บทที่ 2

ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาการปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของประเทศไทยในครั้งนี้มีทฤษฎีและแนวคิดที่เกี่ยวข้อง คือ ทฤษฎีและแนวคิดเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยน และ ทฤษฎีและแนวคิดทางเศรษฐมิติ

2.1.1 ทฤษฎีและแนวคิดเกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยน

ประกอบไปด้วย ทฤษฎี ความเสมอภาคในอำนาจซื้อในอัตราแลกเปลี่ยน (Purchasing Power Parity of Exchange Rate) และ แนวคิดการปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงไปสู่ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ (Nonlinear Adjustment toward PPP) โดยมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

1) ทฤษฎีความเสมอภาคในอำนาจซื้อในอัตราแลกเปลี่ยน (Purchasing Power Parity of Exchange Rate)

ทฤษฎีซึ่งใช้อธิบายปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยน คือทฤษฎีที่เรียกว่า “ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ” หรือ (Purchasing Power Parity : PPP) ทฤษฎีนี้อาศัย “กฎแห่งการมีราคาเดียว” หรือ (Law of One Price : LOOP) ซึ่งอธิบายว่าสินค้าชนิดเดียวกันจะมีราคา เดียวกันในทุก ๆ ประเทศ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่าเงินตราสกุลต่าง ๆ ย่อมมีอำนาจซื้อเท่าๆ กัน

ตาม ทฤษฎี PPP นี้การอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างราคาสินค้ากับอัตราแลกเปลี่ยน เพื่อการเปรียบเทียบอำนาจซื้อระหว่างเงินตราต่างสกุล มีอยู่ 2 วิธี คือ

■ **ความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบสัมบูรณ์ (Absolute PPP)**

โดยกำหนดให้

P คือ ราคาสินค้าในไทย

P^* คือ ราคาสินค้าในสหรัฐอเมริกา

E คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate) ระหว่างเงินบาทและเงินดอลลาร์สหรัฐฯ (มีหน่วยเป็นบาทต่อดอลลาร์)

PPP ได้อธิบายว่าอัตราแลกเปลี่ยนจะเท่ากับอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในไทยและราคาสินค้าในสหรัฐฯ หรือ $E = P/P^*$

ถ้า สมมุติว่าสินค้าในที่นี้คือปากกาซึ่งขายในประเทศไทยที่ราคาด้ามละ 40 บาท ในขณะที่ปากกาชนิดเดียวกันขายในสหรัฐฯ มีราคาด้ามละ 1 ดอลลาร์ ถ้าหากมีการค้าเสรีระหว่าง 2 ประเทศ และมีค่าต้นทุนธุรกรรมระหว่างประเทศต่ำมาก หรือไม่มีต้นทุนธุรกรรมเลย อัตราแลกเปลี่ยนก็ควรจะมีค่าเท่ากับ 40 ฿/$ เพราะหากอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าที่แตกต่างไปจาก 40 ฿/ $ ก็จะมีแรงจูงใจให้มีการแสวงหากำไรจากส่วนต่างของราคา (Arbitrage) เช่น ถ้าให้อัตราแลกเปลี่ยน เท่ากับ 45 ฿/$ ก็จะทำให้สามารถสร้างกำไรได้โดยการใช้เงิน 40 บาทซื้อปากกา จากประเทศ ไทย และนำไปขายในสหรัฐฯ ราคา 1 ดอลลาร์ แล้วแลกเป็นเงินบาทได้ 45 บาท ทำให้ได้กำไร 5 บาท ดังนั้น ค่าเงินบาทที่ต่ำเกินไป (คือ 45 ฿/$ เทียบกับ 40 ฿/$) ก็จะจูงใจให้มีการซื้อเงินบาท (เพื่อเอาไปซื้อปากกาในไทย) และการขายดอลลาร์ (หลังจากที่ขายปากกาในสหรัฐฯ แล้ว) กลไกในตลาดเงินตราก็กดดันให้เงินบาทมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับดอลลาร์ (และเงินดอลลาร์มีค่าลดลงโดยเปรียบเทียบ) จนกระทั่งอัตราแลกเปลี่ยนอยู่ในระดับที่ 40 ฿/ $ และแรงจูงใจ จากการหา ส่วนต่างของราคาหมดไป ในขณะเดียวกัน ค่าเงินบาทที่ต่ำเกินไปก็จะจูงใจให้มีการส่งออกปากกาจากไทยไปขายในสหรัฐฯ มากขึ้น มีผลทำให้ปากกามีราคาสูงขึ้นในไทยและลดลงในสหรัฐฯ และ โอกาสในการค้ากำไร (Arbitrage) ก็จะลดลงหรือหมดไป ดังนั้น การปรับราคาในตลาดสินค้าก็จะเป็นปรากฏการณ์อีกประเภทหนึ่งซึ่งอาจมีส่วนทำให้ราคาสินค้าและอัตราแลกเปลี่ยนอยู่ในระดับที่สอดคล้องกัน และเงินสองสกุลมีอำนาจซื้อที่เท่ากันในที่สุด

ในกรณีตรงกันข้ามที่เงินบาทมีค่าแข็งไป (เช่น 35 ฿/$ เทียบกับ 40 ฿/$) ส่วนต่างของราคา (Arbitrage) และการปรับตัวของตลาดเงินตราและตลาดสินค้าก็จะเป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกับกรณีที่เงินบาทมีค่าอ่อนเกินไป กล่าวคือ จะมีแรงจูงใจให้มีการซื้อเงินดอลลาร์ (เพื่อเอาไปแลกซื้อปากกาในสหรัฐฯ) และขายเงินบาท (หลังจากที่เอาปากกาไปขายในไทยแล้ว) กลไกตลาดเงินตราก็จะกดดันให้เงินบาทมีค่าลดลงเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์ การส่งออกปากกาจากสหรัฐฯ ไปขายในไทยมากขึ้น ก็จะมีผลทำให้ปากกามีราคาสูงขึ้นในสหรัฐฯ และลดลงในไทย การปรับตัวของค่าเงินและราคาปากกาดังกล่าวจะทำให้แรงจูงใจจากการหาส่วนต่างของราคาหมดไป โดยทั้งสองประเทศปากกาจะขายในราคาเดียวกันซึ่งเป็นราคาที่สะท้อนอำนาจซื้อของเงินสองสกุลที่เท่ากันในที่สุด

อย่างไรก็ตาม ข้อสรุปข้างต้นมักจะไม่สอดคล้องกับความเป็นจริง เนื่องจากเป็นการพิจารณาสินค้าเพียงอย่างเดียวและยังมีปัจจัยที่อาจเป็นอุปสรรคใน การหา ส่วนต่างของราคา

(Arbitrage) อาทิเช่น การกีดกันการค้า และค่าขนส่งระหว่างประเทศซึ่งเป็นปัจจัยที่ทำให้สินค้ามีราคาไม่เท่ากันในประเทศต่าง ๆ หรือ สินค้าและบริการบางประเภทไม่ได้มีการค้าขายระหว่างประเทศ (Nontradables) เช่น ไฟฟ้า สิ่งก่อสร้าง และบริการต่างๆ สำหรับสินค้าและบริการเหล่านี้ประเทศต่างๆ ไม่จำเป็นต้องมีราคาขายที่เท่ากัน ทำให้การหาส่วนต่างของราคา (Arbitrage) ระหว่างประเทศทำไม่ได้ ดังนั้น "กฎแห่งการมีราคาเดียว" หรือ (Law of One Price : LOOP) จึงไม่เป็นจริงเสมอไป

■ **ความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (Relative PPP)**

แนวทางการเปรียบเทียบอำนาจซื้อระหว่างประเทศ โดยการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าเป็นสัดส่วนที่คงที่ของอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในประเทศต่างๆ กล่าวคือ

$E = k\,(P/P^*)$ โดย k คือ ค่าคงที่ซึ่งไม่จำเป็นต้องเท่ากับ 1

โดยให้ P คือ ราคาสินค้าในไทย และ P* คือราคาสินค้าในสหรัฐอเมริกาเช่นเดิม

สมมติให้มีการเปรียบเทียบข้ามเวลา ระหว่างปีที่ 0 กับ ปีที่ 1

$$E_0 = k\left(\frac{P_0}{P_0^*}\right) \tag{2.1}$$

$$E_1 = k\left(\frac{P_1}{P_1^*}\right) \tag{2.2}$$

โดยให้ ตัวห้อย 0 และ 1 แสดงปีที่ 0 และ 1 (หรือปีปัจจุบันและปีถัดไป) นำสมการ 2.2 หารด้วยสมการ 2.1 จะได้

$$\frac{E_1}{E_0} = \frac{P_1/P_1^*}{P_0/P_0^*} \tag{2.3}$$

หรือ

$$\frac{E_1}{E_0} = \frac{P_1/P_0}{P_1^*/P_0^*} \tag{2.4}$$

จากสมการ (2.4) ค่า P_1/P_0 สะท้อนให้เห็นอัตราเงินเฟ้อในไทย และค่า P_1^*/P_0^* ชี้แนวโน้มของอัตราเงินเฟ้อในสหรัฐฯ ดังนั้น ตามกฎแห่งการมีราคาเดียว (The Law of One Price) และ PPP แบบเปรียบเทียบแล้ว หากไทยมีอัตราเงินเฟ้อสูงกว่าสหรัฐฯ เงินบาทจะต้องลดค่าเมื่อเทียบกับเงิน

ดอลลาร์ กล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่าอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าที่สอดคล้องกับอัตราเงินเฟ้อในประเทศต่างๆ นั่นเอง (พรายพล คุ้มทรัพย์, 2551)

2) แนวคิดการปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงไปสู่ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ (Nonlinear Adjustment toward PPP)

ภายใต้ข้อสมมติของการไม่มีต้นทุนธุรกรรม เงื่อนไขของความเสมอภาคในอำนาจซื้อในระยะยาว สามารถเขียนได้ดังนี้

$$E_t - P_t^* + P_t = c + y_t \tag{2.5}$$

โดยที่ E_t คือ ลอการิทึมของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rates)

P_t^* คือ ลอการิทึมของดัชนีราคาต่างประเทศ

P_t คือ ลอการิทึมของดัชนีราคาในประเทศ

c คือ ค่าคงที่ที่สะท้อนความแตกต่างในหน่วยของการวัด (Constant Reflecting Differences in Units of Measurement)

y_t คือ พจน์ความคลาดเคลื่อนที่มีลักษณะนิ่งที่แสดงถึงการเบี่ยงเบนไปจาก PPP (Disturbance Term Capturing Deviations from PPP)

ในสมการที่ (2.5) สามารถเขียนเป็นสมการถดถอย ได้ดังนี้

$$E_t = c + \alpha P_t^* - \beta P_t + y_t \tag{2.6}$$

เมื่อ $\alpha = -\beta = 1$ ตาม Engle และ granger (1987) ที่ได้ทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) ของความเสมอภาคในอำนาจซื้อ ซึ่งวิธีการ ทดสอบนั้นถึงแม้ว่าตัวแปร E P*และ P จะมีลักษณะไม่นิ่ง ณ Level Without Trend and Intercept เท่ากับ 0 หรือ I(0) ณ ช่วงเวลา 0 ก็ตาม แต่ y_t ต้องมีลักษณะนิ่ง (Stationary)

ใน การศึกษาที่ผ่านมา วิธี การทดสอบ ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) ได้ตั้งสมมติฐานว่า y_t ซึ่งเป็นพจน์ความคลาดเคลื่อนที่มีลักษณะนิ่งที่แสดงถึงการ

เบี่ยงเบนไปจากความเสมอภาคในอำนาจซื้อ ว่ากระบวนการวกกลับเข้าสู่ค่าเฉลี่ย (Mean-Revering) และมีแนวโน้มที่จะกลับเข้าสู่ดุลยภาพเป็นกระบวนการเชิงเส้นตรง

แต่การศึกษาของ Davutyan และ Pippenger (1990) Michael, Nobay และ Peel (1994b) และ Michael และคณะ (1994a) พบว่า y_t ซึ่งเป็นพจน์ความคลาดเคลื่อนที่มีลักษณะนิ่งที่แสดงถึงการเบี่ยงเบนไปจาก ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ มีกระบวน การวกกลับเข้าสู่ค่าเฉลี่ย (Mean-Revering) และมีแนวโน้มที่จะกลับเข้าสู่ดุลยภาพ ซึ่งเป็นกระบวนการ ที่ไม่ใช่เชิงเส้น ตรง นอกจากนี้ การทดสอบ ยังปรากฏ ต้นทุนธุรกรรม อีกด้วย การศึกษาของ Tong (1990) ได้ศึกษาเพิ่มเติมเกี่ยวกับรูปแบบการปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง พบว่า การปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงมีกระบวนการปรับตัวในรูปแบบของแบบจำลอง Threshold Autoregressive (TAR) แต่มีการศึกษาเพิ่มเติมเกี่ยวกับรูปแบบของการปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง โดย Granger และ Teräsvirta (1993) พบว่า กระบวนการปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงเป็นลักษณะเฉพาะในรูปแบบของแบบจำลอง Smooth Transition Autoregressive (STAR) ซึ่งมีการศึกษาที่สนับสนุนการศึกษานี้ คือ การศึกษาของ Michael, Nobay และ Peel (1997) โดยการศึกษาสมมติการเบี่ยงเบนออกจาก PPP สามารถอธิบายโดยแบบจำลอง STAR (STAR) ดังนี้

$$\Delta y_t = k + \lambda y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \theta\left(k^* + \lambda^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j}\right) + u_t \qquad (2.7)$$

สมการนี้พารามิเตอร์ที่ใช้ในการพิจารณาคือ λ และ λ^* ซึ่งใช้พิจารณาผลกระทบของต้นทุนธุรกรรม นอกจากนี้ยังชี้ให้เห็นการเบี่ยงเบนออกจากความเสมอภาคในอำนาจซื้อซึ่งกระบวนจะเป็นการวกกลับเข้าสู่ค่าเฉลี่ย (Mean-Revering) และมีแนวโน้มที่จะกลับเข้าสู่ดุลยภาพ ก็ต่อเมื่อ $\lambda \geq 0$, $\lambda^* < 0$ และ $\lambda + \lambda^* < 0$ แต่ถ้าไม่เป็นไปตามเงื่อนไขดังกล่าว แสดงว่า ไม่พบต้นทุนธุรกรรม

2.1.2 ทฤษฎีและแนวคิดทางเศรษฐมิติ

เนื่องจากการศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์การปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของประเทศไทย ข้อมูลที่นำมาใช้ศึกษาจึงเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาทั้งหมด ดังนั้นจึงต้องมีการทดสอบว่าข้อมูลดังกล่าวมีค่าแนวโน้มของเวลา (Trend) หรือมียูนิทรูท (Unit Root) อยู่หรือไม่ เพราะถ้ามีการนำเอาข้อมูลอนุกรมเวลามาเพื่อหาความสัมพันธ์โดยใช้การประมาณค่าด้วยเทคนิคดั้งเดิมในแบบวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares: OLS) ผลลัพธ์ที่ได้มักจะนำไปสู่ผลลัพธ์ที่ไม่สมเหตุสมผล หรือเรียกว่าเป็นปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่

