluggish variable” ถ้าเกิดการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินหรือตัวรบกวนทางเศรษฐกิจอย่างฉับพลันโดยไม่ได้คาดหมาย (monetary shock) แล้ว jump variable ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง และอัตราดอกเบี้ยจะเกิดการเคลื่อนไหวเปลี่ยนแปลงเกินกว่าค่าดุลยภาพในระยะยาวของมัน เช่น สมมติว่ามีการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินโดยใช้นโยบายการเงินแบบผ่อนคลาย เนื่องจากในระยะสั้นราคาสินค้าและบริการค่อนข้างจะคงที่ ดังนั้น เมื่อมีการเพิ่มอุปทานของเงินตามนโยบายการเงินแบบผ่อนคลาย จะทำให้อุปทานของเงินที่แท้จริงเพิ่มขึ้น และอัตราดอกเบี้ยจะลดลง การลดลงของอัตราดอกเบี้ยจะทำให้เกิดการไหลออกของเงินทุนและการลดค่าของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน ดุลยภาพในระยะสั้นเกิดขึ้นได้ต่อเมื่อการเพิ่มค่าของอัตราแลกเปลี่ยนที่คาดการณ์เท่ากับผลต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศและต่างประเทศ (interest rate differentials) ซึ่งเป็นไปตามแนวคิดเกี่ยวกับ uncover interest parity

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

นอกจากนี้ Dornbusch ได้กล่าวถึงกลไกการปรับตัวของอัตราแลกเปลี่ยนว่า การเพิ่มปริมาณเงินจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนมีการเคลื่อนไหวทันที โดยการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนจะเกินกว่าค่าอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพในระยะยาว นั่นคือ เกิดปรากฏการณ์ overshooting ของอัตราแลกเปลี่ยน Dornbusch คาดว่าจะเกิดการลดลงของอัตราดอกเบี้ยของสินทรัพย์ของประเทศ (domestic assets) ในระยะเวลาปานกลางถึงระยะยาวพบว่าระดับราคาจะเพิ่มขึ้น ดังนั้นอุปทานของเงินที่แท้จริง (real money supply) จะลดลง อัตราดอกเบี้ยจะเพิ่มขึ้น และอัตราแลกเปลี่ยนก็จะเพิ่มค่าขึ้น (appreciation) ในที่สุด อุปทานของเงินและอัตราดอกเบี้ยก็จะกลับเข้าสู่ค่าเดิม ในขณะที่การเพิ่มขึ้นของระดับราคาและการลดค่าของอัตราแลกเปลี่ยนก็จะเป็นสัดส่วนเดียวกับการเพิ่มขึ้นของปริมาณเงิน จะเห็นว่า ราคาที่เพิ่มขึ้นจะถูกหักล้างด้วยการลดค่าของอัตราแลกเปลี่ยน ดังนั้นตาม stick- price monetary model ความเสมอภาคของอำนาจซื้อจึงเกิดขึ้นในระยะยาว นั่นคือ เมื่อเวลาผ่านไประบบเศรษฐกิจจะมีการปรับตัวโดยอัตราแลกเปลี่ยนจะลดลงและเข้าสู่ค่าดุลยภาพในระยะยาว นอกจากนี้ Dornbusch ได้พิจารณาในกรณีที่ผลผลิตสามารถปรับตัวได้ในระยะสั้นว่า การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นทันทีเมื่อมีการเพิ่มปริมาณเงินนั้นจะไม่เกินกว่าอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพในระยะยาว นั่นคือ ไม่เกิดปรากฏการณ์ overshooting ของอัตราแลกเปลี่ยนนั่นเอง