แท้จริง (Spurious Regression) โดยมักจะประสบปัญหาสมการถดถอยระหว่างตัวแปรอนุกรมเวลา 2 ตัวแปร จะได้ R^2 ที่สูงมากและค่าสถิติ t จะมีนัยสำคัญ ทั้ง ๆ ที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองดังกล่าวโดยทางทฤษฎีแล้วไม่มีความหมายในทางเศรษฐศาสตร์เลย (Enders, 1995: หน้า 216; Gujarati, 1995: หน้า 709) ซึ่งปัญหานี้เกิดขึ้นเพราะว่าอนุกรมเวลา ทั้งสองมีแนวโน้มที่เข้มแข็งมาก (Strong Trend) เช่น มีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงอย่างถาวร ที่เป็นเช่นนี้ก็ เนื่องมาจากที่อนุกรมเวลามีแนวโน้มนั่นเอง ไม่ใช่เนื่องจากความสัมพันธ์ที่แท้จริงระหว่างตัวแปรอนุกรมเวลาทั้งสองตัวแปร เพราะฉะนั้นจึงจำเป็นที่จะต้องค้นหาให้ได้ว่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์ต่าง ๆ เป็นความสัมพันธ์ที่แท้จริงหรือไม่แท้จริง (True or Spurious) (Gujarati, 1995: หน้า 709) โดยสังเกตจากค่าสถิติบางตัว เช่น ค่าสถิติ t จะไม่เป็นการแจกแจงแบบมาตรฐาน และค่า R^2 ที่สูงในขณะที่ค่า Durbin-Watson (DW) Statistic ต่ำ ซึ่งแสดงว่าเกิดปัญหาอัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation) ของความคลาดเคลื่อน ทำให้การประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ที่ได้ขาดความน่าเชื่อถือและไม่มีประสิทธิภาพ อย่างไรก็ตามหากจะพยายามหลีกเลี่ยงปัญหาดังกล่าว ด้วยการปรับและแก้ไขตัวแปรให้อยู่ในรูปผลต่าง (Differencing) แล้วมักจะเป็นการทำให้ข้อมูลลดลง อีกทั้งข้อมูลที่สำคัญก็อาจขาดหายไป และทำให้ระดับความเชื่อมั่น (Degree of Freedom) ลดลงอีกด้วย

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ มีลักษณะนิ่ง หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลสถิติ (Statistical Equilibrium) ซึ่งหมายถึงการที่คุณสมบัติทางสถิติของข้อมูล อนุกรมเวลา ไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้ว่าเวลาจะเปลี่ยนไป แสดงได้ดังนี้

1. กำหนดให้ $Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่เวลา t, t+1, t+2,…, t+k

2. กำหนดให้ $Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, \dots, Y_{t+m+k}$ เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่ เวลา t+m, t+m+1, t+m+2,…,t+m+k

3. กำหนดให้ $P(Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ $Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k}$

4. กำหนดให้ $P(Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, \dots, Y_{t+m+k})$ เป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นของ $Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, \dots, Y_{t+m+k}$

จากข้อกำหนดทั้ง 4 ข้อดังกล่าว Y จะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งก็ต่อเมื่อ $P(Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k}) = P(Y_{t+m}, Y_{t+m+1}, Y_{t+m+2}, \dots, Y_{t+m+k})$ ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติสอดคล้องกับเงื่อนไขนี้เรียกว่าข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบเข้มงวด แต่ในทาง

ปฏิบัตินิยมใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะอ่อนกล่าวคือ Y จะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อนเมื่อ

ค่าเฉลี่ย : $E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$

ความแปรปรวน : $E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$
$[var(y_t) = var(y_{t-s}) = \sigma_y^2]$

ความแปรปรวนร่วม : $E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$
$\{cov(y_t, y_{t-s}) = cov(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s]$

ถ้าหากไม่เป็นดังข้อกำหนดข้อใดข้อหนึ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง(Non-stationary) การตรวจสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้นสามารถตรวจสอบ ด้วยการทดสอบยูนิทรูท (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2548)

1) การทดสอบความนิ่งของข้อมูลหรือยูนิทรูท (Unit Root Test)

วิธีการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) หรืออันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Orders of Integration) เป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ ที่จะนำไปใช้ในสมการว่าข้อมูลมีลักษณะ "นิ่ง" [I(0); Integration of Order Zero] หรือ "ไม่นิ่ง" [I(d); d > 0 Integration of Order d] ถ้าไม่สามารถปฏิเสธ ข้อสมมติฐานว่างที่ว่าตัวแปรหนึ่งๆ (x) มี Unit Root แล้ว ก็เท่ากับพบว่า ตัวแปรนั้นไม่นิ่ง ซึ่งวิธีการทดสอบ Unit Root นั้นสามารถทดสอบโดยใช้การทดสอบ Dickey – Fuller (DF Test) (Dickey และ Fuller, 1981) และการทดสอบ Augmented Dickey – Fuller (ADF Test) ซึ่งเป็นการนำค่า ADF t-statistic ของข้อมูลที่ทำการทดสอบมาเปรียบเทียบกับค่าวิกฤตของ MacKinnon (MacKinnon, 1991, 1996) ถ้าปฏิเสธสมมติฐานว่างได้ แสดงว่า ข้อมูลมีความนิ่ง (Stationary) (Dimitrova, 2005)

โดยสมมติให้ความสัมพันธ์เป็นดังนี้

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \tag{2.8}$$

$$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \tag{2.9}$$

โดยที่ Y_t คือ ตัวแปรตาม

X_t, X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปร ณ เวลา t และ t-1

α, β คือ ค่าพารามิเตอร์

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation Coefficient)

ε_t, e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random error)

สมมุติฐานการทดสอบคือ

$\mathrm{H}_0 : \rho = 1$
$\mathrm{H}_1 : |\rho| < 1$ หรือ $-1 < \rho < 1$

การทดสอบว่าตัวแปรที่ต้องการศึกษา (X_t) นั้นมี Unit Root หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า ρ โดย

ถ้ายอมรับ $\mathrm{H}_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t นั้นมียูริทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง
ถ้ายอมรับ $\mathrm{H}_1 : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

จากการเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistics) ที่คำนวณได้เทียบกับค่าในตาราง Dickey-Fuller ซึ่งค่าสถิติ t (t-statistics) ที่ได้น้อยกว่าค่าในตาราง Dickey-Fuller จะสามารถปฏิเสธสมมุติฐาน $\mathrm{H}_0 : \rho = 1$ ได้แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่ง

อย่างไรก็ตาม การทดสอบยูนิทรูทดังกล่าวข้างต้น สามารถทำได้อีกวิธีหนึ่ง คือให้

$$\rho = (1+\theta)\ ; -1 < \theta < 0 \tag{2.10}$$

โดยที่ θ คือ สัมประสิทธิ์
จะได้

$$X_t = (1+\theta)X_{t-1} + e_t \tag{2.11}$$

$$X_t = X_{t-1} + \theta X_{t-1} + e_t \tag{2.12}$$

$$X_t - X_{t-1} = \theta X_{t-1} + e_t \tag{2.13}$$

$$\Delta X_1 = \theta X_{t-1} + e_t \tag{2.14}$$

จากสมการที่ (2.14) จะได้สมมติฐานการทดสอบของ Dickey –Fuller ใหม่คือ

$H_0 : \theta = 0$ (X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง)
$H_1 : \theta < 0$ (X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง)

ถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ จะได้ความหมายเช่นเดียวกับ $H_0 : \rho = 1$ คือ X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : \theta < 0$ จะได้ความหมายเช่นเดียวกับ $H_1 : |\rho| < 1$ คือ X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1 ค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้นวิธีของ Dickey – Fuller จึงพิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบแตกต่างกัน ในการทดสอบว่ามียูนิทรูทหรือไม่ ซึ่งสมการ 3 สมการดังกล่าวได้แก่

ไม่มีจุดตัดบนแกนตั้งและแนวโน้ม $\Delta X_1 = \theta X_{t-1} + e_t$ (2.15)

มีจุดตัดบนแกนตั้ง $\Delta X_1 = \alpha + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.16)

มีจุดตัดบนแกนตั้งและแนวโน้ม $\Delta X_1 = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.17)

โดยที่ X_t, X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปร ณ เวลา t และ t-1
α, β, θ คือ ค่าพารามิเตอร์
t คือ แนวโน้มเวลา
e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error)

การตั้งสมมุติฐานของการทดสอบของ Dickey – Fuller เป็นเช่นเดียวกับที่กล่าวมาแล้วข้างต้น ส่วนการทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ (2548) กล่าวว่า ทำได้โดยเพิ่มขบวนการ อัตสหสัมพันธ์ (Autoregressive Processes) เข้าไปในสมการ ซึ่งเป็นการแก้ปัญหากรณีที่ใช้การทดสอบ Dickey – Fuller แล้วค่า D.W. (Durbin-Watson Statistic) ต่ำ การเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเองเข้าไปนั้น ผลการทดสอบ ADF จะทำให้ได้ค่า

D.W. เข้าใกล้ 2 ทำให้ได้สมการใหม่จากการเพิ่มจำนวนของตัวแปรล่า (Lagged Difference Terms, p) ซึ่งจะขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของข้อมูล หรือ สามารถใส่จำนวน Lagged Difference Terms, p เข้าไปได้จนกระทั่งไม่เกิดปัญหา Autocorrelation ดังนี้

ไม่มีจุดตัดบนแกนตั้งและแนวโน้ม $\Delta X_1 = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \emptyset_i \, \Delta X_{t-i} + e_t$ (2.18)

มีจุดตัดบนแกนตั้ง $\Delta X_1 = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \emptyset_i \, \Delta X_{t-i} + e_t$ (2.19)

มีจุดตัดบนแกนตั้งและแนวโน้ม $\Delta X_1 = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \emptyset_i \, \Delta X_{t-i} + e_t$ (2.20)

โดยที่ X_1, X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปร ณ เวลา t และ t-i

$\alpha, \theta, \beta, \emptyset$ คือ พารามิเตอร์

t คือ ค่าแนวโน้ม

e_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

สามารถใส่จำนวน Lagged Difference Terms, p เข้าไปจนกว่าค่าความคลาดเคลื่อนจะไม่เกิดปัญหา Autocorrelation ซึ่งจำนวน Lag ที่ใส่เข้าในสมการนั้น จะต้องมีมากพอที่จะทำให้ตัวแปรความคลาดเคลื่อน (Error Terms) มีลักษณะเป็นอิสระต่อกัน (Serially Independent) และเมื่อนำเอาการทดสอบ DF Test มาใช้กับสมการ (2.18), (2.19), (2.20) แล้ว จะเรียกว่า Augmented Dickey-Fuller Test (ADF Test) ซึ่งค่าสถิติทดสอบ ADF จะมีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับ (Asymptotic Distribution) เหมือนกับค่าสถิติ DF ดังนั้นก็สามารถใช้ค่าวิกฤต (Critical Value) แบบเดียวกันได้ (Gujarati, 1995: 720 Quoted อ้างใน Dimitrova, 2005)

โดยในการทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey-Fuller Test (DF Test) และ Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) จะทดสอบเพื่อให้ทราบ ว่าตัวแปรที่ต้องการศึกษา (X_t) นั้นมียูนิทรูทหรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า θ ถ้ามีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่า ตัวแปรที่สนใจมียูนิทรูท

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบคือ

$H_0 : \theta = 0$ (X_t เป็น Non-Stationary)

$H_1 : \theta < 0$ (X_t เป็น Stationary)

สามารถทดสอบสมมติฐานได้โดยการเปรียบเทียบค่า t-statistic ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey-Fuller ซึ่งค่า t-statistic ที่จะนำมาทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตาราง Dickey-Fuller ณ ระดับต่างๆ ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่ง หรือ เป็น Integration of Order Zero แทนด้วย $X_t \sim I(0)$

กรณีที่การทดสอบสมมติฐานพบว่า ตัวแปรที่ศึกษามียูนิทรูทหรือมีลักษณะไม่นิ่งจะต้องนำค่า ΔX_t มาทำ Differencing จนกระทั่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่ง เพื่อทราบว่า Order of Integration (d) ว่าอยู่ในระดับใด [$X_t \sim I(d)$; $d > 0$]

2) การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration Test)

วิธีการทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration Test) เป็นการทดสอบความสอดคล้องของข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรคู่ใดๆ ว่ามีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกันหรือไม่ เนื่องจากความเชื่อในทางเศรษฐศาสตร์ที่ว่า อย่างน้อยในระยะยาวแล้ว ตัวแปรทางเศรษฐกิจควรจะมีการเคลื่อนไหวในทิศทางใดทิศทางหนึ่งที่สอดคล้องกัน แม้ว่าในระยะสั้นการเคลื่อนไหวของตัวแปรดังกล่าว อาจมีการเคลื่อนไหวที่ไม่สามารถกำหนดทิศทางที่แน่นอนได้ก็ตาม และยังเป็นการทดสอบการเคลื่อนไหวของค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ของสมการความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ต้องการทดสอบ ซึ่งมีเงื่อนไขดังนี้

ตัวแปรอนุกรมเวลาที่ต้องการทดสอบ ต้องมีคุณสมบัติความนิ่งของตัวแปร แต่ถ้าตัวแปรที่ต้องการทดสอบไม่มีคุณสมบัติดังกล่าว การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร ณ ลำดับที่ใดๆ (d) มีคุณสมบัติของความนิ่ง ตัวแปรอนุกรมเวลาดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

แม้ว่าตัวแปรดังกล่าวจะไม่มีคุณสมบัติความนิ่งอยู่ก็ตาม แต่ถ้าค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ของความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงของตัวแปรคู่ใด ๆ มีคุณสมบัติของความนิ่ง สามารถกล่าวได้ว่า ตัวแปรทั้งสองตัวมีความสัมพันธ์เป็น Cointegration ได้

ขั้นตอนการทดสอบ Cointegration ของ Engle และ Granger (1987) มีดังต่อไปนี้

ขั้นตอนที่ 1 ทดสอบตัวแปรในแบบจำลองว่ามีลักษณะเป็น Non-Stationary หรือไม่ โดยใช้วิธี ADF Test โดยไม่ต้องใส่ค่าคงที่และแนวโน้มของเวลา

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square : OLS)

ขั้นตอนที่ 3 นำส่วนที่เหลือ (Residuals) ที่ประมาณได้จากขั้นตอนที่ 2 มาทดสอบว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ซึ่งเป็นการทดสอบ Residuals ดังต่อไปนี้

$$\Delta\hat{e}_t = \gamma\hat{e}_{t-1} + v_t \tag{2.21}$$

โดยที่ $\hat{e}_t, \hat{e}_{t-1}$ คือ ค่า Residual ณ เวลา t และ t-i ที่นำมาถดถอยใหม่

γ คือ พารามิเตอร์

v_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรสุ่ม

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ Cointegration คือ

$H_o: \gamma = 0$ (ไม่มีการร่วมกันไปด้วยกัน)

$H_o: \gamma < 0$ (มีการร่วมกันไปด้วยกัน)

การทดสอบสมมติฐานโดยการเปรียบเทียบค่า t-statistic ซึ่งคำนวณได้จากอัตราส่วนของ $\hat{\gamma}/S.E.\hat{\gamma}$ ไปเปรียบเทียบกับค่าตารางสถิติ MacKinnon ซึ่งถ้าค่า t-statistic มากกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon (MacKinnon Critical Value) ณ ระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้ จึงปฏิเสธสมมติฐานว่าง ซึ่งจะนำไปสู่ข้อสรุปที่ว่าตัวแปรมีลักษณะนิ่ง (Stationary) ในสมการดังกล่าวมีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (Cointegration)

อย่างไรก็ตาม ถ้าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residuals) ของสมการที่ (2.21) ไม่เป็น White Noise ก็จะใช้การทดสอบ ADF แทนที่จะใช้สมการที่ (2.21) สมมติว่า v_t ของสมการที่ (2.21) มีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (Serial Correlation) จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta\hat{e}_t = \gamma\hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i \Delta\hat{e}_{t-1} + v_t \tag{2.22}$$

และถ้า $-2 < \gamma < 0$ สามารถจะสรุปได้ว่า ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residuals) มีลักษณะนิ่ง และ X_t , Y_t จะเป็น CI (1, 1) โปรดสังเกตว่าสมการที่ (2.21) และ (2.22) ไม่มีพจน์ส่วนตัด (Intercept Term) เนื่องจาก $\hat{e}_t$ คือส่วนตกค้างจากสมการถดถอย (Regression Equation)

3) การประมาณค่าสมการเชิงเส้นตรงอย่างง่ายโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares Method : OLS)

การประมาณค่าสมการเชิงเส้นตรงโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares Method : OLS) เรียกได้ว่าเป็นวิธีการประมาณค่าสมการความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงที่ดีทีสุดตามทฤษฎีบทของ Gauss-Markov Theorem เพราะวิธี OLS นอกจากจะเป็นวิธีการประมาณการที่ไม่ก่อให้เกิดความเอนเอียงแล้ว ยังเป็นวิธีที่ทำให้เกิดค่าความแปรต่ำที่สุดอีกด้วยดังนั้นวิธี OLS จึงถูกเรียกว่าเป็น “BLUE” หรือ “Best Linear Unbias Estimator” ซึ่งในการประมาณสมการเชิงเส้นตรงด้วยวิธี OLS มีข้อสมมติฐาน (Assumptions) ดังนี้

ตัวแปร Y และ X จะต้องมีความสัมพันธ์กันเชิงเส้นตรงแบบ One-Way Causation กล่าวคือเป็นความสัมพันธ์แบบทางเดียวหรือตัวแปรอิสระ (X) เท่านั้นที่อธิบายตัวแปรตาม (Y) หรือ Y ไม่สามารถอธิบาย X ได้

ตัวแปร X จะต้องทราบค่าที่แน่นอน (Fixed Variable) หรือไม่มีการกระจาย

ตัวแปร Y จะต้องเป็นตัวแปรสุ่ม (Random Variable)

ค่าคลาดเคลื่อน (Error) หรือ ส่วนตกค้าง (Residual) จะต้องมีคุณสมบัติดังต่อไปนี้

หนึ่ง คือ $U_i \sim Normal\ distribution\ (N)$

สอง คือ $E(U_i) = 0$

สาม คือ $Var(U_i) = \sigma^2$

สี่ คือ $Cov(U_i, U_j), = Cov(U_i, X_i) = 0$

ทั้งนี้จากข้อ หนึ่ง – สี่ อาจเขียนโดยย่อได้ว่า $U_i \sim NID(0, \sigma^2)$ กล่าวคือ พจน์ของค่าคลาดเคลื่อน (Error Term) จะต้องมีการกระจายแบบปกติ (Normal) มีความเป็นอิสระต่อกัน (Independence) มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 (Zero Mean) และมีความแปรปรวนคงที่ (Constant Variance)

จำนวนค่าสังเกต (n) จะต้องมากกว่าจำนวนพารามิเตอร์ (Parameter) ที่ต้องการประมาณค่าเสมอ

เนื่องจากการทำ OLS ก็คือการพยายามที่จะ $Min.\sum \varepsilon_i^2$ หรือ ก็คือการ $Min.\sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$ โดยที่ $\hat{Y}_i = \beta_0 + \beta_1 X_i$ ดังนั้น

$$Min.\sum \varepsilon_i^2 = Min.\sum(Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2 \quad (2.23)$$

จากสมการที่ (2.23) จะเห็นได้ว่า $\varepsilon_i = (\beta_0, \beta_1)$ ดังนั้นในการ *Min.* $\sum \varepsilon_i^2$ ต้องหาอนุพันธุ์บางส่วน (Partial Derivative) ของสมการที่ (2.23) เทียบกับ β_0 และ β_1 แล้วกำหนดให้มีค่าเท่ากับ 0

สมการปกติ $\begin{cases} \frac{\partial \sum \varepsilon_i^2}{\partial \beta_0} = \frac{\partial \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2}{\partial \beta_0} = 0 \\ \frac{\partial \sum \varepsilon_i^2}{\partial \beta_1} = \frac{\partial \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2}{\partial \beta_1} = 0 \end{cases}$

จากสมการปกติ (Normal Equation) เมื่อทำอนุพันธ์บางส่วนเทียบกับ β_0 ได้

$$(2) \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)\,(-1) = 0$$

หรือ

$$(-2) \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) = 0 \quad (2.24)$$

จากสมการปกติเมื่อทำอนุพันธุ์บางส่วนเทียบกับ β_1 ได้

$$(2) \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)\,(-X_i) = 0$$

หรือ

$$(-2) \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)\,(X_i) = 0 \quad (2.25)$$

หรือมีข้อสังเกตต่อไปนี้

ข้อที่ 1 ถ้า $Y = \left[f\left(X_1, X_2\right)\right]^n$ ค่าอนุพันธุ์บางส่วนของ Y เทียบต่อ X_1 คือ

$\frac{\partial Y}{\partial X_1} = n[f(X_1, X_2)]^{n-1} \frac{\partial f}{\partial X_1}$

ข้อที่ 2 $\sum aX_i = a \sum X_i$; a = ค่าคงที่

ดังนั้นสมการที่ (2.25) จึงไม่เท่ากับ $(-2) \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)$ เนื่องจาก X_i ไม่ใช่ค่าคงที่

ข้อที่ 3 $\sum a = na$; a = ค่าคงที่

ข้อที่ 4 $\sum (X_i + Y_i) = \sum X_i + \sum Y_i$

จากนั้นนำ -2 หารทั้ง 2 ข้างของสมการที่ (2.24) และ (2.25) ได้

$$\sum(Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) = 0 \quad (2.26)$$

$$\sum(Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)\,(X_i) = 0 \quad (2.27)$$

จากสมการที่ (2.26) ได้ว่า $\sum Y_i = \sum \beta_0 + \sum \beta_1 X_i$ แต่เนื่องจาก β_0และ β_1เป็นค่าคงที่ (จากข้อสังเกตที่ 2และ3) ดังนั้น

$$\sum Y_i = n\,\beta_0 + \beta_1 \sum X_i \quad (2.28)$$

และจากสมการที่(2.27) พิจารณาข้อสังเกตที่ 2 และข้อสังเกตที่ 3 ได้ว่า

$$\sum X_i Y_i = \beta_0 \sum X_i + \beta_1 \sum {X_i}^2 \quad (2.29)$$

จากนั้นนำ $\sum X_i$ คูณทั้ง 2 ข้างของสมการที่ (2.28) ได้สมการใหม่ดังนี้

$$\sum Y_i \sum X_i = n\beta_0 \sum X_i + \beta_1 (\sum X_i)^{\,2} \quad (2.30)$$

และนำ n คูณเข้าทั้ง 2 ข้างของสมการที่ (2.29) ได้สมการใหม่ดังนี้

$$n \sum X_i Y_i = n\beta_0 \sum X_i + n\beta_1 \sum {X_i}^2 \quad (2.31)$$

นำสมการ (2.31) ลบด้วยสมการที่ (2.30) ได้

$$n \sum X_i Y_i - \sum Y_i \sum X_i = n\beta_1 \sum {X_i}^2 - \beta_1 (\sum X_i)^2$$
$$n \sum X_i Y_i - \sum Y_i \sum X_i = \beta_1 (n \sum {X_i}^2 - (\sum X_i)^2) \quad (2.32)$$

ดังนั้นค่าของสัมประสิทธิ์ β_1 ของสมการความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงอย่างง่ายจึงหาได้จากสมการ

$$\beta_1 = \frac{n \sum X_i Y_i - \sum Y_i \sum X_i}{n \sum {X_i}^2 - (\sum X_i)^2} \quad (2.33)$$

จากสมการที่ (2.41) นำ n หารตลอดจะได้

$$\frac{\sum Y_i}{n} = \frac{n\beta_0}{n} - \frac{\beta_1 \sum X_i}{n} \tag{2.34}$$

หรือ $\bar{Y} = \beta_0 + \beta_1 \bar{X}$ (2.35)

ดังนั้นค่าสัมประสิทธิ์ β_0 ของสมการความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงอย่างง่ายจึงหาได้จากสมการ

$$\beta_0 = \bar{Y} - \beta_1 \bar{X} \tag{2.36}$$

4) การตรวจสอบความผิดพลาดของสมการถดถอยเชิงเส้นตรงโดยวิธี RESET (The Regression Error Specification Test : RESET Test)

การทดสอบ RESET ถูกเผยแพร่ครั้งแรกโดย Ramsey ในปี ค.ศ. 1969 โดย RESET ใช้ทดสอบคุณสมบัติขอ งแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง และยังใช้ทดสอบเงื่อนไขการเชื่อมโยงค่าที่ประมาณได้กับตัวแปรภายนอกของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงด้วย กล่าวคือ ถ้าค่าที่ประมาณได้ของตัวแปรอธิบายจากแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงของตัวแปรอธิบาย (Linear Combination of Explanatory Variables) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ แบบจำลองก็จะมีคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง ซึ่งอาจแสดงได้ว่าแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงนั้นมีลักษณะผิดพลาด (Mis-Specification)

Enders (1995) กล่าวว่า ถ้าส่วนตกค้าง (Residuals) ของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรงเป็นอิสระ แสดงว่าส่วนตกค้างนี้ไม่สัมพันธ์กับตัวถดถอย (Regressors) ที่ถูกใช้ในการประมาณค่าสมการถดถอยเชิงเส้นตรง หรือ สัมพันธ์กับค่าที่เหมาะสม (Fitted Values) ดังนั้น การถดถอยของส่วนตกค้างจึงไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดย RESET Test มีวิธีการดังต่อไปนี้

ขั้นตอนที่ 1 ประมาณค่าที่เหมาะสมที่สุดของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง จากนั้นประมาณค่าเซตของส่วนตกค้าง ($\{e_t\}$) และแทนค่าที่เหมาะสมด้วย $\hat{y}$

ขั้นตอนที่ 2 เลือกค่า H (H หรือ พจน์ของค่าที่เหมาะสม เป็นค่ายกกำลังของ $\hat{y}$ ซึ่งปกติมักจะใช้ 3 หรือ 4) แล้วประมาณค่าสมการ

$$e_t = \delta z_t + \sum_{h=2}^{H} \alpha_i \hat{y}_t^h \;\; ; H \geq 2 \tag{2.37}$$

โดยที่ z_t คือ เวคเตอร์ที่ประกอบด้วยตัวแปรที่ประมาณค่าได้จากแบบจำลองในขั้นตอนที่ 1 เช่น ถ้าประมาณค่าแบบจำลอง ARMA(p,q) เวคเตอร์ z_t จะประกอบด้วย ค่าคงที่(Constant) , $y_{t-1}, \ldots, y_{t-p}$ และ $e_{t-1}, \ldots, e_{t-p}$ เมื่อนำไปประยุกต์ใช้ในแบบจำลองสมการถดถอยเวคเตอร์ z_t อาจจะประกอบตัวแปรอธิบายภายนอก (Exogenous Explanatory Variables) ได้

ค่า $\hat{y}$ ที่ประมาณค่าออกมา คือ ค่าที่เหมาะสม และเซตของค่าที่เหมาะสม คือ พจน์ของค่าที่เหมาะสม (Fitted Term) ซึ่งปกติในการทดสอบมักจะใช้พจน์ของค่าที่เหมาะสม เท่ากับ 3 หรือ 4 กล่าวคือ ถ้าพจน์ของค่าที่เหมาะสม มีค่าเท่ากับ 3 แสดงว่าเซตของค่าที่เหมาะสม คือ $\{\hat{y}^2, \hat{y}^3, \hat{y}^4\}$

จากนั้นใช้ค่าสถิติ F (F-statistic) ทดสอบสมมติฐานว่างที่ว่า $\alpha_2 = \alpha_3 = \ldots = \alpha_H$ มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตจากตาราง F (F-table) หรือไม่

ถ้าค่าสถิติ F มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตจากตาราง F แสดงว่ายอมรับสมมติฐานว่าง (H_0) นั่นคือ แบบจำลองมีคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยเชิงเส้นตรง แต่ถ้าค่าสถิติ F มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตจากตาราง F แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) นั่นคือ แบบจำลองมีคุณสมบัติของแบบจำลองสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง หรือ มีการกำหนดแบบจำลองที่ผิดพลาด (Mis-Specification) (Enders, 1995)

5) การตรวจสอบความไม่เป็นเส้นตรงโดยวิธี BDS (Brock, Dechert และ Scheinkman Test : BDS Test)

W.A.Brock, W.Dechert and J.Scheinkman เป็นผู้ริเริ่มการทดสอบแบบ BDS ในปี 1987 ซึ่ง การทดสอบแบบ BDS เป็นเครื่องมือที่มีประสิทธิภาพมากสำหรับการป้องกันการแปรตามของข้อมูลตามช่วงเวลา การทดสอบแบบ BDS ไม่สามารถใช้เชาว์ทดสอบได้โดยตรง แต่ใช้ได้เพียงความไม่เป็นเส้นตรงเท่านั้น โดยกำหนดให้ข้อมูลไม่มีการแปรตามเส้นตรง (เช่น การทำตามเงื่อนไขของแบบจำลอง ARIMA หรือ การหาหาผลต่างอันดับแรกของลอการิทึมธรรมชาติ) นั้นเอง

การทดสอบแบบ BDS ได้ใช้แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์เฉพาะส่วน (Spatial Correlation) จากทฤษฎีของเชาว์ ซึ่งการคำนวณการทดสอบของ BDS มีขั้นตอนดังต่อไปนี้

ขั้นตอนแรก กำหนดจำนวนข้อมูล N ค่าสังเกต ที่อยู่ในรูปของผลต่างอันดับแรกของลอการิทึมธรรมชาติ กล่าวคือ $\{x_i\} = [x_1, x_2, x_3, \ldots, x_N]$

ขั้นตอนที่สอง เลือกขนาด m ของเวคเตอร์ เพื่อจะนำข้อมูลอนุกรมเวลาใส่ลงในเวคเตอร์ที่มีขนาด m โดยการใส่จำนวน m เข้าไปทีละหน่วย

$$x_1^m = (x_1, x_2, \dots, x_m)$$
$$x_2^m = (x_2, x_3, \dots, x_{m+1})$$
$$x_3^m = (x_3, x_4, \dots, x_{m+2})$$

.