Wilson (1979) ได้ขยายขอบเขตการศึกษาของ Dornbusch (1976) ในการศึกษาของ Dornbusch ได้ศึกษาถึงการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนในการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินหรือตัวรบกวนทางเศรษฐกิจที่ไม่ได้คาดหมาย (monetary shock) แต่สำหรับการศึกษาของ Wilson ได้พิจารณาถึงการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่ตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินหรือตัวรบกวนทางเศรษฐกิจที่ได้คาดหมาย Wilson ได้ตั้งคำถามขึ้นว่า ถ้ามีการประกาศเพิ่มปริมาณเงินวันนี้แต่การเพิ่มปริมาณเงินเกิดขึ้นจริงในอนาคต อัตราแลกเปลี่ยนจะมีการตอบสนองอย่างไร ผลการศึกษาพบว่า เมื่อทางการประกาศ ณ เวลา $t = 0$ ว่าจะมีการเพิ่มปริมาณเงิน ณ เวลา $t=1$ จะมีการตอบสนองอย่างทันทีจากอัตราแลกเปลี่ยนคือ อัตราแลกเปลี่ยนจะสูงขึ้นและสูงเกินกว่าอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพในระยะยาว เกิดปรากฏการณ์ overshooting ของอัตราแลกเปลี่ยน กระบวนการปรับตัวของอัตราแลกเปลี่ยนจะดำเนินต่อไปและสอดคล้องกับผลการศึกษาของ Dornbusch (1976)

Meese and Rogoff (1988) ได้ทำการทดสอบแบบจำลอง sticky price โดยใช้อัตราแลกเปลี่ยนดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อมาร์กเยอรมัน ดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อเยนญี่ปุ่น และดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ปอนด์เสเตอร์ลิง ในช่วงเวลาตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ ค.ศ. 1974 ถึงเดือนมีนาคม ค.ศ. 1986 ผลการศึกษาพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและผลต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest differentials) ไม่ cointegrate กัน ดังนั้นสรุปว่า ไม่มีหลักฐานที่จะสนับสนุนแบบจำลองดังกล่าวเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทั้งสอง Meese และ Rogoff ได้อธิบายการไม่ปรากฏความสัมพันธ์ดังกล่าวว่า ประการแรก อาจเป็นไปได้ว่ามีการละทิ้ง (omit) ตัวแปรบางอย่างในความสัมพันธ์ที่สร้างขึ้นในแบบจำลอง เช่น การเปลี่ยนแปลงที่ไม่คาดการณ์ที่แท้จริง (real shock) ซึ่งไม่รวมการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินหรือตัวรบกวนทางเศรษฐกิจที่ไม่ได้คาดหมาย (monetary shock) อาจเป็นสาเหตุให้อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) อย่างไรก็ตาม อาจจะเกิดความยากลำบากในการแยกหรือระบุชนิดของ real shock ที่เป็นสาเหตุของการผันแปรของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ดังนั้นการศึกษาเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทั้งสองนั้นควรจะกระทำโดยพิจารณาในลักษณะของวัฏจักรธุรกิจที่แท้จริง (real business cycle) ประการที่สอง การเกิด bubbles in exchange rate อาจเป็นสาเหตุของความล้มเหลวของ SPMM ในการอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกับผลต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง

Diamandis, Georgoutsos and Kouretas (1996) ทำการทดสอบปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้แบบจำลอง sticky price และนำวิธีการ cointegration test ทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (long-run equilibrium relationship) ระหว่างตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง ข้อมูลที่ใช้ในการทดสอบเป็นข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างแคนาดากับดอลลาร์สหรัฐฯ ตั้งแต่เดือนมิถุนายน ค.ศ. 1970 ถึงเดือนพฤษภาคม ค.ศ. 1994 ในการศึกษาครั้งนี้ได้ทำการทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegrating relationship) และความมีเสถียรภาพของตัวประมาณค่า (parameters) Diamandis, Georgoutsos และ Kouretas ใช้ unit root test เพื่อทดสอบความนิ่ง (stationary) ของข้อมูล สถิติที่ใช้ทดสอบ คือ Augmented Dickey-Fuller (ADF) test และ KPSS test สำหรับการประยุกต์ใช้ KPSS test ในการศึกษานี้นั้นเนื่องจาก KPSS test มีประสิทธิภาพมากกว่า ADF test สำหรับตัวแปรที่มีลักษณะเป็น trend stationary ผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรทุกตัวมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of cointegration) เท่ากับ 1 หรือ I(1) เมื่อใช้ multivariate cointegration technique เพื่อหาจำนวน cointegrating vector ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ พบว่าตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองมีจำนวน cointegrating vector ที่มีนัยสำคัญทางสถิติเท่ากับ 1 หมายความว่า มีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนของแคนาดาต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ภายใต้แบบจำลอง SPMM นอกจากนี้พบว่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรทุกตัวยกเว้นรายได้ประชาชาติที่แท้จริงของสหรัฐฯ มีเครื่องหมายเป็นไปตามสมมติฐาน และมีนัยสำคัญทางสถิติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Frankel (1979) ได้กล่าวว่า ทั้งแบบจำลอง sticky price และflexible price ไม่ประสบผลสำเร็จในการใช้กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนเมื่อผลต่างของอัตราเงินเฟ้อภายในประเทศกับต่างประเทศ (inflation differential) มีค่าปานกลาง เนื่องจากในแบบจำลอง sticky price และ flexible price นั้นได้สมมติให้ผลต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงมีค่าคงที่หรือเท่ากับศูนย์ ดังนั้น Frankel จึงได้สร้างแบบจำลองทางการเงินขึ้นมาใหม่โดยผสมผสานแนวคิด sticky price ตามแบบจำลองของ Dornbusch (1976) ที่ผลต่างของอัตราเงินเฟ้อ (inflation differential) ค่อนข้างต่ำหรือคงที่ และแนวคิด flexible price ตามแบบจำลองของ Frenkel (1976) ที่ผลต่างของอัตราเงินเฟ้อ (inflation differential) ค่อนข้างสูง Frankel ได้เน้นบทบาทของการคาดการณ์ (expectation) และการปรับตัวอย่างรวดเร็วของตลาดทุน นั่นคือ แบบจำลองทางการเงินที่สร้างขึ้นมาใหม่นี้มีรูปแบบที่ขึ้นอยู่กับผลต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest differential model) ดังนี้

$$s = (m-m^*) + \varphi(y-y^*) + \phi(i-i^*) + \alpha(\pi-\pi^*) + \mu$$

โดยที่

s	= ค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยน
m, m^*	= ค่า logarithm ของปริมาณเงินในประเทศและต่างประเทศตามลำดับ
y, y^*	= ค่า logarithm ของรายได้ประชาชาติที่แท้จริงในประเทศและต่างประเทศตามลำดับ
i, i^*	= อัตราดอกเบี้ยระยะสั้นในประเทศและต่างประเทศตามลำดับ
π, π^*	= อัตราเงินเฟ้อในระยะยาวที่คาดการณ์ในประเทศและต่างประเทศตามลำดับ
φ, ϕ, α	= ค่าพารามิเตอร์
μ	= error term

Frankel ได้ทำการทดสอบแบบจำลองที่สร้างขึ้นกับอัตราแลกเปลี่ยนเฉลี่ยรายเดือนของมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงเดือนกรกฎาคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ ค.ศ. 1978 ผลการศึกษาพบว่า ปริมาณเงิน รายได้ประชาชาติที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยระยะสั้น และอัตราเงินเฟ้อในระยะยาวที่คาดการณ์โดยเปรียบเทียบมีนัยสำคัญ และค่าสัมประสิทธิ์มีเครื่องหมายเป็นไปตามสมมติฐาน กล่าวคือ ค่าสัมประสิทธิ์หน้าพจน์ (m-m*) มีค่าเป็นบวกและเข้าใกล้ 1 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์หน้าพจน์ (y –y*) มีค่าเป็นลบ ส่วนผลต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงมีค่าเป็นลบและผลต่างของอัตราเงินเฟ้อ (inflation differential) ส่งผลกระทบทางบวกต่อ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

อัตราแลกเปลี่ยนซึ่งเป็นไปตามสมมติฐานของแบบจำลองดังกล่าว นอกจากนี้ยังพบปรากฏการณ์ overshooting ของอัตราแลกเปลี่ยน Frankel สรุปว่า แบบจำลองผลต่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest differential model) สามารถใช้ประมาณค่าปัจจัยในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ได้ค่อนข้างดีเมื่อเปรียบเทียบกับ sticky price monetary model และ flexible price monetary model