.

.

$$x_{N-m}^m = (x_{N-m}, x_{N-m+1}, \dots, x_N)$$

ขั้นตอนที่สาม คำนวณความสัมพันธ์ที่เป็นตัววัดความสัมพันธ์เฉพาะส่วนระหว่างหน่วย โดยการเพิ่มจำนวนคู่ของหน่วย (i , j) เข้าไปในขนาดของเวคเตอร์ที่มีค่าใกล้เคียงที่สุด ภายใต้เงื่อนไขของ ε เมื่อ $1 < i < N$ และ $1 < j < N$

$$c_{\varepsilon,m} = \frac{1}{N_m(N_m-1)} \sum_{i \neq j} I_{i,j;\varepsilon} \tag{2.38}$$

เมื่อ $I_{i,j;\varepsilon}$ = 1 ถ้า $\|x_i^m - x_j^m\| \leq \varepsilon$

= 0 กรณีอื่น ๆ

ขั้นตอนที่สี่ Brock , Dechert และ Scheinkman (1987) อธิบายว่า ถ้าข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นข้อมูลที่มีการกระจายที่เป็นอิสระต่อกันและเหมือนกัน (I.I.D)

$$C_{\varepsilon,m} \approx [C_\varepsilon, 1]^m \tag{2.39}$$

ถ้า $\frac{N}{m}$ มีค่ามากกว่า 200 ค่าของ $\frac{\varepsilon}{\sigma}$ จะมีค่าตั้งแต่ 0.5 ถึง 2 (Lin, 1997) และค่าของ m จะอยู่ระหว่าง 2 ถึง 5 (Brock และคณะ, 1988), ปริมาณของ $[C\varepsilon_{,m} - (C\varepsilon_{,1})^m]$ มีการแจกแจงแบบปกติ ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ $V\varepsilon_{,m}$ โดยที่

$$V_{\varepsilon,m} = 4[K^m + 2\sum_{j-1}^{m-1} K^{m-j} C_\varepsilon^{2j} + (m-1)^2 C_\varepsilon^{2m} - m^2 K C_\varepsilon^{2m-2}] \tag{2.40}$$

เมื่อ $K = K_\varepsilon = \frac{6}{N_m(N_m-1)(N_m-2)} \sum_{i<j<N}$;

$$h_{i,j,N;\varepsilon} = \frac{[I_{i,j;\varepsilon} I_{j,N;\varepsilon} + I_{i,N;\varepsilon} I_{N,j;\varepsilon} + I_{j,i;\varepsilon} I_{i,N;\varepsilon}]}{3}$$

ขั้นตอนที่ห้า ค่าสถิติทดสอบของ BDS

$$\mathrm{BDS}_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{N}[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}} \quad (2.41)$$

การทดสอบของ BDS เป็นการทดสอบแบบสองหาง ซึ่งจะปฏิเสธสมมติฐานว่าง ถ้าค่าสถิติทดสอบ BDS มีค่ามากกว่าหรือน้อยกว่าค่าวิกฤติ (เช่น $\alpha = 0.05$ ค่าวิกฤติเท่ากับ $\pm$ 1.96)

6) แบบจำลองอัตสหสัมพันธ์ (Autoregressive Model) และอันดับของอัตสหสัมพันธ์ (Autoregressive Order) หรือค่า p

แบบจำลองอัตสหสัมพันธ์ ถูกนำมาเสนอในครั้งแรกโดย Yule ในปี ค.ศ. 1926 และพัฒนาต่อมาโดย Walker ในปี ค.ศ. 1931 โดยแบบจำลองนี้เป็นรูปแบบที่แสดงว่า ค่าสังเกต y_t ถูกกำหนดจากค่าของ $y_{t-1}, \dots, y_{t-p}$ หรือ ค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p โดยกระบวนการหรือระบบ AR(p) คือ กระบวนการหรือระบบอัตสหสัมพันธ์ที่มีอันดับที่ p ซึ่งเขียนอยู่ในรูปสมการได้ดังนี้

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} \quad (2.42)$$

โดยที่ y_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ ช่วงเวลา t

y_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ ช่วงเวลา t-1

y_{t-2} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ ช่วงเวลา t-2

y_{t-p} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ ช่วงเวลา t-p

α_0 คือ ค่าคงที่

α_j คือ ค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลอง

Ender (1995) กล่าวว่า การเลือก Lag ของแบบจำลอง Smooth Transition Autoregressive (STAR) นั้น เป็นไปตามการเลือก Lag ของกระบวนการอัตสหสัมพันธ์ (Autoregressive Process) ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้จะทำการเลือกค่า Lag ของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาจากแบบจำลองอัตสหสัมพันธ์ ซึ่งค่า Lag นี้จะมีการนำไปประยุกต์ใช้ในการกำหนดค่า Lag ในแบบจำลอง Smooth Transition Autoregressive (STAR Model) ทั้งในรูปแบบของฟังก์ชัน Logistic (LSTAR) และในรูปแบบของฟังก์ชัน Exponential (ESTAR) ต่อไป

โดยการเลือกจำนวน Lag ที่เหมาะสมสำหรับกระบวนการ Autoregressive สามารถพิจารณาได้จากวิธีการดังต่อไปนี้

■ Akaike Information Criterion (AIC)

$$AIC = ln(|\Sigma_u|) + \frac{2pK^2}{T} \tag{2.43}$$

โดยที่ p คือ จำนวน Lag

T คือ จำนวนตัวอย่าง (Observation)

K คือ จำนวนของสมการ

Σ_u คือ เมทริกซ์ความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Covariance Matrix)

$|\Sigma_u|$ คือ Determinant ของเมทริกซ์ Σ_u

โดยจะเลือกจำนวน Lag จากค่า AIC ที่มีค่าน้อยที่สุด

■ Likelihood Ratio Test (LR)

$$LL = \left(\frac{T}{2}\right)\left\{\left(\left|\Sigma^{A^{-1}}\right| - Kln(2\pi) - K\right)\right\} \tag{2.44}$$

โดยที่ T คือ จำนวนตัวอย่างในสมการ

K คือ จำนวนของสมการ

Σ^A คือ Maximum Likelihood Estimate ของ $E[u_t u_t']$

u_t คือ เวกเตอร์ของตัวรบกวนขนาด $K \times 1$

π คือ ค่าคงที่ มีค่าเท่ากับ 3.14159

เนื่องจากว่า $\ln\left|\Sigma^{A^{-1}}\right| = -\ln(|\Sigma^A|)$ ดังนั้นสามารถเขียนสมการ Likelihood ใหม่ได้เป็น

$$LL = -\left(\frac{T}{2}\right)\left\{\left(ln|\Sigma^A| - Kln(2\pi) - K\right)\right\} \tag{2.45}$$

จากสมการถ้า LR(j) คือ ค่าของ Log Likelihood ที่ j Lag ดังนั้น LR Statistic สำหรับ Lag ลำดับที่ j คือ

$$LR(j) = 2\{LL(j) - LL(j-i)\} \tag{2.46}$$

โดยทดสอบ $H_0 = j - i$

$H_1 = j$

การหาจำนวน Lag ที่เหมาะสมนั้น ขั้นแรกต้องประมาณการค่าแบบจำลองโดยใช้จำนวน Lag สูงสุดที่เป็นไปได้ ซึ่งจำนวน Lag ที่สูงสุดนั้นจะพิจารณาจากระดับความเชื่อมั่น (Degree of Freedom) โดยถ้ามีค่าองศาแห่งความอิสระมากจะส่งผลให้จำนวน Lag ที่สูงสุดมากตามไปด้วย โดยตั้งสมมุติฐานหลักว่าจำนวน Lag ที่ต่ำกว่าเป็นจำนวน Lag ที่เหมาะสมโดยพิจารณาจากค่าสถิติ LR กับค่าวิกฤติ หากค่าสถิติ LR ที่คำนวณได้มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤติ อย่างมีนัยสำคัญ หรือยอมรับสมมติฐานหลัก (H_0 : จำนวน Lag ที่ต่ำกว่าเป็นจำนวน Lag ที่เหมาะสม) ก็จะทำการทดสอบเลือกจำนวน Lag ถัดไปจนกระทั่งค่าสถิติ LR ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติอย่างมีนัยสำคัญหรือปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) ดังนั้นจำนวน Lag ที่ได้ก็คือ จำนวน Lag ที่เหมาะสม

■ Final Predication Error (FPE)

$$FPE = |\Sigma_u| \left(\frac{T+\overline{m}}{T-\overline{m}}\right)^K \tag{2.47}$$

โดยที่ $\overline{m}$ คือ ค่าเฉลี่ยของจำนวนพารามิเตอร์ที่มากกว่าจำนวน K สมการ

T คือ จำนวนของตัวอย่างในสมการ

Σ_u คือ เมทริกซ์ความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Covariance Matrix)

$|\Sigma_u|$ คือ Determinant ของเมทริกซ์ Σ_u

โดยจะเลือกจำนวน Lag จากค่า FPE ที่มีค่าน้อยที่สุด

■ Schwarz Bayesian Information Criterion (SIC)

$$SIC = ln(|\Sigma_u|) + \frac{ln(T)}{T} pK^2 \tag{2.48}$$

โดยที่ p คือ จำนวน Lag

T คือ จำนวนของตัวอย่างในสมการ

K คือ จำนวนของสมการ

Σ_u คือ เมทริกซ์ความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Covariance Matrix)

$|\Sigma_u|$ คือ Determinant ของเมทริกซ์ Σ_u

โดยจะเลือกจำนวน Lag จากค่า SBIC ที่มีค่าน้อยที่สุด

■ Hannan – Quinn Information Criterion (HQIC)

$$HQIC = ln(|\Sigma_u|) + \frac{2ln[ln(T)]}{T} pK^2 \tag{2.49}$$

โดยที่ p คือ จำนวน Lag

T คือ จำนวนของตัวอย่างในสมการ

K คือ จำนวนของสมการ

Σ_u คือ เมทริกซ์ความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Covariance Matrix)

$|\Sigma_u|$ คือ Determinant ของเมทริกซ์ Σ_u

โดยจะเลือกจำนวน Lag จากค่า HQIC ที่มีค่าน้อยที่สุด

ในการเลือกจำนวน Lag นั้นจากการศึกษาของ Liew (2004) พบว่า ถ้าขนาดของตัวอย่างมีขนาดเล็ก (จำนวนน้อยกว่าหรือเท่ากับ 60 ตัวอย่าง) การเลือกจำนวน Lag จาก AIC และ FPE จะทำให้การประมาณค่ามีความถูกต้องมากที่สุด และถ้าขนาดของตัวอย่างมีขนาดใหญ่ (จำนวนมากกว่า 60 ตัวอย่าง) นั้น การเลือกจำนวน Lag จาก HQIC จะทำให้การประมาณค่ามีความถูกต้องมากที่สุด และจากการศึกษาของ Asghar และ Abid (2007) พบว่า ถ้าขนาดของตัวอย่างมีขนาดเล็ก (จำนวน 30 ตัวอย่าง) การเลือกจำนวน Lag จาก AIC และ FPE จะทำให้การประมาณค่ามีความถูกต้องมากที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาด 60 ตัวอย่างนั้นการเลือกจำนวน Lag จาก HQIC จะทำให้การประมาณค่ามีความถูกต้องมากที่สุดแต่ผลจาก AIC และ SIC ก็ให้การประมาณค่าที่ถูกต้องด้วยเช่นกัน และพบว่า ถ้าขนาดของตัวอย่างมีขนาดใหญ่ (จำนวน 120 ตัวอย่างขึ้นไป)การเลือกจำนวน Lag จาก SIC จะทำให้การประมาณค่ามีความถูกต้องมากที่สุด และจากการศึกษาของ Jiménez-Rodríguez และ Sánchez (2005) นั้นพบว่าจำนวน Lag ที่เหมาะสม จากวิธี Likelihood Ratio test (LR) จะให้ผลดีเท่ากับ AIC และ HQIC

7) แบบจำลอง Smooth Transition Autoregressive (STAR Model)

แบบจำลอง Smooth Transition Autoregressive ถูกพัฒนามาโดย Teräsvirta and Anderson (1992) ซึ่งเป็นประเภทหนึ่งในตัวแบบจำลอง Regime Switching แต่มีความแตกต่างกับตัวแบบจำลอง Markov Switching ที่ชัดเจนคือ ตัวแบบจำลอง STAR มีตัวแปรบ่งชี้ (Transition Variable) ซึ่งเป็นตัวแปรที่สามารถเก็บข้อมูลได้ ดังนั้นจึงสามารถระบุฟังก์ชันความน่าจะเป็นที่จะใช้ Regime ใดในการพรรณนาพฤติกรรมการเคลื่อนไหวของตัวแปรได้ แต่ในตัวแบบจำลอง Markov switching ไม่สามารถเก็บตัวแปรบ่งชี้สถานการณ์ได้ ดังนั้นจึงไม่สามารถระบุฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลงได้ แต่จะคาดการณ์ได้เพียงโอกาสความน่าจะเป็นที่จะใช้ Regime ใดในการอธิบายตัวแปรที่กำลังพิจารณา อีกทั้งความน่าจะเป็นในการใช้ Regime ใดจะมีค่าคงที่ค่าใดค่าหนึ่ง

Enders (1995) กล่าวว่า แบบจำลอง Smooth Transition Autoregressive ให้การเปลี่ยนแปลงของพารามิเตอร์ Autoregressive เป็นไปอย่างเชื่องช้า โดยการพิจารณา แบบจำลอง Smooth Transition Autoregressive นั้น มีการประยุกต์มาจากแบบจำลองพิเศษ NLAR (Nonlinear Autoregressive Model) ดังนี้

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} f(y_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (2.50)$$

โดยที่ y_t คือ ค่าของตัวแปรตาม ณ เวลา t

y_{t-1} คือ ค่าของตัวแปรตาม ณ เวลา t-1

α_0 คือ ค่าคงที่

α_1, β_1 คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (Autoregressive Coefficient)

$f(.)$ คือ ฟังก์ชัน Smooth Continuous

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

เมื่อสัมประสิทธิ์การถดถอยอัตโนมัติ $(\alpha_1 + \beta_1)$ มีการเปลี่ยนแปลงอย่างราบเรียบไปด้วยกันกับค่าของ y_{t-1} จะนำไปสู่การใช้รูปแบบของแบบจำลอง STAR โดยทั่วไปเป็นดังนี้

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_p y_{t-p} \\ &\quad + \theta[\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \ldots + \beta_p y_{t-p}] + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (2.51)$$

โดยที่ y_t คือ ค่าของตัวแปรตาม ณ เวลา t

y_{t-i} คือ ค่าของตัวแปรตาม ณ เวลา t-i ; i = 1,…, p

α_0 , β_0 คือ ค่าคงที่

α_n , β_n คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (Autoregressive Coefficient) เมื่อ n = 1,…, p