Driskill and Sheffrin (1981) ได้ทำการศึกษาและทดสอบแบบจำลอง real interest differential model ของ Frankel (1979) ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลเดียวกับ Frankel จากการศึกษาพบว่ามีปัญหาทางเศรษฐมิติเกิดขึ้นจากการประยุกต์ใช้สมมติฐานการคาดการณ์อย่างสมเหตุสมผล (rational expectation) ที่ไม่สมบูรณ์ Driskill และ Sheffrin ได้ทำการแก้ไขและเสนอแบบจำลองที่ใช้ทดสอบ คือ

$$p_t = A_0 + A_1 e_{t-1} + A_2 p_{t-1} + A_3 \pi_t$$

$$r_t = B_0 + B_1 m_t + B_2 p_t + B_3 y_t$$

$$e_t = C_0 + C_1 m_t + C_2 p_t + C_3 y_t + C_4 \pi_t$$

ภายใต้ข้อจำกัดคือ

$$C_2 = \left[1 - (1 + 4/\delta\lambda)^{1/2}\right]/2 \quad < \quad 0$$

$$A_1 + A_2 = 1$$

$$B_1 + B_2 = 0$$

$$C_1 + C_2 = 1$$

$$-C_3/(1 - C_2) = B_3/B_2$$

$$C_4/(1 - C_2) = 1/B_2$$

โดยที่

e_t, e_{t-1} = ค่า logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยน ณ เวลา t และ t-1 ตามลำดับ

p_t, p_{t-1} = ค่า logarithm ของระดับราคาโดยเปรียบเทียบ ณ เวลา t และ t-1 ตามลำดับ

m_t = ค่า logarithm ของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ณ เวลา t

y_t = ค่า logarithm ของรายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ณ เวลา t

π_t = อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์โดยเปรียบเทียบ ณ เวลา t

r_t = อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ณ เวลา t

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการศึกษาพบว่า ในสมการอัตราแลกเปลี่ยนที่ใช้เทคนิค Cochrane-Orcutt ตัวแปรทุกตัวไม่มีนัยสำคัญ ยกเว้นรายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ และไม่พบปรากฏการณ์ overshooting ของอัตราแลกเปลี่ยน ในสมการระดับราคาโดยเปรียบเทียบพบว่าทั้งอัตราแลกเปลี่ยนในอดีตและระดับราคาโดยเปรียบเทียบในอดีต ค่าสัมประสิทธิ์มีเครื่องหมายถูกต้องและมีนัยสำคัญ ส่วนอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์โดยเปรียบเทียบไม่มีนัยสำคัญ สำหรับสมการอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ ผลที่ได้ไม่สนับสนุนทฤษฎี โดยเฉพาะอย่างยิ่งค่าสัมประสิทธิ์ของระดับราคาโดยเปรียบเทียบมีเครื่องหมายไม่ถูกต้องและค่าสัมประสิทธิ์ของรายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบไม่มีนัยสำคัญ

Haynes and Stone (1981) ได้ทำการทดสอบแบบจำลองปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนในรูปแบบ real interest differential model (RIDM) และได้ขยายแบบจำลองโดยเพิ่มตัวแปรอิสระคือ ดุลบัญชีเดินสะพัด (current account) เข้าไปในแบบจำลอง Haynes และ Stone ได้ชี้ให้เห็นถึงความเอนเอียง (bias) ที่เกิดจาก linear constraint ซึ่งเป็นสาเหตุให้เครื่องหมายค่าสัมประสิทธิ์กลับตรงข้ามจากที่ควรจะเป็น ข้อมูลที่ใช้ในการทดสอบเป็นข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนของอัตราแลกเปลี่ยนมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงเดือนกรกฎาคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนเมษายน ค.ศ. 1980 ในการทดสอบแบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ

1) ทดสอบแบบจำลอง real interest differential

2) ทดสอบแบบจำลอง real interest differential โดยเพิ่มตัวแปรดุลบัญชีเดินสะพัดในฐานะตัวแปรอิสระ

ทั้งสองกรณีแบ่งออกเป็น 2 ช่วง คือ ระยะสั้น (short period) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ ค.ศ. 1978 และระยะยาว (long period) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนเมษายน ค.ศ. 1980

ผลการทดสอบพบว่า ในกรณีที่ 1 ทดสอบ RIDM โดยให้ตัวแปรอิสระทุกตัวอยู่ในรูปผลต่าง (difference form) สำหรับระยะสั้นพบว่า สัมประสิทธิ์ทุกตัวมีเครื่องหมายเป็นไปตามแบบจำลอง real interest differential ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์โดยเปรียบเทียบมีนัยสำคัญ ส่วนระยะยาว มีเพียงอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์โดยเปรียบเทียบเท่านั้นที่ค่าสัมประสิทธิ์มีเครื่องหมายเป็นไปตามแบบจำลอง real interest differential สัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบมีเครื่องหมายเป็นลบซึ่งขัดแย้งกับแบบจำลองทางการเงิน (monetary model) นอกจากนี้ Haynes และ Stone ได้ทำการทดสอบแบบจำลอง real interest differential โดยให้ตัวแปรอิสระทุกตัวเป็น unconstrained form และทดสอบแบบจำลอง real interest differential โดยให้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รายได้ประชาชาติ อัตราดอกเบี้ย และอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ เป็น unconstrained form ส่วนปริมาณเงินอยู่ในรูปผลต่าง (difference form) ผลการศึกษาพบว่าในกรณีที่ตัวแปรอิสระทุกตัวเป็น unconstrained form ค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) มีค่าสูงขึ้นมาก ค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินมีเครื่องหมายถูกต้อง และค่าสัมประสิทธิ์ของรายได้ประชาชาติมีนัยสำคัญทั้งระยะสั้นและระยะยาว ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอิสระที่เหลือไม่มีนัยสำคัญ สำหรับในกรณีที่ตัวแปรอิสระอยู่ในรูปผลต่าง (difference form) เฉพาะปริมาณเงิน พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบมีเครื่องหมายเป็นลบทั้งระยะสั้นและระยะยาว เพราะว่าความเอนเอียง (bias) ที่เกิดจาก constraint ในตัวแปรอิสระอื่นๆ ได้ถูกขจัดไปแล้ว

Haynes และ Stone ได้ชี้ให้เห็นว่า การทดสอบแบบจำลอง real interest differential โดยที่ตัวแปรอิสระทุกตัวอยู่ในรูปผลต่าง (difference form) ในระยะสั้น ค่าสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบมีเครื่องหมายเป็นบวกและมีนัยสำคัญ เป็นผลมาจากความเอนเอียง (bias) ที่เกิดขึ้นโดย constraint ในตัวแปรอิสระอื่นๆ ในกรณีที่ 2 ทดสอบแบบจำลอง real interest differential โดยที่ตัวแปรอิสระทุกตัวเป็น unconstrained form และเพิ่มตัวแปรดุลบัญชีเดินสะพัดเข้าไปในแบบจำลอง พบว่าจากการใช้ตัวสถิติ F ในการทดสอบตัวแปรดุลบัญชีเดินสะพัดไม่ได้เพิ่มความสามารถในการอธิบายของแบบจำลอง

Boothe and Glassman (1987) ได้ทำการศึกษาแบบจำลองในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้แบบจำลอง real interest differential model (RIDM) Boothe และ Glassman ได้ชี้ให้เห็นว่า การประมาณค่าแบบดั้งเดิม (conventional estimation) อาจทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาคเป็นความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (spurious relationship) เนื่องจากตัวแปรอนุกรมเวลาส่วนใหญ่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) กล่าวคือ ค่าเฉลี่ย (mean) และความแปรปรวน (variance) ของข้อมูลเหล่านั้นมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามระยะเวลา ดังนั้น ในการศึกษานี้ Boothe และ Glassman จึงได้ทำการทดสอบหาความสัมพันธ์ของอัตราแลกเปลี่ยนและปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบโดยใช้เทคนิค cointegration test ในการทดสอบได้ใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนชนิดรายเดือนของมาร์กเยอรมันต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงเดือนกรกฎาคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนมีนาคม ค.ศ. 1984 จำนวน 117 ค่าสังเกต และในการทดสอบ residual จาก cointegration regression ว่ามีลักษณะนิ่ง (stationary) หรือไม่โดยใช้ Augmented Dickey Fuller (ADF) test พบว่า ข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) หรือมี unit root แสดงว่าอัตราแลกเปลี่ยนและปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบไม่มีความสัมพันธ์กัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สำหรับการศึกษาเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยนในประเทศไทยนั้นมีอยู่หลายงานศึกษา ไม่ว่าจะเป็นการคำนวณดัชนีค่าเงินบาทเพื่อทำการวิเคราะห์หาอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพที่เหมาะสม รวมทั้งการศึกษาหาปัจจัยที่มีอิทธิพลในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนซึ่งส่วนใหญ่จะพบว่าการศึกษาต่างๆ นั้นอยู่ภายใต้แนวคิดที่สำคัญคือทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ สำหรับวิธีการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ นั้น ในการศึกษาแรกๆ จะใช้วิธีการประมาณค่าแบบดั้งเดิม เช่น ordinary least square (OLS) แต่ในระยะหลังได้ประยุกต์เทคนิค cointegration เข้ามาใช้เพื่อให้ตัวประมาณค่าที่ได้มีความน่าเชื่อถือมากขึ้น การศึกษาต่างๆ ในประเทศไทยสามารถสรุปได้ ดังนี้