θ คือ ฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง (Transition Function)

ε_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

โดยรูปแบบของแบบจำลอง STAR นั้นมี ฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลงอยู่ 2 รูปแบบ คือ รูปแบบฟังก์ชัน Logistic และ รูปแบบฟังก์ชัน Exponential

■ รูปแบบของฟังก์ชัน Logistic

$$\theta = [1 + exp(-\gamma(y_{t-1} - c))]^{-1} \tag{2.52}$$

โดยที่ y_{t-1} คือ ตัวแปรบ่งชี้ (Transition Variable) เป็นตัวแปรที่สามารถเก็บข้อมูลได้ ตัวแปรบ่งชี้จะเป็นตัวแปรที่ชี้ว่าในแต่ละจุดเวลา t จะให้น้ำหนักในสมการใดเพื่อพรรณนาพฤติกรรมของตัวแปรที่กำลังพิจารณา โดยตัวแปรบ่งชี้อาจจะเป็นค่าในอดีตของตัวแปร หรือตัวแปรภายนอกก็เป็นได้

c คือ พารามิเตอร์ในฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง เป็นค่าอ้างอิงที่ใช้เป็นเงื่อนไขในการตัดสินใจเพื่อจะทำการเปลี่ยนแปลงน้ำหนักที่จะใช้ในแต่ละสมการทั้ง 2 (Threshold between to Two Regimes)

γ คือ พารามิเตอร์ในฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง γ ชี้ถึงความเร็วของการเปลี่ยนแปลงจาก Regime หนึ่งไปอีก Regime หนึ่ง หรืออาจจะเรียกได้ว่า Smoothness Parameter ในฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง γ ชี้ถึงความเร็วของการเปลี่ยนแปลงจาก Regime หนึ่งไปอีก Regime หนึ่ง พารามิเตอร์ γ จะมีค่าอยู่ระหว่างศูนย์ถึง ค่าอนันต์ (Infinity) และแบบจำลอง LSTAR จะกลายเป็นแบบจำลอง AR(p) ก็ต่อเมื่อ ค่า θ เป็นค่าคงที่ สำหรับค่า Lag ของอัตสหสัมพันธ์ (Autoregressive) ขึ้นอยู่กับค่าของ y_{t-1} กล่าวคือ เมื่อ y_{t-1} เข้าใกล้ค่าลบอนันต์ จะทำให้ θ เข้าใกล้ศูนย์ด้วย ดังนั้น พฤติกรรมของ y_t สามารถอธิบายได้โดย

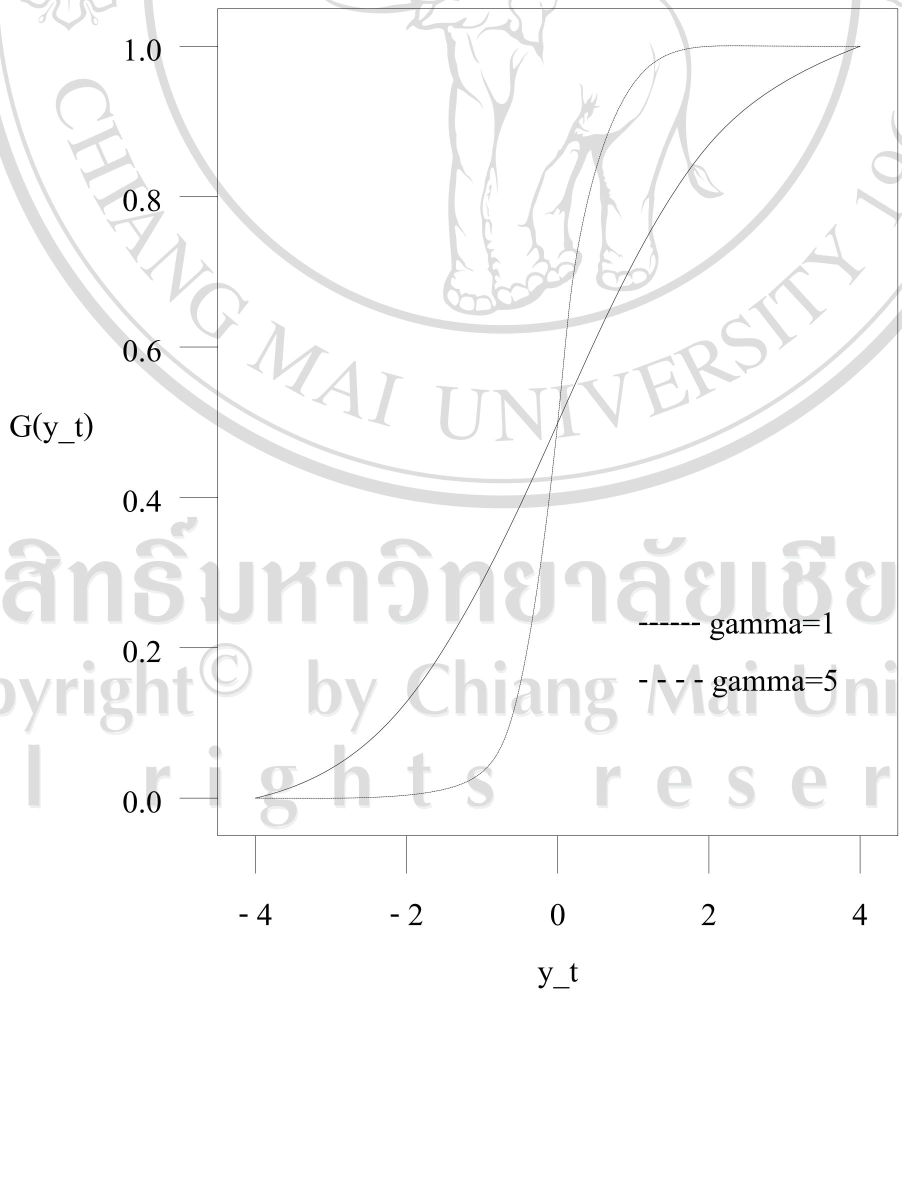
$$\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{2.53}$$

ในทางกลับกันเมื่อ y_{t-1} เข้าใกล้ค่าบวกอนันต์ จะทำให้ θ เข้าใกล้หนึ่งด้วย ดังนั้น พฤติกรรมของ y_t สามารถอธิบายได้โดย

$$(\alpha_0 + \beta_0) + (\alpha_{1+}\beta_1) y_{t-1} + \ldots + \varepsilon_t \tag{2.54}$$

ด้วยเหตุนี้ ค่าคงที่และ Autoregressive Coefficient Smoothly เปลี่ยนแปลงระหว่างสอง ขอบเขตโดยค่าการเปลี่ยนแปลงของ y_{t-1} ดังรูปที่ 2.1

รูปที่ 2.1 รูปแบบของฟังก์ชัน Logistic



■ รูปแบบของฟังก์ชัน Exponential

$$\theta = 1 - exp[-\gamma(y_{t-1} - c)^2] \quad \gamma > 0 \tag{2.55}$$

โดยที่ y_{t-1} คือ ตัวแปรบ่งชี้ (Transition Variable) เป็นตัวแปรที่สามารถเก็บข้อมูลได้ ตัวแปรบ่งชี้จะเป็นตัวแปรที่ชี้ว่าในแต่ละจุดเวลา t จะให้น้ำหนักในสมการใดเพื่อพรรณนาพฤติกรรมของตัวแปรที่กำลังพิจารณา โดยตัวแปรบ่งชี้อาจจะเป็นค่าในอดีตของตัวแปร หรือตัวแปรภายนอกก็เป็นได้

c คือ พารามิเตอร์ในฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง เป็นค่าอ้างอิงที่ใช้เป็นเงื่อนไขในการตัดสินใจเพื่อจะทำการเปลี่ยนแปลงน้ำหนักที่จะใช้ในแต่ละสมการทั้ง 2 (Threshold between to Two Regimes)

γ คือ พารามิเตอร์ในฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง γ ชี้ถึงความเร็วของการเปลี่ยนแปลงจาก Regime หนึ่งไปอีก Regime หนึ่ง หรืออาจจะกล่าวได้ว่า ESTAR ก็เช่นเดียวกับ LSTAR ค่าพารามิเตอร์ γ จะมีค่าอยู่ระหว่างศูนย์ถึงอนันต์ (Infinity) และแบบจำลอง ESTAR จะกลายเป็นแบบจำลอง AR(p) ก็ต่อเมื่อ ค่า θ เป็นค่าคงที่ แบบจำลองนี้จะแสดงถึงพฤติกรรมที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง สัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง ESTAR เป็นแบบสมมาตร (Symmetric) รอบ $\mathrm{y_{t-1} = c}$ เมื่อ $\mathrm{y_{t-1}}$ เข้าใกล้ c จะทำให้ θ เข้าใกล้ศูนย์ด้วย

ดังนั้น พฤติกรรมของ $\mathrm{y_t}$ สามารถอธิบายได้โดย

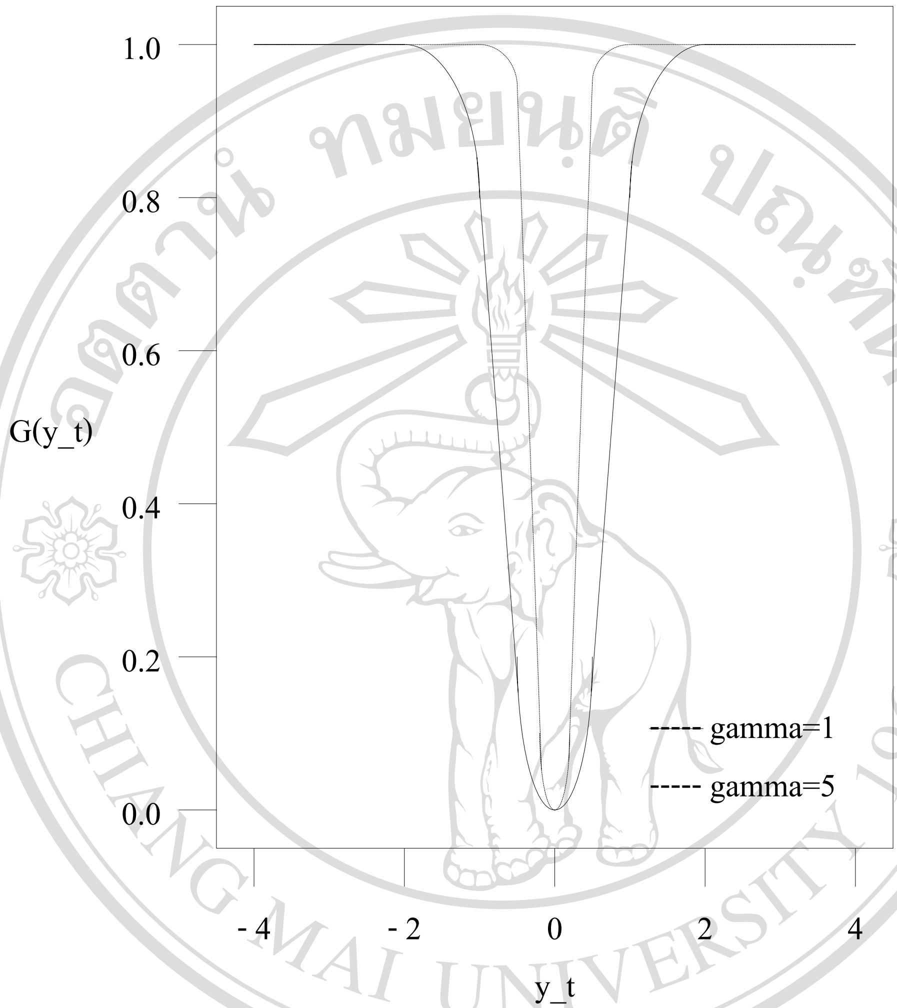
$$\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{2.56}$$

ในทางกลับกันเมื่อ y_{t-1}ออกจาก c จะทำให้ θ เข้าใกล้หนึ่งด้วย ดังนั้น พฤติกรรมของ y_t สามารถอธิบายได้โดย

$$(\alpha_0 + \beta_0) + (\alpha_{1+}\beta_1)y_{t-1} + \ldots + \varepsilon_t \tag{2.57}$$

แบบจำลอง ESTAR มีลักษณะการเปลี่ยนแปลงดังรูปที่ 2.2

รูปที่ 2.2 รูปแบบของฟังก์ชัน Exponential



8) การทดสอบความไม่เป็นเส้นตรงและการตัดสินใจเลือกระหว่าง Logistic STAR หรือ Exponential STAR

Teräsvirta (1994) พัฒนาโครงร่างที่สามารถค้นหา พฤติกรรมความไม่เป็นเส้นตรงได้ นอกจากนี้ วิธีการของ Teräsvirta สามารถที่จะใช้กำหนดแบบจำลองว่าเป็นแบบจำลอง LSTAR หรือ ESTAR ได้อีกด้วย การทดสอบนี้เป็นพื้นฐานของ Taylor Series Expansion ของแบบจำลอง STAR โดยทั่วไป สำหรับแบบจำลอง LSTAR สามารถเขียน θ ได้ดังนี้

$$\theta = [1 + exp\big(-\gamma(y_{t-d} - c)\big)]^{-1} \equiv [1 + exp(-h_{t-d})]^{-1} \qquad (2.58)$$

ดังนั้น $h_{t-d} = \gamma(y_{t-d} - c)$

โดย γ คือ พารามิเตอร์ในฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง γ ชี้ถึงความเร็วของการเปลี่ยนแปลงจาก Regime หนึ่งไปอีก Regime หนึ่ง

y_{t-d} คือ ตัวแปรบ่งชี้ (Transition Variable) เป็นตัวแปรที่สามารถเก็บข้อมูลได้ ตัวแปรบ่งชี้จะเป็นตัวแปรที่ชี้ว่าในแต่ละจุดเวลา t จะให้น้ำหนักในสมการใดเพื่อพรรณนาพฤติกรรมของตัวแปรที่กำลังพิจารณา โดยตัวแปรบ่งชี้อาจจะเป็นค่าในอดีตของตัวแปร หรือตัวแปรภายนอกก็เป็นได้

c คือ พารามิเตอร์ในฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง เป็นค่าอ้างอิงที่ใช้เป็นเงื่อนไขในการตัดสินใจเพื่อจะทำการเปลี่ยนแปลงน้ำหนักที่จะใช้ในแต่ละสมการทั้ง 2 (Threshold between to Two Regimes)

สำหรับวิธีการคือการหา Third-Order Taylor Series ประมาณค่า θ กับการตอบสนองของ $\mathrm{h}_{\mathrm{t-d}}$ เมื่อประเมิน $\mathrm{h}_{\mathrm{t-d}} = 0$ นั้นหมายความว่าค่าของ $\gamma = 0$ เช่นกัน ถึงแม้ว่าจะมีการหา Partial Derivatives แต่การหาค่านี้ก็จะแสดงคำตอบที่เป็นไปได้ ดังนั้น การหา Second Derivative ก็จะเป็นศูนย์ จึงทำให้รูปแบบสมการขยายออกเป็น $\theta = \mathrm{h}_{\mathrm{t-d}}/4 - \mathrm{h}_{\mathrm{t-d}}^3/48 = \gamma(\mathrm{y}_{\mathrm{t-d}} - \mathrm{c})/4 - \gamma^3(\mathrm{y}_{\mathrm{t-d}} - \mathrm{c})^3/48$ เพราะฉะนั้นสามารถเขียนแบบจำลอง LSTAR ในรูปแบบ

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_p y_{t-p} + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1}) \\ &\quad + \ldots + \beta_p y_{t-p}(\pi_1 h_{t-d} + \pi_3 h_{t-d}^3) + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{2.59}$$

เพราะว่า $\mathrm{h}_{\mathrm{t-d}}$ ขึ้นอยู่กับค่าของ $\mathrm{y}_{\mathrm{t-d}}$ เท่านั้น และสามารถเขียนแบบจำลองในรูปแบบที่กระชับมากขึ้นได้ดังนี้

$$y_t = z_t + z_t y_{t-d} + z_t y_{t-d}^2 + z_t y_{t-d}^3 + \varepsilon_t \tag{2.60}$$

เมื่อ $z_t = (\alpha_0, y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_{t-p})$

ดังนั้น จะสามารถสร้างรูปแบบสมการถดถอยจากเลขยกกำลังของ y_{t-d} ได้ เมื่อต้องการทดสอบพฤติกรรมความเป็น LSTAR โดยประมาณค่าจากสมการช่วยเชิงถดถอย (Auxiliary Regression) ต่อไปนี้

$$
\begin{aligned}
e_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \cdots + a_p y_{t-p} + a_{11} y_{t-1} y_{t-d} + \cdots \\
+ a_{1p} y_{t-p} y_{t-d} + a_{21} y_{t-1} y_{t-d}^2 + \cdots + a_{2p} y_{t-1} y_{t-d}^2 \\
+ a_{31} y_{t-1} y_{t-d}^3 + \ldots + a_{3p} y_{t-p} y_{t-d}^3 + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{2.61}
$$

การทดสอบความเป็นเส้นตรงนั้น หากสมการมีความเป็นเส้นตรงจะต้องมีเงื่อนไขที่ว่า ค่าพารามิเตอร์ในรูปแบบที่ไม่ใช่เส้นตรงจะต้องเป็นศูนย์ทั้งหมด (เช่น $a_{11} = \ldots = a_{1p} = a_{21} = \ldots = a_{2p} = a_{31} = \ldots = a_{3p} = 0$) โดยการใช้ F-Test ทดสอบ

นำวิธีการทั้งหมดมาทดสอบอีกครั้งกับแบบจำลอง ESTAR โดยให้ θ เป็นดังนี้

$$
\theta = 1 - exp(-h_{t-d}^2) \tag{2.62}
$$

ดังนั้น $h_{t-d} = \gamma(y_{t-d} - c)$

แบบจำลองของ ESTAR จะไม่เหมือนกับแบบจำลองของ LSTAR กล่าวคือ รูปแบบแบบจำลอง ESTAR เป็นรูปแบบของ θ จะถูกกำหนดโดยรูปแบบ Quadratic $[\theta = \pi_2 h_{t-d}^2]$ ดังนั้น สามารถเขียนสมการใหม่ในรูปแบบแบบจำลอง ESTAR โดยปราศจาก h_{t-d} และ h_{t-d}^3 ได้ดังต่อไปนี้

$$
\begin{aligned}
y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \ldots + \beta_p y_{t-p}) \\
&\quad \times (\pi_2 h_{t-d}^2) + \varepsilon_t && (2.63) \\
&= z_t + z_t y_{t-d} + z_t y_{t-d}^2 + \varepsilon_t && (2.64)
\end{aligned}
$$

เมื่อ $z_t = (\alpha_0, y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_{t-p})$

สมการช่วย (Auxiliary Equation) สำหรับแบบจำลอง ESTAR นั้นจะแฝงอยู่ภายในแบบจำลอง LSTAR กล่าวคือ ถ้ามีรูปแบบ ESTAR อยู่นั้น สมการก็จะมี $z_t y_{t-d}^3$ ประกอบอยู่ในสมการดังเช่นสมการที่ (2.61) ดังนั้นการทดสอบจะเป็นไปตามขั้นตอนต่อไปนี้

ขั้นตอนแรก ประมาณค่าเชิงเส้นตรงด้วยแบบจำลอง AR(p) เพื่อกำหนดจำนวน p และจะได้มาซึ่งค่าของความคลาดเคลื่อน $\{\varepsilon_t\}$

ขั้นตอนที่สอง ประมาณค่าสมการช่วย (Auxiliary Equation) (2.61) ทดสอบนัยสำคัญของสมการทั้งหมด โดยการใช้ F-Test ทดสอบ ถ้าปฏิเสธสมมติฐานว่าง หมายความว่า แบบจำลองไม่ใช่สมการถดถอยเชิงเส้นตรง

ขั้นตอนที่สาม ถ้าปฏิเสธสมมติฐานว่าง (แบบจำลองไม่ใช่เชิงเส้นตรง) แล้ว จึงทำการทดสอบเงื่อนไข $a_{31} = a_{32} = \ldots = a_{3n} = 0$ โดยใช้ F-test กล่าวคือ

ถ้าปฏิเสธ $a_{31} = a_{32} = \ldots = a_{3n} = 0$ แบบจำลองก็จะมีรูปแบบเป็นแบบจำลอง LSTAR แต่ถ้ายอมรับเงื่อนไข แบบจำลองก็จะมีรูปแบบเป็นแบบจำลอง ESTAR

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

งานศึกษาที่เกี่ยวข้องกับการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนที่ผ่านมามีการศึกษาอย่างกว้างขวาง ซึ่งส่วนใหญ่มีวิธีการศึกษาและเทคนิคที่ใช้แตกต่างกันออกไป โดยการศึกษาครั้งนี้มีการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง ดังนี้

ดวงใจ อภิรัตน์สกุล (2541) ทำการทดสอบการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนตามแนวคิดของ PPP ในกรณีไทยกับสมาชิกในกลุ่มอาเซียน คือ สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์ มาเลเซีย อินโดนีเซีย และไทย กับสมาชิกในกลุ่ม G-7 คือ สหรัฐอเมริกา อังกฤษ แคนาดา เยอรมนี ฝรั่งเศส อิตาลี ญี่ปุ่น การศึกษานี้ได้ทดสอบ PPP ใน 2 รูปแบบ คือ รูปแบบดั้งเดิม และรูปแบบที่ดัดแปลงจากแนวคิดของ Sercu Uppal และ Huller (1995) ซึ่งได้นำเอาต้นทุนการขนส่งและอัตราภาษีขาเข้ามาพิจารณาด้วย การทดสอบ PPP ในกรณีรูปแบบดั้งเดิม พบว่าปรากฏแนวคิดของ PPP ทั้งในระยะสั้นและระยะยาวในกรณีไทย – ญี่ปุ่น และไทย-อินโดนีเซีย สำหรับในกรณีรูปแบบที่ดัดแปลงจากแนวคิดของ Sercu Uppal และ Huller (1995) พบว่าปรากฏแนวคิดของ PPP ทั้งในระยะยาวและระยะสั้นในกรณีของไทย-ญี่ปุ่น ไทย-อิตาลี ไทย-อินโดนีเซีย และไทย-ฟิลิปปินส์ การปฏิเสธแนวคิดของ PPP เนื่องจากในบางประเทศในระยะสั้น มักจะมีการแทรกแซงอัตราแลกเปลี่ยนจากธนาคารกลางของประเทศนั้นๆ แต่แนวโน้มในระยะยาวมักจะปล่อยให้เป็นไปตามสภาวะทางด้านบัญชีเดินสะพัด

(Dornbusch 1976) สาเหตุของการปฏิเสธแนวคิดของ PPP ในระยะยาวนั้น เนื่องมาจากในประเทศกำลังพัฒนานั้นรัฐบาลมักจะใช้เหตุผลทางด้านการเมืองเข้ามาแทรกแซงในการควบคุมระดับราคาในประเทศอย่างต่อเนื่อง นอกจากนี้ประเทศกำลังพัฒนาส่วนใหญ่ยังมีการใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบคงที่ที่มีช่วงของการเคลื่อนไหวจำกัด ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความยืดหยุ่นในการปรับตัวได้น้อย นอกจากนี้การศึกษาพบว่า การทดสอบ PPP ทั้งกรณีรูปแบบดั้งเดิมและรูปแบบที่ดัดแปลงจากแนวคิดของ Sercu, Upall และ Huller (1995) ซึ่งเป็นกรณีที่นำสัดส่วนของค่าใช้จ่ายในการแลกเปลี่ยนสินค้าและภาษีศุลกากรมาพิจารณา จะทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและระดับราคามีความชัดเจนกันมากขึ้น โดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ของสัดส่วนระดับราคา ซึ่งผลการทดสอบในการศึกษานี้น่าจะแสดงถึงประสิทธิภาพและความเหมาะสมของรูปแบบที่ดัดแปลงจากแนวคิดของ Sercu Uppal และ Huller ที่มีมากกว่ารูปแบบดั้งเดิม ทั้งนี้เนื่องจากได้มีการนำเอาตัวแปรที่เกี่ยวข้องและมีเหตุผลทางทฤษฎีมาพิจารณาเพิ่มเติมมากขึ้น โดยเฉพาะข้อมูลทางด้านต้นทุนการแลกเปลี่ยนระหว่างประเทศ

อรุณศรี แซ่ฉั่ง (2549) ศึกษาการใช้ตัวแบบจำลอง Vector STAR (Smooth Transition Autoregression) เพื่อการพรรณนาพฤติกรรมการเคลื่อนไหวเชิงสุ่มของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลในประเทศไทยโดยแยกตามอายุคงเหลือ เพื่อให้ทราบถึงลักษณะการเคลื่อนไหวเชิงสุ่มของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลในแต่ละอายุคงเหลือและทราบถึงตัวแปรทางเศรษฐกิจซึ่งเป็นเงื่อนไขกับพฤติกรรมเชิงสุ่มของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาล โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่วันที่ 16 กันยายน พ.ศ. 2542 ถึงวันที่ 30 ธันวาคม พ.ศ. 2547

ผลการศึกษาพบว่า พฤติกรรมการเคลื่อนไหวของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลในแต่ละอายุคงเหลือมีลักษณะที่มิใช่เชิงเส้นตรง โดยพฤติกรรมการเคลื่อนไหวเชิงสุ่มของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลในแต่ละอายุคงเหลือมีการเปลี่ยนแปลงตามภาวะดอกเบี้ย (Regime Switching Behavior) ซึ่งเป็นกลไกของตัวแปรค่าในอดีตของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาล ผลการศึกษายังพบอีกว่า พฤติกรรมการเคลื่อนไหวเชิงสุ่มของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินจากการลงทุนในพันธบัตรรัฐบาลในแต่ละอายุคงเหลือถูกกำหนดด้วยค่าในอดีต ผลต่างของความชันเส้นโครงสร้างอัตราดอกเบี้ยที่มีทิศทางในทางตรงกันข้ามกันเพียงอย่างเดียว และอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของการลงทุนในดัชนีหลักทรัพย์ มีทิศทางทั้งทางตรงกันข้ามและทางเดียวกัน ขึ้นอยู่กับภาวะดอกเบี้ยในตลาด

ดวงเนตร บุญบำรุง (2550) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกาตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคโดยวิธีโคอินทิเกรชัน เพื่อศึกษาว่าการกำหนดอัตราส่วนเพิ่ม หรือส่วนลดของอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าของธนาคารพาณิชย์มีความสัมพันธ์กันกับส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยของเงินสองสกุล โดยทำการศึกษาระหว่างค่าเงินบาทกับค่าเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกา ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาประกอบด้ว ย อัตราส่วนเพิ่ม หรือ ส่วนลดของอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้า ระยะเวลา 1 เดือน และ 3 เดือน และ อัตราดอกเบี้ยของเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกา ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายวันทำการธนาคาร ตั้งแต่วันที่ 5 มกราคม 2547 ถึงวันที่ 29 ธันวาคม 2549 รวมทั้งสิ้น 710 วันทำการ

ผลการทดสอบความสัมพันธ์โดยวิธีสมการถดถอย พบว่าส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างเงินบาทและเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริการะยะเวลา 1 เดือนไม่มีความสัมพันธ์ต่อการกำหนดอัตราส่วนเพิ่มหรือส่วนลดของอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าระยะเวลา 1 เดือนของธนาคารพาณิชย์ตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค ในขณะที่การกำหนดอัตราส่วนเพิ่มหรือส่วนลดของอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าระยะเวลา 3 เดือนของธนาคารพาณิชย์มีความสัมพันธ์กับส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างเงินบาทและเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริการะยะเวลา 3 เดือน ตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค ผลจากการทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูลโดยวิธียูนิทรูทเทสต์ พบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะไม่นิ่ง และมี Order of Integration คือ I(1) ผลจากการทดสอบความสัมพันธ์กันเชิงดุลยภาพในระยะยาว โดยนำส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยของอัตราส่วนเพิ่มหรือส่วนลดของอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้ากับส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกามาทดสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูลโดยวิธียูนิทรูทเทสต์ พบว่ามีลักษณะข้อมูลนิ่งที่ Order of Integration คือ I(0) แสดงว่า อัตราส่วนเพิ่มหรือส่วนลดของอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้ากับส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างเงินบาทและเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกามีโคอินทิเกรชัน และมีความสัมพันธ์กันเชิงดุลยภาพในระยะยาวจากการศึกษาความสัมพันธ์ในครั้งนี้พบว่าค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจ (R^2) ที่ได้มีค่าที่ต่ำมาก ทำให้ทราบว่าการกำหนดส่วนเพิ่มหรือส่วนลดของอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าของธนาคารพาณิชย์ไม่เฉพาะผลต่างของอัตราดอกเบี้ยเท่านั้น ธนาคารยังได้ใช้ปัจจัยอื่น ๆ ร่วมในการกำหนด อีกด้วย เช่น ภาวะตลาดทุน ภาวะตลาดตราสารหนี้ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล นโยบายการเงินของธนาคาร เป็นต้น ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาคจึงเป็นเพียงส่วนหนึ่งในแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้เท่านั้น

วรุจิรา กุศเลิศจริยา (2551) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดุลสินค้าและบริการกับอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศกำลังพัฒนา 8 ประเทศ ได้แก่ ประเทศฟิลิปปินส์ ประเทศไทย ประเทศอินโดนีเซีย ประเทศบราซิล ประเทศเม็กซิโก ประเทศแอฟริกาใต้ ประเทศรัสเซีย และประเทศอินเดีย โดยทำการทดสอบด้วยวิธี Cointegration และ Error Correction Model (ECM) ตามกระบวนการ Autoregressive Distributed Lag (ARDL) และใช้ข้อมูลรายไตรมาสเริ่มตั้งแต่ปี 1998 ไตรมาสที่ 1 ถึงปี 2007 ไตรมาสที่ 4 จำนวนทั้งสิ้น 40 ไตรมาส จากการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว พบว่า ประเทศที่มีความสัมพันธ์ระหว่างดุลสินค้าและบริการกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ได้แก่ประเทศฟิลิปปินส์ ประเทศไทย ประเทศอินโดนีเซีย และประเทศรัสเซีย ส่วนการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในระยะยาว พบว่า ประเทศที่มีดุลสินค้าและบริการกับอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันได้แก่ ประเทศไทย ประเทศอินโดนีเซีย ประเทศบราซิล ประเทศเม็กซิโก ประเทศแอฟริกาใต้ ประเทศรัสเซีย และประเทศอินเดีย

Michael, Nobay และ Peel (1997) ศึกษาดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่กำหนดในรูปแบบต้นทุนธุรกรรม (Transactions Costs) ซึ่งพิจารณาการปรับตัวที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง ว่าเป็นกระบวนการที่นำไปสู่ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ (Purchasing Power Parity : PPP) แต่เดิมการทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration Tests) ซึ่งจะละทิ้งผลกระทบของต้นทุนธุรกรรม (Transactions Costs) อาจจะทำให้สมมติฐานของ ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ ในระยะยาวเอนเอียงออกจากความถูกต้อง ได้ ผลการศึกษาพบว่า การใช้ข้อมูลทั้งรายเดือนและรายปี สำหรับการพิจารณาทุกๆอัตราแลกเปลี่ยนนั้นปฏิเสธความเป็นเส้นตรง และยิ่งไปกว่านั้นการประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลอง ESTAR นำไปสู่การปรับตัวที่มีความรวดเร็ว ซึ่งทำให้การเบี่ยงเบนออกจากความเสมอภาคในอำนาจซื้อ นั้นมาก การเบี่ยงเบนที่มากออกจาก ความเสมอภาคในอำนาจซื้อนั้น แสดงให้เห็นพฤติกรรม Mean-Reversion ในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

Martin and Fernandez (2005) ทำการประมาณค่าพลวัตของการปรับตัวในระยาวของความเสมอภาคในอำนาจซื้อ (Purchasing Power Parity : PPP) โดยใช้ข้อมูลจาก 18 นายกเทศมนตรีที่อัตราแลกเปลี่ยนดอลลาร์สหรัฐฯ ช่วงระยะเวลา Post-Bretton Woods โดยใช้รูปแบบแบบจำลองที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง มีการใช้ยูนิทรูทแบบใหม่และทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) โดยไม่ได้สมมติให้เป็นกระบวนการการปรับตัวแบบเฉพาะเจาะจงในลักษณะไม่ใช่เชิงเส้นตรง การใช้ First-Order Fourier ประมาณค่า สามารถหากระบวนการที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงแบบ Mean Reversion ในการเบี่ยงเบนจากทั้ง ความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบสัมบูรณ์ (Absolute PPP) และความเสมอ

ภาคในอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (Relative PPP)ได้ ผลการศึกษาพบว่า มีความเป็นไปได้ที่จะเป็นแบบจำลองที่ไม่ใช่เชิง เส้นตรง แต่กระบวนการปรับตัวของความนิ่ง (Stationary) นำไปสู่ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ ในระยะยาว นอกจากนี้ยังค้นพบเครื่องมือในการทดสอบการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพจากตลาดอัตราแลกเปลี่ยน ในระยะสั้นสามารถหา Bi-Directional Flow ของข้อมูลระหว่างดัชนีราคาในประเทศและต่างประเทศ ในขณะที่ใช้ Granger Causality หาทั้งการเปลี่ยนแปลงของราคาและการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน

พัฒนาการการทดสอบในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

ทฤษฎี PPP มีการศึกษากันอย่างกว้างขวาง และการทดสอบ ได้พัฒนาร่วมไปกับเทคนิคทางเศรษฐมิติ ซึ่งการศึกษาทฤษฎี PPP นั้นแยกเป็น หกรูปแบบที่แตกต่างกัน โดยสรุปรายละเอียด ได้ดังต่อไปนี้

- การศึกษาทฤษฎีความเสมอภาคในอำนาจซื้อ (Purchasing Power Parity: PPP)

ความเสมอภาคในอำนาจการซื้อแบบสัมบูรณ์ (Absolute PPP) กล่าวถึง ค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate) มีค่าเท่ากับอัตราส่วนของดัชนีราคาระหว่างประเทศ ถ้าแก้สมการของความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (Relative PPP) โดยมีรูปแบบสมการเขียนให้อยู่ในรูปแบบดังนี้ คือ

$$s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + \omega_t \tag{2.63}$$

โดยที่ s_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน p_t^* คือ ดัชนีราคาต่างประเทศ p_t คือ ดัชนีราคาในประเทศ และ ω_t คือ Disturbance term ในการทดสอบมีเงื่อนไข คือ $\beta = 1$ และ $\beta^* = -1$ ซึ่งจะนำไปอธิบายผลการศึกษาในความเสมอภาคในอำนาจซื้อ แบบสัมบูรณ์ (Absolute PPP) และถ้านำตัวแปรไปหา First Differences นั้นจะนำไปอธิบายในความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (Relative PPP) (Sarno และ Taylor, 2002: 58)

ในการศึกษาทฤษฎี PPP ไม่มีการประมาณค่าสมการที่เป็นพลวัตร เช่นผลกระทบในระยะสั้น และผลกระทบในระยะยาวเป็นต้น แต่จะพบการคาดการณ์ในส่วนของการทดสอบทฤษฎี PPP ว่าจะมีอยู่ (Hold) ในระยะยาว ในรูปแบบสมการที่ (2.63) ส่วนใหญ่แล้วจะป ฏิเสธสมมุติฐานของทฤษฎี PPP แต่การศึกษาของ Frenkel (1978) ได้ประมาณค่า β และ β^* เข้าใกล้บวกและลบ ตาม

เงื่อนไข ที่กำหนด โดยการใช้ข้อมูลประเทศที่มีเงินเฟ้อสูง แต่ว่าในการศึกษานี้ไม่ได้ตรวจสอบคุณสมบัติของ Residuals และไม่ได้ทดสอบความนิ่งของ Residuals นอกจากนี้แล้วในส่วนของเศรษฐกิจที่มีอัตราเงินเฟ้อสูงมากนั้น PPP มีแนวโน้มที่จะไม่เป็นจริงตามการประมา ณค่าเช่นเดียวกับรูปแบบสมการที่ (2.63)

ส่วนในปัญหาอื่นๆ นั้นการทดสอบ PPP จะไม่เป็นจริงเนื่องด้วยทั้งอัตราแลกเปลี่ยนและระดับราคาเป็นตัวแปรภายในทั้งคู่อีกด้วย การศึกษาของ Krugman (1978) ทดสอบแบบจำลองที่ใช้อัตราแลกเปลี่ยนแบบยืดหยุ่น ซึ่งมีการป้องกันค่าเงินในประเทศโดยใช้นโยบายการเงินแบบขยายตัว แบบจำลองนี้ประมาณค่าด้วยวิธีการคำนวณแบบตัวแปรเครื่องมือ (IV) และ กำลังสองน้อยที่สุด (OLS) โดยผลปรากฏว่า วิธีการคำนวณแบบตัวแปรเครื่องมือ (IV) ประมาณค่า β และ β^* เข้าใกล้ค่าเงื่อนไขมากกว่าวิธี Ordinary Least Squares (OLS) แต่ยังคงปฏิเสธทฤษฎี PPP เช่นเดิม

อย่างไรก็ตามในการศึกษาเรื่องนี้ยังไม่มีการทดสอบความนิ่งของ Residuals ในการประมาณค่าแบบจำลอง นอกจากนี้ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนและดัชนีราคามีลักษณะไม่นิ่ง แล้วก็จะทำให้สมการที่แสดงผลออกมา เป็นสมการที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) แต่ถ้า Error Term ในสมการที่ (2.14) มีความนิ่งนั่นก็หมายความว่าอัตราแลกเปลี่ยนและดัชนีราคามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวอย่างเข้มแข็ง

■ การทดสอบความนิ่ง (Unit Root) ในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

สมการอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในรูปแบบลอการิทึมสามารถเขียนได้ดังนี้

$$q_t \equiv s_t + p_t^* - p_t \tag{2.64}$$

โดยที่ q_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง s_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน p_t^* คือ ดัชนีราคาต่างประเทศ และ p_t คือ ดัชนีราคาในประเทศ โดยจะมีการทดสอบความนิ่ง ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ซึ่งการทดสอบจะใช้วิธีการทดสอบของ Dickey-Fuller (ADF) ในการทดสอบนั้นจะใช้สมการช่วยเชิงถดถอย (Auxiliary Regression) โดยมีรูปแบบดังต่อไปนี้

$$\Delta q_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 q_{t-1} + \Xi(L)\Delta q_{t-1} + e_t \tag{2.65}$$

เมื่อ $\Xi(L)$ เป็นจำนวน Lag ของ L และ e_t เป็นกระบวนการ White-Noise ซึ่งการทดสอบมีสมมติฐานว่างคือ $H_0: \gamma_2 = 0$ กล่าวคือ ถ้ายอมรับสมมติฐานว่า งหมายความว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่

แท้จริงไม่มีดุลยภาพระยะยาว และการทดสอบมีสมมติฐานรองคือ $H_1: \gamma_1 < 0$ กล่าวคือ ถ้าปฏิเสธสมมติฐานว่างหมายความว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีดุลยภาพระยะยาว และ PPP จะมีอยู่ (Hold)

นอกจากนี้การทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงยังมีการใช้วิธีการทดสอบโดยอัตราส่วนของ Variance โดยการใช้ Simple Nonparametric Test ของ Cochrance (1988) มีรูปแบบสมการดังนี้

$$z(k) = \frac{1}{k}\frac{var\,(q_t - q_{t-k})}{var\,(q_t - q_{t-1})} \tag{2.66}$$

เมื่อ k คือจำนวนเต็มบวก และ Var ขึ้นอยู่กับ Variance ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเป็นไปตามวิธีการสุ่ม (Random Walk) อัตราส่วนในสมการที่ (2.66) ควรจะเท่ากับหนึ่ง ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงแสดงความเป็น Mean-Reversion อัตราส่วน $z(k)$ ควรจะอยู่ในช่วงศูนย์ถึงหนึ่ง

นอกจากนี้ยังมีการพัฒนาเทคนิคใหม่ๆ โดยการพิจารณาความกว้างของขอบเขตใน กระบวนการความนิ่งภายใต้สมมติฐานรองมากกว่าที่จะทำการทดสอบความนิ่ง (Unit Root) เพียงอย่างเดียว โดยมีรูปแบบกระบวนการอัตราแลกเปลี่ยนดังต่อไปนี้

$$\Phi(L)(1-L)^d q_t = \zeta(L) w_t \tag{2.67}$$

เมื่อ $\Phi(L)$ และ $\zeta(L)$ เป็น Polynomials ใน L และ w_t เป็นกระบวนการ White-Noise ถ้าพารามิเตอร์ d อยู่ในช่วงศูนย์ถึงหนึ่ง กระบวนการรวมตัวจะเป็นมากกว่ากระบวนการ Autoregressive Moving-Average (ARMA) แต่ยังคงความนิ่ง (Stationary) แต่ถ้า d เท่ากับศูนย์อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงจะเป็นรูปแบบอย่างง่ายของ กระบวนการ ARMA และถ้า d, $\Phi(L)$ และ $\zeta(L)$ เท่ากับหนึ่ง อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงจะอยู่ในรูปแบบวิธีการสุ่ม (Random Walk) (Diebold, Husted และ Rush, 1991; Cheung และ Lai, 1993a)

■ การศึกษาการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) ของ PPP

การร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) ถูกพัฒนามาจาก Engle and Granger (1987) ในการทดสอบทฤษฎี PPP นั้นจะทำให้ q_t เป็นดุลยภาพของความคลาดเคลื่อน (Equilibrium error) ในระยะสั้น ที่สำคัญ PPP จะต้องมีอยู่ (Hold) ในลักษณะที่ q_t มีความนิ่งด้วย ไม่อย่างนั้นแล้วอัตรา

แลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินกับดัชนีราคาจะมีแนวโน้ม วิ่งออก (Divergent) อย่างถาวร แต่ถ้าทั้งอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน s_t และดัชนีราคา $\pi_t (\equiv p_t - p_t^*)$ มีความนิ่ง (Stationary) จะมีรูปแบบเป็นสมการเชิงเส้นตรงดังนี้

$$s_t + K\pi_t = z_t \tag{2.68}$$

เมื่อ K คือ ค่าคงที่ ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีส่วนประกอบของลักษณะแบบวิธีการสุ่ม (Random Walk) ในการทดสอบ PPP ตัวแปร s_t และตัวแปร π_t จะต้องเป็น I(1) และ z_t จะเป็น Mean-Reverting

การศึกษาของ Johansen (1988, 1991) เป็นการประมาณค่าโดยวิธี Maximum Likelihood ซึ่งสามารถนำไปทดสอบการร่วมไปด้วยกัน ได้หลายเวกเตอร์ (Multiple Cointegrating Vector) การศึกษานี้แสดงเงื่อนไขของความเป็นเส้นตรงในตัว พารามิเตอร์ของแบบจำลอง และเป็นที่สนใจเพราะว่าสามารถทดสอบความสมมา ตร (Symmetry) และเงื่อนไขอัตราส่วน (Proportionality Condition) ได้ผลเป็นอย่างดี

การทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration Test) ไม่มีนัยสำคัญสำหรับ Mean-Reversion ของอัตราแลกเปลี่ยนที่นำไปสู่ PPP ในอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวโดยทั่วไป แต่จะมี Mean-Reversion เข้าสู่ PPP ของอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวในช่วงสงคราม เพราะในช่วงนั้นจะมีอัตราเงินเฟ้อที่สูงมากนั่นเอง

นอกจากนี้ลักษณะข้อมูลก็เป็นส่วนสำคัญในการศึกษากล่าวคือ ถ้าป ฏิเสธสมมติฐานว่างหมายความว่า การไม่มีการร่วมไปด้วยกัน (No-Cointegration) ในตัวอย่างที่ได้นำมาศึกษาเช่น การศึกษาใช้อัตราแลกเปลี่ยนแบบคงที่หรืออัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว ผลการศึกษาที่ปรากฏออกมาอาจไม่เหมือนกัน และการศึกษาที่ใช้ข้อมูล WPI หรือใช้ข้อมูล CPI ผลการศึกษาที่ปรากฏออกมาก็อาจไม่เหมือนกัน ก็มีความเป็นไปได้

■ การใช้ข้อมูลในการศึกษาให้มากขึ้น (Long-Span Studies)

การนำปัญหาในการทดสอบความนิ่ง (Unit Root) มาพิจารณา จะเห็นว่าสาเหตุของปัญหาคือข้อมูลที่ใช้ในการทดสอบน้อยเกินไป เพราะการใช้ จำนวนข้อมูลรายปีที่น้อยเกินไปอาจจะทำให้ได้ข้อมูลไม่มาก ทำให้เกิดความผิดพลาดต่อผลการศึกษาที่ปรากฏออกมา ในการศึกษาที่ใช้ข้อมูลรายปีในช่วงระหว่างปี ค.ศ.1869-1984 ในอัตราแลกเปลี่ยนและการศึกษาของ Frankel (1986)

ประมาณค่ากระบวนการ AR(1) สำหรับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและสามารถปฏิเสธสมมติฐานด้วยวิธีการสุ่ม (Random Walk) การศึกษาของ Edison (1987) ใช้ข้อมูลตั้งแต่ปี ค.ศ.1890-1978 ทดสอบทฤษฎี PPP ในระยะยาว สำหรับอัตราแลกเปลี่ยน Dollar ต่อ Sterling โดยใช้วิธีการ Error-Correction Mechanism (ECM) โดยมีรูปแบบดังนี้

$$\Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta(p_t - p_t^*) + \delta_2(s_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^*) + u_t \qquad (2.69)$$

ซึ่งมีดุลยภาพระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ผลการศึกษาปรากฏว่า การทดสอบความเสมอภาคในอำนาจซื้อมีอยู่ (Hold) แต่จะเกิดการผันผวนในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในทุกๆ 7.3 ปี

การศึกษาของ Lothion และ Taylor (1996) ใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนระหว่าง Dollar ต่อ Sterling และ France ต่อ Sterling เพื่อหาความเสมอภาคในอำนาจซื้อ (PPP) ในช่วงอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว แต่การศึกษานี้ไม่สามารถหา Structural Break ในช่วงระหว่างก่อนและหลังการใช้ Bretton Woods โดยการศึกษาครั้งนี้ทดสอบด้วยวิธี Chow แต่การศึกษาปรากฏผลความล้มเหลวในการค้นหา Mean-Reversion ในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง อาจเป็นเพราะการใช้ข้อมูลที่น้อยเกินไป

■ การศึกษาโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาภาคตัดขวาง (Panel data)

ความแตกต่างในการทดสอบทฤษฎี PPP ส่วนใหญ่จะมีปัญหาในขั้นตอนการทดสอบความนิ่ง (Unit Root) ซึ่งต้องทำการเพิ่มข้อมูลให้มากขึ้น นอกจากนี้ยังมีความพยายามในการนำวิธีทางเศรษฐมิติอื่นๆ มาทดสอบด้วย การศึกษาของ Hakkio (1984) พยายามใช้วิธี Generalised Least Squares (GLS) และทดสอบสมมติฐานของความไม่นิ่งโดยใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนสี่รูปแบบมาประยุกต์ แต่ก็ไม่สามารถปฏิเสธความไม่นิ่งของข้อมูลได้และการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนยังเป็นไปตามวิธีการสุ่ม (Random Walk) อีกด้วย โดยใช้วิธี Multivariate GLS ในการประมาณค่าในการศึกษา

การศึกษาของ Abuaf และ Jorion (1990) ทดสอบสมการถดถอยเชิงเส้นตรงโดยใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของ Dollar ทั้งหมด 10 ตัวอย่าง โดยการศึกษาทดสอบสมมติฐานว่างคือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงไม่นิ่ง (Non-Stationary) ทั้ง 10 ตัวอย่างที่นำมาทดสอบ โดยใช้ข้อมูล

ตัวอย่างในปี ค.ศ. 1973-1987 ผลการศึกษาปรากฏว่าป ฏิเสธสมมติฐานว่าง กล่าวคือ ข้อมูลที่นำมาศึกษามีลักษณะนิ่ง และสามารถอธิบายถึงทฤษฎีความเสมอภาคในอำนาจซื้อ PPP ได้

การศึกษาของ Taylor และ Sarno (1998) มีการโต้แย้งการศึกษาของ Abuaf และ Jorion ว่าการทดสอบสมมติฐานว่าง อาจมีความผิดพลาดเพราะการทดสอบนำข้อมูลทั้ง 10 ตัวอย่างมาทดสอบในสมมติฐานเดียว อาจมีตัวอย่างไม่ทั้งหมดที่มีความนิ่งจริงๆ ดังนั้น การสรุปว่าการศึกษาสามารถอธิบายถึงทฤษฎีความเสมอภาคในอำนาจซื้อ PPP อาจจะไม่ถูกต้อง Taylor และ Sarno (1998) ทำการทดสอบความนิ่งโดยใช้วิธี Multivariate และแสดงการทดสอบด้วยวิธี Monte Carlo โดยใช้ข้อมูลในกลุ่มประเทศ G5 ในช่วงเวลาหลังระบบ Bretton Woods ซึ่งการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนทำการทดสอบทีละตัวอย่างไม่ได้ทั้งหมดโดย ในครั้งแรกทดสอบด้วยวิธี Dickey-Fuller ผลการทดสอบปรากฏว่า สามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างที่ว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) และสามารถอธิบายได้ถึงทฤษฎีความเสมอภาคในอำนาจซื้อมีอยู่ (Hold) และทำการทดสอบอีกครั้งด้วยวิธีของ Johansen โดยใช้วิธี Multivariate ทดสอบความนิ่ง (Unit Root) กำหนดให้ตัวอย่างมีทั้งหมด N ตัวอย่าง และถ้านิ่งที่ I(1) จะมีการป ฏิเสธสมมติฐานก็ต่อเมื่อมีจำนวน Cointegrating Vector น้อยกว่า N และสมมติฐานนั้นคือความไม่นิ่ง (Non-Stationary) ในทุกๆตัวอย่าง และถ้าทุกตัวอย่างนิ่งที่ I(0) หมายถึงจะ มีความสัมพันธ์ในตัวมันเอง ดังนั้น จะป ฏิเสธสมมติฐานว่างเมื่อมีจำนวน Cointegrating Vector น้อยกว่า N เช่นกัน และการปฏิเสธสมมติฐานว่างหมายความว่า ทุกๆตัวอย่างเป็น Mean-Reverting ซึ่งผลการศึกษาปรากฏว่า ปฏิเสธสมมติฐานว่างที่ระดับนัยสำคัญ 1 เปอร์เซ็นต์ และการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในกลุ่มประเทศ G5 โดยใช้ข้อมูล CPI แสดงให้เห็นการเป็น Mean-Reverting ในช่วงอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวอีกด้วย

■ พลวัตรในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง (Nonlinear Real Exchange Rate Dynamics)

แบบจำลองที่กำหนดกระบวนการ Stochastic ของเบี่ยงเบนออกจาก LOOP แสดงโดยใช้สมการที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรง ในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ในความเป็นจริงแล้วถ้าใช้วิธีนี้จะเป็นการเพิ่ม Mean-Reverting ในการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพอีกด้วย ในการศึกษาของ Dumas (1992) มีแนวโน้ม ที่มีการเปลี่ยนแปลงระหว่าง Regimes และถ้าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงสามารถวัดได้ด้วยดัชนีราคาก็จะทำให้ราคาสินค้าต่างๆ กับระดับความแตกต่างของต้นทุนการทำกำไร (Arbitrage) ระหว่างประเทศนั้นปรับตัวอยู่ตลอดเวลา

การศึกษาของ Michael, Nobay และ Peel (1997) ซึ่งเป็นแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาสำหรับงานครั้งนี้ Michael, Nobay และ Peel ได้ศึกษาแบบจำลองโดยใช้ข้อมูลรายเดือนในช่วงสงครามซึ่งใช้อัตราแลกเปลี่ยนของระหว่าง Franc-Dollar, Franc-Sterling และ Sterling- Dollar ผลการศึกษาปรากฏว่า ปฏิเสธความเป็นเส้นตรง และสามารถประมาณค่าสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงได้ว่ามีพฤติกรรมของ Mean-Reverting ในการเบี่ยงเบนออกจาก PPP

Michael, Nobay และ Peel ได้สมมติการเบี่ยงเบน ออกจาก PPP สามารถอธิบายโดยแบบจำลอง Exponential STAR (ESTAR) ดังนี้

$$Y_t = k + \sum_{j=1}^{p} \pi_j y_{t-j} + \left(k^* + \sum_{j=1}^{p} \pi_j^* y_{t-j}\right) \times \{1 - exp[-\gamma(y_{t-d} - c^*)^2]\} + u_t \quad (2.70)$$

โดยที่ $\{y_t\}$ คือ Stationary and Ergodic Process, $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ และ $\gamma > 0$ ซึ่งถ้าพิจารณาเทียบกับแบบจำลอง EAR โดย Haggan และ Ozaki (1981) จะเห็นได้ว่าแบบจำลอง EAR ซึ่งอยู่ในรูป $k^* = c^* = 0$ ฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง (Transition Function) จะเป็นกรณีที่อยู่ในรูปแบบ

$$F(y_{t-d}) = 1 - exp[-\gamma(y_{t-d} - c^*)^2] \quad (2.71)$$

ซึ่งฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลงจะอยู่ในรูป U-Shaped และพารามิเตอร์ γ จะเป็นตัว กำหนดความเร็วของกระบวนการเปลี่ยนแปลง (Transition Process) ระหว่าง 2 ขอบเขต ถ้าขอบเขตกลางมีค่าเท่ากันคือ $y_{t-d} = c^*$ เมื่อ F = 0 สมการที่ (2.70) กลายเป็นแบบจำลองเชิงเส้นตรง AR (p)

$$y_t = k + \sum \pi_j y_{t-j} + u_t \quad (2.72)$$

ถ้าขอบเขตมีค่าเป็น $y_{t-d} = \pm\infty$ เมื่อ F=1 และ สมการที่ (2.70) กลายเป็นแบบจำลองเชิงเส้นตรงที่แตกต่างออกไปดังนี้

$$y_t = k + k^* + \sum(\pi_j + \pi_j^*) y_{t-j} + u_t \quad (2.73)$$

แบบจำลอง ESTAR โดยทั่วไปอาจจะมีรูปแบบร่วมของแบบจำลอง TAR เป็นการใช้โดย Michael และคณะ (1994a) การปรับตัวในการเบี่ยงเบนออกจากความเสมอภาคในอำนาจซื้อ จะต้อง

เหมือนการเบี่ยงเบนในด้านบวกและด้านลบ จากดุลยภาพ แบบจำลองแบบสมมาตร TAR เป็นการเจาะจงใน Autoregressive Parameters สำหรับขอบเขตที่อยู่รอบนอก (ตัวอย่างเช่น $\mathrm{y}_{\mathrm{t-d}} > \delta$ และ $\mathrm{y}_{\mathrm{t-d}} < -\delta$ กับ δ แสดงให้เห็นสัดส่วนของต้นทุนธุรกรรม) เช่นกัน ดังเช่นแบบจำลองที่มีข้อจำกัดในสมการที่ (2.70) เมื่อ $\gamma \rightarrow \infty$ จากรูปแบบแบบจำลอง Exponential STAR เปลี่ยนเป็นแบบจำลอง Logistic STAR (LSTAR) ทำให้ฟังก์ชันการเปลี่ยนแปลง (The Transition Function) เปลี่ยนเป็นดังนี้

$$F(y_{t-d}) = \frac{1}{1+exp\,[-\gamma(y_{t-d}-c^{*})]} \tag{2.74}$$

ข้อจำกัดกรณีของ แบบจำลอง นี้คือ Single-Threshold TAR กับความไม่สมมาตรใน การปรับตัวสู่การเบี่ยงเบนในด้านบวกและด้านลบ ดังนั้น การพิจารณาแบบจำลอง LSTAR น่าจะเป็นจริงสำหรับแบบจำลองที่เบี่ยงเบนออกจาก PPP

สามารถเขียนสมการใหม่จากสมการที่ (2.70) เพื่อให้สะดวกในการสังเกตค่าพารามิเตอร์ได้ดังนี้

$$\begin{aligned}\Delta y_t = k + \lambda y_{t-1} + \textstyle\sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \left(k^{*} + \lambda^{*} y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^{*} \Delta y_{t-j}\right) \\ \times \{1 - exp[-\gamma(y_{t-d} - c^{*})^2]\} + u_t\end{aligned} \tag{2.75}$$

สมการนี้พารามิเตอร์ที่สำคัญคือ λ และ λ^{*} ซึ่งใช้พิจารณาผลกระทบของต้นทุนธุรกรรม ชี้ให้เห็นการเบี่ยงเบนที่ใหญ่ออกจากความเสมอภาคในอำนาจซื้อ และมีแนวโน้มที่จะกลับไปสู่ดุลยภาพ ก็ต่อเมื่อ $\lambda \geq 0,\ \lambda^{*} < 0$ และ $\lambda + \lambda^{*} < 0$ สำหรับการเบี่ยงเบนที่น้อยจาก y_{t} กระบวนจะเป็นไปตามยูนิทรูทหรือพฤติกรรม Explosive แต่สำหรับการเบี่ยงเบนที่ใหญ่กระบวนจะเป็น Mean-Revering

การวิเคราะห์มีผลกระทบ กับการทดสอบโคอินทิเกรชันของ ความเสมอภาคในอำนาจซื้อ ที่ผ่านมา บนพื้นฐานแบบจำลองเชิงเส้นตรง โดยเขียนตามสมการถดถอยของ Dickey-Fuller ได้ดังนี้

$$\Delta y_t = k^{'} + \lambda^{'} y_{t-1} + \textstyle\sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^{'} \Delta y_{t-j} + v_t \tag{2.76}$$

ถ้ากระบวนที่แท้จริงสำหรับ y เป็นแบบจำลองที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงดังสมการที่ (2.75) เมื่อพารามิเตอร์ $\lambda^{'}$ ในสมการที่ (2.76) อยู่ระหว่าง λ และ $\lambda + \lambda^{*}$ ดังนั้นสมมติฐานว่าง $\mathrm{H}_0\!: \lambda^{'} = 0$ (No

Linear Cointegration) อาจจะไม่นิ่ง สมมติฐานรอง $H_1: \lambda' < 0$ ผ่านกระบวนการไม่ใช่เชิงเส้นตรงที่แท้จริงคือ Globally Stable $(\lambda + \lambda^* < 0)$ ดังนั้นความล้มเหลวในการหาการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) บนพื้นฐานของแบบจำลองเชิงเส้นตรงพิสูจน์ให้เห็นว่าความเสมอภาคในอำนาจซื้อในระยะยาวนั้นไม่ถูกต้อง

นอกจากนี้การศึกษาของ Taylor, Peel และ Sarno (2001) ได้ยืนยันเกี่ยวกับลักษณะเฉพาะของสมการถดถอยที่ไม่ใช่เชิงเส้นตรงว่ามีกระบวนการ Mean-Reverting ในอัตราแลกเปลี่ยนของสหรัฐอเมริกาแบบลอยตัว โดยใช้ข้อมูลรายเดือนในช่วงตั้งแต่ปี ค.ศ. 1973 แบบจำลองประมาณค่าระดับดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนซึ่งปรากฏว่า พฤติกรรมของอัตราแลกเปลี่ยนใกล้เคียงกับวิธีการสุ่ม (Random Walk) ทำให้เพิ่มการเกิด Mean-Reverting ในการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพอีกด้วย (Sarno และ Taylor, 2002: 52)