อำนาจ ศรีสุขสันต์ (2531) ได้ทำการศึกษาเกี่ยวกับดัชนีค่าเงินบาทและปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลในช่วงปี พ.ศ. 2516 ถึง พ.ศ. 2519 เป็นรายไตรมาสของประเทศคู่ค้าที่มีมูลค้าการค้ารวมกับไทยในปี พ.ศ. 2529 สูงสุด 9 อันดับแรกได้แก่ ญี่ปุ่น สหรัฐอเมริกา เยอรมนี สหราชอาณาจักร จีน มาเลเซีย สิงคโปร์ เนเธอร์แลนด์ และฮ่องกง โดยได้ทำการคำนวณดัชนีค่าเงินบาท (Effective Exchange Rate Index for Baht : EERI) ซึ่งถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนมูลค่าการนำเข้า (import weight) และมูลค่าการค้ารวม (total trade weight) ของประเทศไทย ดัชนีที่คำนวณออกมาได้จะแสดงออกมาในรูปเงินบาทต่อ 1 หน่วยสกุลเงินตราต่างประเทศ

จากนั้นได้ทำการศึกษาหาระดับอัตราแลกเปลี่ยนที่เหมาะสม (Equilibrium Exchange Rate :EER) โดยนำดัชนีค่าเงินบาทที่ได้ปรับด้วยราคาเปรียบเทียบระหว่างประเทศไทยกับประเทศคู่ค้าทั้ง 9 ประเทศ การวิเคราะห์เป็นไปตามแนวคิดทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ (purchasing power parity) และใช้ดัชนีที่ปรับด้วยราคาเปรียบเทียบแล้วดังกล่าวเป็นเกณฑ์ในการพิจารณาค่าเงินบาทที่เหมาะสม จากการศึกษาพบว่าในช่วงปี พ.ศ. 2516 ถึง พ.ศ. 2521 เงินบาทมีค่าสูงเกินไป (overvalued) เมื่อเปรียบเทียบกับระดับราคาระหว่างประเทศ ส่วนในช่วงปี พ.ศ. 2522 ถึง พ.ศ. 2523 เงินบาทมีค่าที่ต่ำเกินไป (undervalued) และเคลื่อนเข้าสู่ระดับดุลยภาพในช่วงปี พ.ศ. 2524 ถึง พ.ศ. 2526 หลังจากนั้นในช่วงปี พ.ศ. 2526 ถึง พ.ศ. 2527 เงินบาทได้มีค่าที่สูงเกินไปอีกครั้งหนึ่ง จนกระทั่งปลายปี พ.ศ. 2527 ค่าเงินบาทได้เข้าสู่ดุลยภาพ และมีค่าลดต่ำลงในช่วงปี พ.ศ. 2528 ถึง พ.ศ. 2529 ทั้งนี้เพราะการเข้าไปแทรกแซงของทางการเพื่อแก้ไขปัญหาการขาดดุลการค้า

จากนั้นผู้ทำการศึกษาได้สร้างแบบจำลองการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตามแนวคิด portfolio balance approach ในรูปแบบของสมการเชิงเส้นตรง โดยทดสอบเป็น 4 กรณีตามประเภท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ของ EER และ EERI กับลักษณะของชนิดการถ่วงน้ำหนัก คือมูลค่าการนำเข้าและมูลค่าการค้ารวม และทำการประมาณค่าแบบจำลองดังกล่าวโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด ผลการศึกษาพบว่าแบบจำลองที่ใช้ดัชนีค่าเงินบาทโดยการถ่วงน้ำหนักด้วยมูลค่าการค้ารวมน่าจะเป็นตัวแทนของกลุ่มได้ดีที่สุด โดยพิจารณาค่า R^2 และตัวสถิติ F และปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนได้แก่อัตราแลกเปลี่ยนในช่วงไตรมาสก่อน ระดับราคาโดยเปรียบเทียบระหว่างในประเทศและต่างประเทศ และระดับรายได้ประชาชาติของต่างประเทศ ตัวแปรเหล่านี้มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับอัตราแลกเปลี่ยนหรือในทิศทางตรงข้ามกับค่าเงินบาท ส่วนระดับรายได้ประชาชาติในประเทศมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน หรือในทิศทางเดียวกับค่าเงินบาท

สีหราช อัชฌประเสริฐ (2537) ได้ทำการศึกษาถึงค่าเงินบาทที่เหมาะสมและการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตามความเป็นจริงของประเทศไทย ในช่วงปี พ.ศ. 2525 ถึง พ.ศ. 2534 และใช้ข้อมูลเป็นรายไตรมาส โดยคำนวณหาดัชนีค่าเงินบาทจากประเทศคู่ค้าที่สำคัญของประเทศไทย 10 ประเทศ ได้แก่ สหรัฐอเมริกา สิงคโปร์ เยอรมนี ไต้หวัน เกาหลีใต้ มาเลเซีย สหราชอาณาจักร เนเธอร์แลนด์ และฝรั่งเศส ทำการถ่วงน้ำหนักด้วยสัดส่วนมูลค่าส่งออก (export weight) มูลค่านำเข้า (import weight) และมูลค่าการค้ารวม (total trade weight) ของประเทศไทย ดังนั้นดัชนีค่าเงินบาทที่ถูกสร้างขึ้นจะมีอยู่ทั้งสิ้น 3 ดัชนี ค่าดัชนีที่สูงขึ้นมีความหมายว่า เงินบาทมีค่าสูงขึ้น (appreciate) เมื่อเทียบกับกลุ่มสกุลเงิน ในขณะที่ค่าดัชนีที่ต่ำลงมีความหมายว่าเงินบาทมีค่าลดลง (depreciation) เมื่อเทียบกับกลุ่มสกุลเงิน เนื่องจากดัชนีค่าเงินบาททั้ง 3 ชนิดแสดงความเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกัน ดังนั้นจึงใช้ดัชนีค่าเงินบาทที่ถ่วงน้ำหนักตามสัดส่วนการค้ารวมเป็นตัวแทนในการศึกษาการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาท

จากการศึกษาพบว่า ค่าเงินบาทมีแนวโน้มที่สูงขึ้นและลดลงสลับกันไปตลอดระยะเวลาที่ทำการศึกษา ในระยะที่หนึ่งช่วงปี พ.ศ. 2525 ถึงไตรมาสที่ 3 ของปี พ.ศ. 2527 และในช่วงปี พ.ศ. 2531 ถึงกลางปี พ.ศ. 2532 ค่าเงินบาทมีค่าที่สูงขึ้นเมื่อเทียบกับกลุ่มสกุลเงินของประเทศคู่ค้าที่สำคัญ ส่วนในช่วงระยะเวลาจากไตรมาสที่ 3 ของปี พ.ศ. 2527 ถึงปลายปี พ.ศ. 2530 และช่วงกลางปี พ.ศ.2532 ถึงปลายปี พ.ศ. 2534 ค่าเงินบาทมีค่าลดลงเมื่อเทียบกับกลุ่มสกุลเงินของประเทศคู่ค้าที่สำคัญ จากนั้นได้นำดัชนีค่าเงินบาทที่คำนวณได้ทั้ง 3 ชนิดมาปรับด้วยดัชนีราคาเปรียบเทียบระหว่างประเทศเพื่อให้ได้ดัชนีค่าเงินบาทที่แท้จริง ซึ่งเป็นดัชนีที่แสดงถึงความเหมาะสมของค่าเงินบาท ผลการศึกษาสรุปได้ว่า ในช่วงระยะเวลาปี พ.ศ. 2525 ถึงไตรมาสที่ 3 ของปี พ.ศ. 2527 ค่าเงินบาทมีค่าที่สูงเกินไป (overvalued) และเข้าสู่สมดุลในไตรมาสที่ 4 ของปีพ.ศ. 2527 หลังจากนั้นจน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ถึงปลายปี พ.ศ. 2534 ค่าเงินบาทมีค่าต่ำเกินไป (undervalued) ซึ่งผลการศึกษาเป็นไปตามทฤษฎีค่าเสมอภาคของอำนาจซื้อ

นอกจากนี้ ผู้ทำการศึกษายังได้ทำการสร้างแบบจำลองทางเศรษฐมิติของปัจจัยทางเศรษฐกิจต่างๆ ที่มีผลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตามความเป็นจริงของประเทศไทย โดยอาศัยแนวความคิดวิธีทางด้านการเงิน (monetary approach) ผลการศึกษาพบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนตามความเป็นจริงของประเทศไทยมากที่สุด คือ อัตราแลกเปลี่ยนตามความเป็นจริงของประเทศไทย ณ ไตรมาสที่แล้ว รองลงมา ได้แก่ ตัวแปรนโยบายของรัฐบาลในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทย ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ รายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ผลต่างของอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยกับต่างประเทศ

นิธินันท์ วิศเวศวร (2539) ทำการศึกษาหาตัวแปรที่จะมีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนในระบบเศรษฐกิจไทย โดยนำเอาเทคนิค cointegration และ error correction model (ECM) มาประยุกต์ใช้กับแบบจำลองทางการเงิน ทั้งนี้เพราะตัวแปรต่างๆ ทางเศรษฐกิจมหภาคที่นำมาใช้ในการศึกษาได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน รายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ระดับราคาโดยเปรียบเทียบ และผลต่างของอัตราดอกเบี้ยในประเทศและต่างประเทศเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งมีความสัมพันธ์กันในแต่ละช่วงเวลา อาจทำให้ได้ความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (spurious relationship) สำหรับข้อมูลในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลรายไตรมาสตั้งแต่ไตรมาสที่สี่ พ.ศ. 2527 ถึงไตรมาสที่สาม พ.ศ. 2536

ผลการศึกษาพบว่า จากการเปรียบเทียบอัตราแลกเปลี่ยนเยนต่อดอลลาร์สหรัฐฯ บาทต่อเยน และบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ สามารถแยกผลกระทบในระยะสั้นและระยะยาวได้ และพบว่ารายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบมีอิทธิพลชัดเจนที่สุด ส่วนอัตราดอกเบี้ยนั้นสามารถนำไปอธิบายได้เฉพาะกรณีของเยนต่อดอลลาร์สหรัฐฯ แต่ปริมาณเงินซึ่งเป็นตัวแปรสำคัญในทฤษฎีนี้กลับไม่สามารถอธิบายอัตราแลกเปลี่ยนได้อย่างมีนัยสำคัญ นอกจากนี้ การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะสั้นยังขึ้นอยู่กับขนาดของการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวในช่วงเวลาก่อนหน้า

ดาว ชุ่มตะขบ (2544) ทำการศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนและพยากรณ์ค่าเงินบาท รวมทั้งเปรียบเทียบแบบจำลองในการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยน สำหรับการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนได้นำเทคนิค cointegration และ error correction model (ECM) มาประยุกต์ใช้กับแบบจำลองทางการเงิน (monetary model) ขณะที่การพยากรณ์อัตราแลก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

เปลี่ยนได้ใช้แบบจำลองทางการเงินและแบบจำลองของ Holt โดยทำการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ บาทต่อ 100 เยนญี่ปุ่น และบาทต่อมาร์กเยอรมัน ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2542

จากการศึกษาพบว่า ตัวแปรทุกตัวที่ใช้ในการศึกษามีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) และปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาวประกอบด้วยรายได้ที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ย ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ และดัชนีราคาผู้บริโภคโดยเปรียบเทียบ ส่วนการเปรียบเทียบแบบจำลองที่ใช้ในการพยากรณ์ค่าเงินบาทโดยพิจารณาจากส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation) ปรากฏว่า แบบจำลองของ Holt มีค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานต่ำกว่า แสดงว่า แบบจำลองดังกล่าวสามารถใช้พยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนได้ดีกว่าแบบจำลองทางการเงิน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved