บทที่ 2

แนวคิดทางทฤษฎีและเอกสารที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาเชิงประจักษ์ความเสมอภาคของอำนาจซื้อระหว่างประเทศไทยและประเทศคู่ค้า ประกอบไปด้วยแนวคิดและทฤษฎีที่เกี่ยวข้องอยู่ 2 ส่วน ได้แก่ ส่วนของแนวคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยน และส่วนของทฤษฎีที่เกี่ยวข้องทางเศรษฐมิติ

2.1 แนวคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยน

2.1.1 แนวคิดอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (real exchange rate)

เป็นดัชนีที่สร้างขึ้นโดยการนำเอาอัตราแลกเปลี่ยนตัวเงินมาพิจารณาร่วมกับระดับราคาสินค้าภายในและต่างประเทศ ทั้งนี้เพื่อเปรียบเทียบระดับราคาสินค้าของสองประเทศว่าจะแตกต่างกันมากน้อยเพียงใด จึงเป็นดัชนีที่ใช้วัดศักยภาพการแข่งขันของทั้งสองประเทศ สามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$Q = \frac{E \times P^*}{P} \tag{2.1}$$

โดยที่ Q = อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (real exchange rate)

E = อัตราแลกเปลี่ยนตัวเงิน (nominal exchange rate)

P^* = ระดับราคาสินค้าต่างประเทศ

P = ระดับราคาสินค้าในประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.2 แนวคิดของกฎแห่งราคาเดียว (the law of one price)

กฎแห่งราคาเดียวนั้น เป็นแนวคิดพื้นฐานของทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (purchasing power parity theory) ที่กล่าวว่า ในตลาดแข่งขันที่ปราศจากต้นทุนค่าขนส่งหรือต้นทุนในการทำธุรกรรมต่างๆระหว่างประเทศและการกีดกันทางการค้า สินค้าชนิดเดียวกันที่ขายในแต่ละประเทศจะต้องมีราคาที่เท่ากันเมื่ออยู่ในรูปเงินตราสกุลเดียวกัน(Krugman และ Obstfeld, 1997) แต่ถ้ามีความแตกต่างของราคาสินค้าชนิดเดียวกันในแต่ละประเทศจะทำให้เกิดการค้าเพื่อทำกำไรและ

จะผลักดันให้เกิดการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าชนิดนั้นในสองประเทศจนกระทั่งราคาสินค้าดังกล่าวในแต่ละประเทศเท่ากันในที่สุด เช่น ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสหรัฐอเมริกาและสหราชอาณาจักรเป็น $1.45/£1 และราคาสินค้า A ในสหราชอาณาจักรเท่ากับ £30 ดังนั้นถ้าต้องการซื้อสินค้า A ในสหราชอาณาจักรจะต้องแลกเงินในตลาดเงินตราต่างประเทศจำนวน $43.50 เพื่อให้ได้เงินปอนด์เท่ากับ £30 แต่ถ้าราคาสินค้า A ในสหรัฐอเมริกาเท่ากับ $45 ผู้นำชาวสหรัฐอเมริกาและผู้ส่งออกชาวสหราชอาณาจักรก็จะเกิดแรงจูงในในการซื้อสินค้า A ในสหราชอาณาจักรเพิ่มขึ้น และราคาสินค้า A ในสหรัฐอเมริกาจะลดลงจนกระทั่งเท่ากันในที่สุด จะเห็นได้ว่า ภายใต้เงื่อนไขการค้าเสรีและไม่มีต้นทุนค่าขนส่ง กฎแห่งราคาเดียว (the law of one price) จะเป็นไปได้และจะไม่มีการค้าเพื่อเก็งกำไรเกิดขึ้น เนื่องจากราคาสินค้าชนิดเดียวกันจะเท่ากันในทุกตลาดไม่ว่าจะคิดเป็นเงินตราสกุลใดก็ตาม ดังนั้น สามารถเขียนความสัมพันธ์ระหว่างราคาสินค้าใดๆ กับอัตราแลกเปลี่ยนตามกฎแห่งราคาเดียวได้ ดังนี้

$$P_i = E_t \times P_i^* \tag{2.2}$$

โดยที่ P_i คือ ราคาสินค้า i ภายในประเทศ (ในรูปสกุลเงินตราของประเทศ)

P_i^* คือ ราคาสินค้า i ในต่างประเทศ (ในรูปสกุลเงินตราต่างประเทศ)

E_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนในรูปเงินตราของประเทศต่อเงินตราต่างประเทศ 1 หน่วย ณ เวลา t

ในทำนองเดียวกันสามารถเขียนอัตราแลกเปลี่ยนให้อยู่ในรูปของอัตราส่วนระหว่างราคาในสินค้าชนิดเดียวกันในทั้งสองประเทศได้ โดยการจัดสมการ (2.2) ใหม่ ดังนี้

$$E_t = \frac{P_i}{P_i^*} \tag{2.3}$$

จะเห็นว่า ตามกฎแห่งราคาเดียว ราคาของสินค้าในประเทศจะต้องเท่ากับราคาสินค้าในต่างประเทศเมื่อแปลงเป็นเงินตราสกุลเดียวกัน สำหรับสินค้าชนิดเดียวกัน แนวคิดนี้เป็นพื้นฐานสำคัญของทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ

2.1.3 ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (purchasing power parity theory)

ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ เป็นทฤษฎีหนึ่งที่แพร่หลายที่ใช้ในการศึกษาถึงระดับอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพ ซึ่งทฤษฎีดังกล่าวเป็นทฤษฎีที่ประยุกต์มาจากแนวคิดของ กฎแห่ง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ราคาเดียว (the law of one price: LOP) จนกระทั่งเมื่อทศวรรษ 1920 Cassel นักเศรษฐศาสตร์ชาวสวีเดนได้ประยุกต์แนวคิด LOP นี้ให้เป็นทฤษฎี PPP ที่ทันสมัยขึ้น

ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อมีแนวคิดมาจากมูลค่าของเงินตรา ซึ่งมาจากความต้องการเงินตราในการซื้อสินค้าและบริการต่างๆ นั่นคือ มูลค่าของเงินตราถูกกำหนดจากอำนาจซื้อภายในประเทศ (domestic purchasing power) ที่สะท้อนออกมาในรูปของระดับราคาภายในประเทศตามทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินจะถูกกำหนดโดยระดับราคาโดยเปรียบเทียบของทั้งสองประเทศ ซึ่งอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตราสองสกุลจะอยู่ในระดับดุลยภาพก็ต่อเมื่ออำนาจซื้อภายในประเทศของแต่ละประเทศเท่ากัน

พื้นฐานที่สำคัญของทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้ออยู่บนหลักการของกฎแห่งราคาเดียวที่พิจารณาว่า ถ้าปราศจากต้นทุนค่าขนส่งหรือต้นทุนในการทำธุรกรรมต่างๆ และปราศจากการกีดกันทางการค้าในรูปแบบต่างๆแล้ว ตลาดที่มีการแข่งขันจะทำให้ราคาสินค้าในทั้งสองประเทศเท่ากัน เมื่อเปลี่ยนให้อยู่ในรูปเงินตราสกุลเดียวกัน ดังนั้น ตามทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ การลดลงของอำนาจซื้อของเงินตราของประเทศในรูปของการเพิ่มขึ้นของระดับราคาภายในประเทศจะเป็นสัดส่วนกับการลดค่าของเงินตราของประเทศนั้นในตลาดเงินตราต่างประเทศ กล่าวคือ หากอัตราแลกเปลี่ยนมีพฤติกรรมการเคลื่อนไหวตามทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อแล้ว แสดงว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (real exchange rate) จะมีค่าคงที่และเป็นอัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพ โดยที่อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (nominal exchange rate) จะมีการปรับตัวเพื่อตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาเพื่อทำให้อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคงเดิม หรือเพื่อให้อัตราแลกเปลี่ยนเข้าสู่ดุลยภาพอีกครั้ง เช่น ถ้าระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปภายในประเทศสูงกว่าต่างประเทศโดยเปรียบเทียบแล้วจะทำให้เงินตราของประเทศอ่อนค่าลง (depreciation) นั่นคือระดับราคาที่สูงขึ้นจะถูกชดเชยด้วยค่าเงินที่อ่อนลง เมื่อค่าเงินอ่อนตัวจะทำให้การส่งออกของประเทศเพิ่มขึ้น การนำเข้าลดลง ดังนั้น ความต้องการเงินตราของประเทศในตลาดเงินตราต่างประเทศจะเพิ่มขึ้น ค่าของเงินจะค่อยๆแข็งค่าขึ้นจนเข้าสู่ดุลยภาพตามทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้ออีกครั้ง ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อประกอบด้วย 2 รูปแบบ ได้แก่

1) ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อสัมบูรณ์ (absolute purchasing power parity) กล่าวว่า อัตราแลกเปลี่ยนดุลยภาพจะมีค่าเท่ากับอัตราส่วนระหว่างระดับราคาสินค้าโดยทั่วไปภายในประเทศและต่างประเทศในเวลาใดเวลาหนึ่ง โดยเป็นระดับราคาที่คิดจากกลุ่มสินค้า (basket of goods) ที่เหมาะสม (Carbaugh, 2002) ทฤษฎีนี้อาจเรียกได้อีกอย่างหนึ่งว่าเป็น Strong version เขียนเป็น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$E_t = \theta(\frac{P}{P^*}) \quad (2.4)$$

โดย P หมายถึง ระดับราคาสินค้าภายในประเทศ ที่แสดงถึงระดับราคาสินค้าของทั้งประเทศที่ได้จากการรวบรวมสินค้าที่สำคัญๆมาไว้ในตะกร้าสินค้า (Basket of goods)

P^* หมายถึง ระดับราคาสินค้าภายในของต่างประเทศ ที่แสดงถึงระดับราคาสินค้าของทั้งประเทศคู่ค้านั้นๆ ที่ได้จากการรวบรวมสินค้าที่สำคัญๆมาไว้ในตะกร้าสินค้า (Basket of goods)

E_t หมายถึง อัตราแลกเปลี่ยนที่อยู่ในรูปเงินตราของประเทศต่อเงินตราต่างประเทศ 1 หน่วย ณ เวลา t

จากสมการที่ (2.4) หากระดับราคาสินค้าโดยเปรียบเทียบเพิ่มสูงขึ้น สกุลเงินของประเทศมีแนวโน้มที่จะอ่อนค่าลงในสัดส่วนเดียวกัน เมื่อ θ มีค่าเท่ากับหนึ่ง ซึ่งเป็นรูปแบบ Strong PPP แต่หากมีค่าเป็นค่าคงที่ค่าใดค่าหนึ่ง ซึ่งเป็นรูปแบบ Weak PPP การปรับตัวของค่าเงินไม่จำเป็นต้องเป็นสัดส่วนเดียวกับการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาโดยเปรียบเทียบ ดังนั้นดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนขึ้น อยู่กับการเคลื่อนไหวของระดับราคาในประเทศและต่างประเทศ

จะเห็นได้ว่าทฤษฎีนี้จะใช้ระดับราคาสินค้าและอัตราแลกเปลี่ยนของสองประเทศที่เป็นตัวเงินมาใช้ในการคำนวณ ซึ่งมีข้อบกพร่องคือ อัตราแลกเปลี่ยนและระดับราคาของสองประเทศนั้นเปลี่ยนแปลงไม่เท่ากัน และประเภทของสินค้าที่อยู่ในตะกร้าสินค้าก็มีความแตกต่างกัน นอกจากนั้น ต้นทุนค่าขนส่งจะมีอิทธิพลต่อราคาสินค้าของทั้งสองประเทศด้วย ดังนั้นในทางปฏิบัติจึงนิยมใช้ดัชนีราคาแทนระดับราคา ซึ่งดัชนีราคาที่นิยมใช้มี 3 ประเภท คือ ดัชนีราคาผู้บริโภค (consumer price index: CPI), ดัชนีราคาผู้บริโภคถ่วงน้ำหนัก (weighted consumer price index: WPI) และ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP deflator)

3) ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อเปรียบเทียบ (relative purchasing power parity) กำหนดให้การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาใดๆ เท่ากับผลต่างระหว่างอัตราการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาของทั้งสองประเทศ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่งว่า อัตราแลกเปลี่ยนเคลื่อนไหวขึ้นลงเพื่อตอบสนองต่อความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อของทั้งสองประเทศ นั่นคือ ราคาและอัตราแลกเปลี่ยนมีการเปลี่ยนแปลงไปเพื่อที่จะทำให้อัตราส่วนระหว่างอำนาจซื้อภายในประเทศกับอำนาจซื้อในต่างประเทศคงเดิม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตามทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อโดยเปรียบเทียบ การเปลี่ยนแปลงของระดับราคาโดยทั่วไปของประเทศจะกำหนดการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาว ทฤษฎีนี้ได้พยากรณ์ว่าค่าของเงินตราต่างประเทศจะเพิ่มค่า (appreciate) หรือ อ่อนค่า (depreciation) ในอัตราที่เท่ากับผลต่างระหว่างอัตราเงินเฟ้อภายในประเทศและต่างประเทศ (Carbaugh, 2002) ซึ่งจะทำให้อำนาจซื้อโดยเปรียบเทียบระหว่างเงินตราสองสกุลไม่เปลี่ยนแปลง เช่น ถ้าเงินเฟ้อของประเทศไทยมากกว่าอัตราเงินเฟ้อของประเทศสหรัฐอเมริกาเท่า 4% ต่อปี อำนาจซื้อของเงินบาทก็จะลดลง 4 หน่วยเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ดังนั้นค่าเงินบาทจะอ่อนค่าลง 4% ต่อปี ในทางตรงข้ามค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ก็จะแข็งค่าขึ้น 4% ต่อปี เช่นกัน ตามทฤษฎีนี้อาจจะเรียกได้อีกอย่างหนึ่งว่า Weak PPP แสดงความสัมพันธ์ตามทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อโดยเปรียบเทียบได้ดังนี้

$$\%\Delta P = \%\Delta Ex\%\Delta P^{*} \qquad (2.5)$$

โดย $\%\Delta P$ หมายถึง เปอร์เซ็นการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาภายในประเทศ

$\%\Delta P^{*}$ หมายถึง เปอร์เซ็นการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาภายในของต่างประเทศ

$\%\Delta E$ หมายถึง เปอร์เซ็นการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสองประเทศ

2.1.4 ความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบอ่อนและแบบแข็ง (weak and strong purchasing power parity)

การแบ่งประเภทอื่นๆ ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อยังได้มีการแบ่งออกเป็นสองประเภทคือ Weak PPP และ Strong PPP ตามที่ Pedroni (2004) และ Drine and Rault (2007) ได้ศึกษา โดยพบว่าความเสมอภาคของอำนาจซื้อจะเป็น Strong PPP เมื่อค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาเปรียบเทียบเท่ากับ 1 ส่วน Weak PPP สามารถดูได้จากค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ทั้งสองตัวที่ไม่ต้องเข้าสู่ความเป็นเอกภาพ (unity) เหมือน Strong PPP โดยสมมติฐานของ Weak PPP คือ แม้ว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและระดับราคาเปรียบเทียบอาจจะเคลื่อนที่ไปในทิศทางเดียวกันในระยะยาว แต่อาจจะไม่เป็นไปในสัดส่วนเดียวกันซึ่งทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ไม่เป็นเอกภาพ ซึ่งอาจเกิดจากปัจจัยภายนอกต่างๆ เช่น ต้นทุนการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ขนส่ง (transportation costs) หน่วยการวัดที่คลาดเคลื่อน (measurement errors) ความแตกต่างกันในดัชนีราคา ซึ่งปัจจัยเหล่านี้ทำให้เกิดผลกระทบที่สามารถอธิบายการเกิดของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ แบบ Weak PPP

2.2 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องทางเศรษฐมิติ

2.2.1 ลักษณะข้อมูลอนุกรมเวลาและข้อมูล Panel

ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้ข้อมูลสองรูปแบบคือ ข้อมูลอนุกรมเวลา (time series data) คือ ชุดของข้อมูลที่เก็บรวบรวมตามระยะเวลาเป็นช่วง ๆ อย่างต่อเนื่องกันไปเป็นระยะเวลาหลาย ๆ ช่วงเวลา ข้อมูลอนุกรมเวลาอาจอยู่ในลักษณะที่เป็นข้อมูลรายปี รายไตรมาส หรือรายเดือนก็ได้ ทั้งนี้ขึ้นอยู่กับความเหมาะสม และข้อมูลแบบ Panel ซึ่งมีลักษะดังนี้

ข้อมูล Panel เป็นชุดของข้อมูลที่เกิดขากการสังเกตซ้ำๆ หลายๆครั้งจากข้อมูลชุดเดิมตามช่วงระยะเวลาที่เลือกทำการศึกษา ดังนั้นจึงเป็นข้อมูลที่ประกอบไปด้วย ข้อมูลภาคตัดขวาง (cross-section data) และข้อมูลอนุกรมเวลา (time series data) ซึ่งข้อดีของการใช้ข้อมูล Panel คือ

1. สามารถอธิบายข้อมูลเฉพาะหน่วยที่มีความสัมพันธ์กันแบบข้ามช่วงเวลาได้ และแก้ปัญหาที่เกิดจากการขาดข้อมูลในบางช่วงเนื่องจากอาจมีข้อจำกัดด้านข้อมูล อันเนื่องมาจากปัญหาการจัดเก็บหรือแหล่งที่มาของข้อมูล

2. ให้ผลการคำนวณที่มีประสิทธิภาพมากกว่าเนื่องจากเป็นข้อมูลที่มีทั้งภาคตัดขวาง และข้อมูลอนุกรมเวลา ไม่ว่าจะเป็นในเรื่องความละเอียด ความหลากหายของข้อมูล ความแตกต่างระหว่างค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรมีน้อย รวมถึงมีค่าความเป็นอิสระ (degree of freedom) สูงกว่า

3. สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตรของข้อมูลที่เกิดจากการสังเกตซ้ำๆได้ดี

4. วัดได้ง่ายและให้ค่าที่ใกล้เคียงความเป็นจริงมากกว่าการคำนวณโดยใช้ข้อมูลภาคตัดขวาง และข้อมูลอนุกรมเวลาอย่างใดอย่างหนึ่ง

5. สามารถใช้วิเคราะห์แบบจำลองที่มีความยุ่งยากซับซ้อนได้ดีกว่า

6. สามารถใช้ได้กับค่าสังเกตที่มีจำนวนมากๆได้

นอกจากนี้ยังมีเหตุผลสำคัญที่ทำให้ข้อมูล Panel ได้เปรียบข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างใดอย่างหนึ่งคือ ข้อมูล Panel ไม่มีข้อจำกัดด้านสมมติฐานและสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงข้อมูลแต่ละหน่วย และข้ามช่วงเวลาได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2.2 การทดสอบยูนิทรูท (univariate unit root test)

ในการศึกษานี้ได้ใช้การทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง เพื่อทดสอบถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบโดยใช้วิธีการทดสอบยูนิทรูทแบบอนุกรมเวลา (time series data) 2 วิธี คือ Augmented Dickey-Fuller Test และ Phillips-Perron Test

1) Augmented Dickey-Fuller Test

การทดสอบยูนิทรูท เป็นการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะข้อมูลเป็นแบบนิ่ง (integrated of order 0 = I(0)) หรือ ไม่นิ่ง (integrated of order 0 = I(d),d>0) การทดสอบยูนิทรูท นั้นสามารถทดสอบได้โดยใช้การทดสอบ DF (Dickey-fuller test) และการทดสอบ ADF (augmented dickey-fuller test) โดยดิกกี้-ฟลูเลอร์(Dickey-fuller) ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ได้เลือกใช้วิธีการทดสอบคือ Augmented Dickey-Fuller test สมมติความสัมพันธ์เป็นดังนี้

None $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-1} + e_t$ (2.6)

Intercept $\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-1} + e_t$ (2.7)

Intercept & Trend $\Delta X_t = \alpha + \eta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-1} + e_t$ (2.8)

โดยที่ X_t = ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t

X_{t-1} = ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t-1

$\alpha, \beta, \theta.\phi$ = ค่าพารามิเตอร์

t = ค่าแนวโน้ม

e_t = ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

จำนวน lagged term (p) ที่เพิ่มเข้าไปในสมการขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงานวิจัย หรือเพิ่มจำนวน lag ในสมการจนกว่าส่วนของค่าความคลาดเคลื่อนจะไม่เกิดปัญหา autocorrelation

การทดสอบสมมติฐานวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF) เป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ทดสอบ (X_t) มี unit root หรือไม่ ซึ่งสามรถหาได้จากค่า θ ถ้าค่า θ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่าตัวแปร X_t นั้นมี unit root

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยมีสมมติฐานในการทดสอบ คือ

$H_0: \theta = 0$ ข้อมูลตัวแปรมีคุณสมบัติไม่นิ่งหรือ มี unit root

$H_1: \theta < 0$ ข้อมูลตัวแปรมีคุณสมบัตินิ่งหรือ ไม่มี unit root

สามารถทดสอบได้โดยการเปรียบเทียบค่า t-statistic ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey-Fuller ซึ่งค่า t-statistic ที่จะนำมาทดสอบสมมติฐานในแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตาราง Dickey-Fuller ณ ระดับต่างๆ ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบเป็น Integrated of order 0 แทนได้ด้วย $X_t \sim I(0)$

กรณีที่การทดสอบสมมติฐานพบว่า X_t มียูนิทรูทนั้นต้องนำค่า ΔX_t มาทำ differencing จนกระทั่งสามารถปฏิเสธสมมติฐา

นที่ว่า X_t มีความไม่นิ่งของข้อมูลได้ เพื่อทราบ order of Integrated (d) ว่าอยู่ในระดับใด [$X_t \sim I(d)$; $d > 0$]

2) Phillips-Perron (PP) Test

Phillips and Perron (1988) ได้พัฒนาลักษณะทั่วไปของ Dickey-Fuller โดยการยอมรับตัว Error ที่มีความเป็นอิสระน้อยและมีการกระจายตัวที่แตกต่างกัน ในการทดสอบนี้ Newey-West มีการแก้ไขสำหรับปัญหา heteroscedasticity และ serial correlation ซึ่งถูกใช้ในการเลือกค่าที่เหมาะสมของ lag

สำหรับข้อมูลทั่วไปที่มีลักษณะเป็น Random Walk

$$y_t = y_{t-1} - u_t \tag{2.9}$$

รูปแบบการถดถอยจะทำให้เกิดค่าคงที่

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} - u_t \tag{2.10}$$

ดังนั้นใน Phillips-Perron ค่าสถิติ Z_t ที่ได้ คือ

$$Z_t = t_T \left(\frac{\gamma_0}{\lambda^2} \right)^{1/2} - \frac{T\hat{\sigma}_{\hat{\rho}T}\left(\lambda^2 - \gamma_0\right)}{2\lambda s_T} \tag{2.11}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ t_T คือ t-ratio ของ $\hat{\rho}_T$

γ_0 คือ ค่าคงที่จากการประมาณค่าของ error variance σ^2

λ^2 คือ ตัวประมาณค่าของ residual spectrum ที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$\hat{\sigma}_{\hat{\rho}T}$ คือ OLS standard error ของ $\hat{\rho}_T$

s_T คือ ตัวประมาณค่า OLS ของ ความแปรปรวนของ u_t

Phillips and Perron (1988) ได้ทำการทดสอบภายใต้สมมติฐาน (Null Hypothesis) ของ Unit Root ($\rho = 0$), ข้อจำกัดของการแจกแจงค่าสถิติ Z_t คือ ข้อจำกัดของการแจกแจงที่เหมือนกันกับ ADF Test ที่อิงในค่า สถิติ t

2.2.3 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท

หลายรูปแบบของการทดสอบ Panel unit root test ได้ถูกพัฒนาจนทำให้การทดสอบแบบ univariate unit root test มีความสามารถน้อยกว่าการทดสอบ Panel unit root test การศึกษานี้ได้ใช้การทดสอบของ Levin, Lin and Chu (2002) และ Im, Pesaran and Shin (2003)

1) Levin, Lin and Chu (LLC) test

Levin and Lin (1993) and Levin et al. (2002) ได้พัฒนาการทดสอบ Panel unit root test ให้มีประสิทธิภาพมากกว่า univariate unit root test โดยการกำหนดสัมประสิทธิ์ลำดับแรก (first order) ของ Autoregressive (ρ) ให้มีความเหมือนกันในทุกอนุกรม แต่พิจารณาในแต่ละส่วน (เช่น อุตสาหกรรม เมืองหรือประเทศ) ของ specific intercepts (α_{0i}) และแนวโน้มของเวลา (α_{1i}) ยิ่งไปกว่านั้น ไม่เพียงแต่ความแปรปรวนของตัวคลาดเคลื่อนที่ถูกยอมให้มีการเปลี่ยนแปลงแต่ยังรวมถึงรูปแบบของลำดับที่สูงขึ้นไปของ serial correlation

โดยกำหนดให้กระบวนการของ y_{it} คือ Unit Root หรือ ความนิ่งของแต่ละส่วนใน Panel ตามสมการดังนี้

(a) สมมติว่า y_{it} ทำให้เกิดสมการดังต่อไปนี้

$$\text{Model 1: } \Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + u_{it} \tag{2.12}$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \rho y_{i,t-1} + u_{it} \tag{2.13}$$

$$\text{Model 3: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t + \rho y_{i,t-1} + u_{it} \tag{2.14}$$

เมื่อ $-2 < \rho \leq 0$ สำหรับ $i = 1,..., N$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

(b) u_{it} คือการแจกแจงที่อิสระในแต่ละส่วนและพิจารณาการกลับสู่ความนิ่งตามกระบวนการ ARMA ในแต่ละส่วน

$$u_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} u_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.15}$$

(c) $E(u_{it}^4) < \infty; E(\varepsilon_{it}^2) \geq B_\varepsilon > 0;$ และ $E(u_{it}^2) + 2\sum_{j=1}^{\infty} E(u_{it} u_{i,t-j}) < B_u < \infty$ สำหรับทุกๆ $i = 1,...,N$ และ $t = 1,...,T$

ในรายละเอียดของโมเดล Levin et al. (2002) ได้สังเกตว่ามีการละเว้นของส่วนที่หลีกเลี่ยงได้ (เช่น an intercept หรือ time trend) เมื่อผลการทดสอบที่เกิดขึ้นจริงๆไม่คงที่ และการที่มีส่วนที่ไม่เกี่ยวข้องที่ทำให้ประสิทธิภาพการทดสอบลดลง ดังนั้น โมเดล 2 และ โมเดล 3 จึงนำมาใช้ในการทดสอบนี้

ในการทดสอบนี้มีสมมติฐานหลัก (null hypothesis) ว่า ทุกส่วนในแต่ละ Panel ต้องมี integrated time trend (unit root) และมีสมมติฐานรองคือ แต่ละส่วนของอนุกรมเวลาต้องคงที่ (stationary) หรือกล่าวได้ว่า ลักษณะของสมมติฐานรองคือ ทุกอนุกรมใน Panel ต้องเข้าสู่ภาวะคงที่

Lin et al. (2002) ได้เสนอว่า สามกระบวนการที่เป็นเครื่องมือในการทดสอบ Panel Unit Root ขั้นแรกคือ ทำการแยก ADF regression สำหรับแต่ละส่วนใน Panel และทำการ two orthogonalized residuals ขั้นที่สองคือ ทำการประมาณค่าในแต่ละส่วนจากอัตราส่วนระยะยาวไปยังส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะสั้น ขั้นตอนสุดท้ายคือ ค่าสถิติของ Panel คือ t-statistic (t_p) และ Adjusted t-statistic (t_p^*) จะถูกนำไปวิเคราะห์ แม้ว่าค่า t-statistic (t_p) ในโมเดลที่ 2 จะเข้าสู่อินฟินิตี้ในทางลบ ค่า Adjusted t-statistic (t_p^*) จะมีค่าเป็นไปตามการแจกแจงแบบปกติภายใต้สมมติฐานหลัก และจะสังเกตได้ว่าการทดสอบ LLC มีรายละเอียดที่เป็นประโยชน์สำหรับขนาดของ Panel ที่อยู่ระหว่าง 10-20 ส่วน ด้วยอนุกรมเวลา 25-250 ตัวอย่างต่อส่วน ถ้าอนุกรมเวลามีขนาดหรือมิติของ Panel ขนาดใหญ่ การทดสอบแบ univariate unit root test จะมีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น

2) Im, Pesaran and Shin (IPS) Test

การทดสอบของ Im et al. (2003) ได้ผ่อนคลายสมติฐานในค่าสัมประสิทธิ์ลำดับแรกของ autoregressive ของ Levin et al. (2002) ซึ่งแนวคิดนี้ได้พิจารณาลักษณะที่แตกต่างกันของ ρ หรือพิจารณาอัตราแลกเปลี่ยนของแต่ละประเทศให้กลับสู่ค่าเฉลี่ย ณ อัตราที่แตกต่างกันการทดสอบ IPS test จะพิจารณาตามสมการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + u_{it} \tag{2.16}$$

โดยมีสมมติฐานคือ

$$H_o : \rho_i = 0 \quad \text{for all} \quad i = 1,..., N$$
$$H_1 : \rho_i < 0 \quad \text{for some} \quad i = 1,..., N$$

ในทางกลับกันกับการทดสอบ LLC test สมมติฐานรองของการทดสอบ IPS test จะพิจารณา unit Root ในแต่ละส่วนของอนุกรม (ไม่ใช่ทั้งหมด)

Im et al. (2003) ได้สมมติว่า u_i คือตัวแปรที่มีความอิสระและมีการแจกแจงแบบปกติด้วย Zero mean และ σ^2 คือความแปรปรวนในขอบเขตที่แตกต่างกัน ภายใต้สมมติฐานรองบางส่วนในกระบวนการจะคงที่ซึ่งสมมติให้เข้าสู่non-zero นั่นคือ $\lim_{N\to\infty}(N_1/N) = \delta, 0 < \delta \leq 1$ ซึ่งมีความสำคัญความสอดคล้องในการทดสอบแบบ Panel unit root test

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{i.t-j} + u_{it} \tag{2.17}$$

โดยให้ $\tilde{t}_{i,T}$ หมายถึง t-statistic ที่ใช้ในการประมาณค่าสมมติฐานหลัก (null hypothesis) ของ unit root ในค่ามาตรฐาน ADF ค่าสถิติ t-bar จะถูกคำนวณจาก

$$\tilde{t} - bar_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \tilde{t}_{iT} \tag{2.18}$$

พิจารณาสมการ Im et al. (2003) แสดงให้เห็นว่า $T > 5$ และค่าสถิติแต่ละส่วนคือ $\tilde{t}_{i,T}$ ซึ่ง $i = 1,..., N$ เป็นการแจกแจงที่อิสระและเหมือนกันด้วยลำดับที่สอง นั่นคือ ค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนจะเป็น $N \to \infty$ ค่าสถิติ t-bar $\left(Z_{\tilde{t}-bar}\right)$ เขียนได้ดังนี้

$$Z_{\tilde{t}-bar} = \frac{\sqrt{N}\left(\tilde{t} - bar_{NT} - E\left(\tilde{t}_T\right)\right)}{\sqrt{Var\left(\tilde{t}_T\right)}} \tag{2.19}$$

ภายใต้สมมติฐาน (null hypothesis) จะเบนเข้าสู่ standard normal variate N(0,1)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สำหรับกรณี Serial correlation ใน u_{it} Im et al. (2003) ยังได้แสดงค่าสถิติ t-bar ของ demeaned-IPS ซึ่งเขียนได้โดย W_{t-bar}

$$W_{t-bar} = \frac{\sqrt{N}\left(t-bar_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT}\left(p_i,0\right)\middle|\rho_i = 0\right]\right)}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var\left[t_{it}\left(p_i,0\right)\middle|\rho_i = 0\right]}} \qquad (2.20)$$

ภายใต้สมมติฐานหลัก (null hypothesis) W_{t-bar} จะเข้าสู่การแจกแจงแบบปกติ เมื่อ N และ $T \to \infty$ นั่นคือ $N/T \to k$ สำหรับค่าคงที่ k ในขอบเขต non-negative

แม้ว่า $Z_{\tilde{t}-bar}$ และ W_{t-bar} จะมีลักษณะเข้าสู่ค่าที่เท่ากัน แต่ผลจากความเหมือนกันจะชี้ให้เห็นว่า ค่าสถิติ W_{t-bar} จะมีประสิทธิภาพมากกว่าค่าสถิติ $Z_{\tilde{t}-bar}$ เนื่องจากค่าสถิติ W_{t-bar} กระทำอยู่ภายใต้ลำดับ ADF ที่นำไปสู่การพิจารณาในการประมาณการค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

Lopez and Papell (2007) ได้กล่าวถึงเกี่ยวกับประสิทธิภาพของ LLC และ IPS tests เมื่อวิเคราะห์โดยยึดสมมติฐานของความเหมือนกันเป็นความถูกต้อง การทดสอบ LLC test จะมีประสิทธิภาพมากกว่า IPS test ในกรณีที่ $\rho < 0$ การทดสอบทั้งสองวิธีจะมีขนาดที่ถูกต้องถ้าหาก $\rho = 0$ ในทางกลับกัน ถ้าวิเคราะห์โดยยึดสมมติฐานของความเหมือนกันเป็นความไม่ถูกต้อง จะมีความเป็นไปได้ที่ว่า จะมี Mixed Panel นั่นคือ ρ บางตัวจะน้อยกว่า 0 และ ρ บางตัวจะเท่ากับ 0 ในกรณีนั้น การทดสอบ IPS test จะมีประสิทธิภาพมากกว่า LLC test

3) Combined Individual Tests (Fisher test and Choi test)

การสร้างค่าสถิติเพื่อการทดสอบ Panel โดยการใช้ค่าสถิติร่วมกัน มีแนวคิดหนึ่งที่ได้ใช้การสังเกตระดับนัยสำคัญ (p -value) จากแต่ละการทดสอบ ซึ่งมีหลายงานวิจัยที่ได้ทำการศึกษาในเรื่องนี้ อย่างไรก็ตาม การทดสอบ Fisher test ได้อ้างอิงผลรวมของ log- p -value ซึ่งได้รับข้อเสนอแนะอย่างแพร่หลาย (Maddala and Wu, 1999)

Maddala and Wu (1999) ได้ใช้ผลการทดสอบของ Fisher เพื่อเสนอแนะแนวคิดในการทดสอบ unit Root และ cointegration ใน Panel data ด้วยการรวมการทดสอบแต่ละ Cross-section ไปสู่ค่าสถิติการทดสอบสำหรับ full panel ซึ่งการทดสอบนี้มีความน่าสนใจ เนื่องจากมีความง่ายในการเลือกค่าสถิติความยาวของตัวล่าช้า (lag length) และขนาดของตัวอย่าง

ให้ p_i เป็นระดับนัยสำคัญ (p -value) จากการทดสอบ Unit Root ในทุกๆส่วน (หรือการทดสอบ cointegration) สำหรับ Cross-section i ซึ่งมีการสมมติว่าค่าสถิติของการทดสอบมีความต่อเนื่องและมีระดับนัยสำคัญ p_i $\left(i = 1,2,...,N\right)$ ซึ่งเป็นตัวแปรที่มีลักษณะเป็นอิสระ (0,

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1) ภายใต้สมมติฐานหลัก (null hypothesis) ของการทดสอบ unit root สำหรับ cross-section (หรือไม่มีความสัมพันธ์ cointegration ใน Panel) และสมมติฐานของ Cross-sectional มีความเป็นอิสระในการรวมกันของค่า p -value จึงถูกเสนอโดย Maddala and Wu (1999) มีสมการคือ

$$P_{MW} = -2\sum_{i=1}^{N}\log(p_i) \tag{2.21}$$

ซึ่งมีการแจกแจงแบบ Chi-square ด้วยดีกรีความเป็นอิสระ 2N เมื่อแนวโน้มของ T เข้าสู่อินฟินิตี้ และ N ถูกกำหนดให้คงที่

สำกรับค่าสถิติ P_{MW} Choi (2001) ได้เสนอให้มีค่าสถิติที่เหมือนกันคือ

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N}\Phi^{-1}(p_i) \tag{2.22}$$

เมื่อ $\Phi^{-1}(\bullet)$ คือฟังก์ชันการแจกแจงแบบ standard normal cumulative ภายใต้สมมติฐานหลัก (null hypothesis) ของ unit root และสมมติฐานที่เหมือนกันในการกำหนด p_i และค่า Z จะเข้าสู่การแจกแจงแบบปกติ

2.2.4 การทดสอบโคอินทิเกรชัน

เนื่องจากข้อมูลทางด้านเศรษฐศาสตร์มหภาคส่วนใหญ่จะมีลักษณะ nonstationary คือ ค่าเฉลี่ย และ ค่าความแปรปรวนของข้อมูลเหล่านั้นมีการเปลี่ยนแปลงไปตามกาลเวลาไม่หยุดนิ่ง ซึ่งการอ้างอิงทางสถิติ หรือ การวิเคราะห์นโยบายใด ๆ โดยอิงกับค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองที่ประมาณการได้ อาจให้ภาพบิดเบือนไปจากข้อเท็จจริงได้ และในทางปฏิบัติที่ผ่านมานักวิเคราะห์และนักวิจัยมักจะแก้ปัญหาดังกล่าวด้วยการปรับข้อมูล (Pre-filtering Data) โดยการทำ First differencing ตามวิธีการของ Box and Jenkins (1976) ก่อนที่จะนำข้อมูลเหล่านั้นไปใช้ในการประมาณการในทางเศรษฐกิจต่อไป แต่โดยมากนักวิเคราะห์และนักวิจัยมักจะละเลยปัญหาดังกล่าวหรือไม่ก็ตั้งสมมติฐานอย่างกลาย ๆ (implicit assumption) ว่าข้อมูลที่ใช้มีลักษณะ stationary ซึ่งเป็นสิ่งที่ไม่ถูกต้อง ทำให้ค่าทางสถิติที่ประมาณการได้ไม่มีประสิทธิภาพและขาดความน่าเชื่อถือการทดสอบ cointegration และ error correction model จึงเป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติที่ได้รับการพัฒนาขึ้นมาเพื่อให้สามารถใช้วิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะ nonstationary ได้ โดยจะใช้เป็นเครื่องมือในการทดสอบและวิเคราะห์หาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (cointegrating relationship) เพื่อดูการปรับตัวในการเข้าสู่ดุลยภาพของตัวแปร ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐกิจต่าง ๆ ตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ได้โดยตรง ซึ่งลักษณะเด่นประการหนึ่ง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ของการใช้เทคนิคดังกล่าวคือ จะไม่ก่อให้เกิดปัญหาเรื่องตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริงต่อกัน (spurious relationships) แม้ว่าตัวแปรที่ใช้จะมีลักษณะ non-stationary Process ก็ตาม cointegrated System เป็นขั้นตอนของการทดสอบเพื่อดูว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจต่าง ๆ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์หรือไม่ ซึ่งวิธีการทดสอบ cointegration ที่นิยมใช้มี 2 วิธี คือ วิธี Two-step Approach ที่เสนอโดย Engle และGranger (1987) และวิธีของ Johensen และ Juselius (1990)

1) วิธีการของ Engle และ Granger ประกอบไปด้วย 2 ขั้นตอน คือ

ขั้นตอนแรก ทำการประมาณค่าสมการถดถอยของตัวแปรที่ต้องการทดสอบด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS) พิจารณาสมการ

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t \tag{2.23}$$

เขียนสมการใหม่ได้เป็น

$$e_t = y_t - \alpha - \beta x_t \tag{2.24}$$

ทำการถดถอยสมการโดยใช้ OLS จะได้ว่า

$$\hat{e}_t = y_t - \alpha - \beta x_t \tag{2.25}$$

ขั้นตอนที่สอง ทดสอบดูว่าค่าความคลาดเคลื่อน e_t ที่ประมาณได้จากสมการที่ (2.24) มีคุณสมบัติในลักษณะ stationary process หรือไม่ ในขั้นตอนนี้ Engle และ Granger แนะนำให้ทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey–Fuller Test (ADF) จะได้

$$\Delta\hat{e}_t = \phi\hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta\hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.26}$$

โดย $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$ และ p คือ จำนวนของ lagged values of first differences of the dependent variable เพื่อแก้ปัญหา autocorrelation ใน ε_t

สมมติฐานในการทดสอบประกอบด้วย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สมมติฐานหลัก คือ e_t เป็น non-stationary หรืออีกนัยหนึ่งก็คือ x_t และ y_t ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว $(H_0 : \phi = 0)$

สมมติฐานรอง คือ e_t เป็น Stationary หรือกล่าวได้ว่า x_t และ y_t มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว $(H_1 : \phi < 0)$

2) Johansen Multivariate Cointegration Test

ตามวิธีการของ Jonansen และ Juselius เป็นวิธีการที่สามารถประยุกต์ใช้กับแบบจำลองที่มีตัวแปรมากกว่า 2 ตัวขึ้นไป และสามารถหาจำนวน cointegration vector ได้พร้อมๆ กัน โดยไม่ต้องระบุว่าตัวแปรใดเป็นตัวแปรต้น (dependent variable) หรือตัวแปรใดเป็นตัวแปรตาม (independent variable) การทดสอบจะอิงกับ vector autoregressive (VAR) model โดยเริ่มจากหาความยาวของตัวแปรล่าช้าที่เหมาะสม (leg length) ก่อน โดยมีวิธีที่นิยม 3 วิธี ได้แก่ Akaike Information Criterion (AIC), Likelihood Ratio Test (LR) และ Schwartz Bayesian Criterion (SBC) และขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของสมาการ แล้วทำการหารูปแบบสมการที่เหมาะสม ในการศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาเลือก Leg Length จากค่า AIC ที่ต่ำที่สุด (ภูมิฐาน, 2543) โดย

$$AIC = T*In(\sum) + 2N \tag{2.27}$$

โดยที่ T = จำนวนตัวอย่าง

$\sum$ = ค่า determinant ของ variance – covarience matrix of residual ของ แบบจำลอง VAR

N = จำนวนพารามิเตอร์ที่ใช้ประมาณค่าในแบบจำลอง VAR

จากนั้นทำการหาจำนวน cointegrating vector มีตัวทดสอบทางสถิติ 2 ชนิดที่ Johansen และ Juselius ได้แนะนำให้ใช้เพื่อทดสอบหาจำนวน cointegrating vector, r ใน VAR Model (รังสรรค์ หทัยเสรี, 2538)

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} r_i \Delta X_t, \Delta X_{t-1} - \prod X_{t-k} + \mu_t \tag{2.28}$$

โดยที่ $r_i = -I + \prod_1 + ... + \prod_i + (i = 1,...k-1)$ (2.29)

และ $\prod = I - \prod_1 - ... \prod_k$ (2.30)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ได้แก่ Trace Teat (λ_{trace}) และ Maximal Eigenvalue Test ($\lambda_{\max}$) ซึ่งสามรถแสดงตามลำดับได้ดังนี้

$$\wedge_1 (r,n) = -2In(Q) = -T\sum_{i=r+1}^{n} In(1-\lambda_i) \tag{2.31}$$

$$\wedge_2 (r,n) = -2In(Q) = -TIn(1-\lambda_{r+1}) \tag{2.32}$$

โดยมีสมมติฐานหลัก (H_0) คือ การมี unit root และสมมติฐานรอง (H_1) คือ คือตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์ระยะยาว

ในกรณีของ trace test นั้น สมมติฐานหลักที่ใช้ทดสอบคือ ตัวแปรใน VAR model มีจำนวน cointegrating vector อย่างมากเท่ากับ r เทียบกับสมมติฐานรองที่ว่า มีจำนวน cointegrating vector เท่ากับ r+1 มีข้อน่าสังเกตว่า โดยทั่วไปแล้ว maximal eigenvalue test มีคุณสมบัติในการทดสอบที่ดีกว่า trace test เนื่องจากสมมติฐานรองที่ตั้งไว้ว่าเท่ากับ r+1 นั้น ทำให้สามารถทราบจำนวน cointegrating vector ได้อย่างแน่นอน

ดังนั้นในการศึกษานี้จึงพิจารณาหาจำนวน cointegrating vector จากวิธี maximal eigenvalue test ($\lambda_{\max}$)

จากนั้นเมื่อได้สมการความสัมพันธ์ระยะยาว (cointegrating vector) เท่ากับ r จะทำให้ การ normalized cointegrating vector(s) เพื่อปรับค่าสัมประสิทธิ์ให้สอดคล้องกับรูปแบบสมการที่ต้องการ คือ ปรับให้สัมประสิทธิ์ของตัวแปรตามเท่ากับ 1 แล้วจะได้สมการความสัมพันธ์ระยะยาว (cointegrating vector) ของแบบจำลอง และทำการพิจารณาความถูกต้องของเครื่องหมายตัวแปรตามด้วยแบบจำลองที่ได้คาดการณ์ตามทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์

2.2.5 การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน

มีการทดสอบโคอินทิเกรชัน (cointegration) หลายรูปแบบที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูล Panel ที่ถูกพัฒนาให้มีความเหมาะสมมากขึ้นสำหรับการทดสอบ cointegration ของอนุกรมเวลา ซึ่งการศึกษานี้ได้ใช้การทดสอบของ Pedroni (1997, 2004) และ Kao (1990)

1) Pedroni Test

Pedroni (1997, 2004) ได้พัฒนาสถิติการทดสอบ residual-based สำหรับความสัมพันธ์ระยะยาวที่แตกต่างกันของ Panel โดยพิจารณาลักษณะเฉพาะของผลกระทบที่คงที่แนวโน้มภายใน และเช่นเดียวกับลักษณะเฉพาะของสัมประสิทธิ์ของความชัน ถ้าข้อมูลอยู่ภายใต้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

data generating process (DGP) ซึ่งถูกสมมติให้ในแต่ละส่วนของ Panel มีความแตกต่างกันในความสัมพันธ์ ดังนั้นสมมติฐานการทดสอบคือ

H_0 : ทุกส่วนในแต่ละ Panel มีความสัมพันธ์ระยะยาว

H_1 : มีบางส่วนใน Panel มีความสัมพันธ์ระยะยาว

โดยมีสมการการถดถอยคือ

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it} \tag{2.33}$$

สำหรับ $i = 1,...,N$, $t = 1,...,T$ เมื่อ X_{it} คือ column vector ของมิติ m สำหรับสมาชิกแต่ละตัว (i) และ β_t คือ row vector ของมิติ m สำหรับสมาชิกแต่ละตัว (i) ตัวแปร y_{it} และ X_{it} ถูกกำหนดให้เป็น $I(1)$ สำหรับสมาชิกของ i ในแต่ละ Panel และภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่า ไม่มีความสัมพันธ์ระยะยาว ส่วนตกค้าง (e_{it}) จะเป็น $I(1)$

2) Kao Test

การทดสอบของ Kao (1999) ได้พิจารณาบนพื้นฐานเดียวกับการทดสอบ Pedroni แต่ได้มีการสมมติค่าสัมประสิทธิ์ที่เหมือนกันในสมการถดถอยขั้นแรก Kao (1999) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริงโดยการใช้ least-Square dummy variable (LSDV) ในข้อมูล Panel และได้เสนอการทดสอบ residual-based สำหรับสมการความสัมพันธ์ระยะยาวในข้อมูล Panel และได้ศึกษาการทดสอบ Dickey-Fully (DF) และ Augmented Dickey-Fully (ADF) ในการทดสอบสมมติฐานของการไม่มีความสัมพันธ์ระยะยาว ดังนั้นผลการศึกษาของเขาได้เสนอว่าการทดสอบ ADF มีให้ความแน่นอนกว่าการทดสอบ DF เมื่อ σ มีขนาดใหญ่ จึงได้อธิบายเฉพาะการทดสอบ ADF

ให้ $y_{it} = \sum_{s=1}^{t} u_{is}$ และ $x_{it} = \sum_{s=1}^{t} \varepsilon_{is}$ เมื่อ u_{it} และ ε_{it} ถูกกำหนดให้เป็นตัวแปรอิสระ cross i ; ดังนั้น โมเดลของการถดถอยที่ไม่แท้จริงของ LSDV คือ

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \tag{2.34}$$

สำหรับ $i = 1,...,N$, $t = 1,...,T$

การทดสอบ ADF สามารถประยุกต์กับการใช้ส่วนตกค้างโดยพิจารณาสมการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \varphi_j \Delta\hat{e}_{it-j} + \upsilon_{itp}, \qquad (2.35)$$

เมื่อ p ถูกเลือก ดังนั้นส่วนตกค้าง υ_{ipt} จะไม่มีความสัมพันธ์อย่างต่อเนื่อง และ $\hat{e}_{it}$ เป็นค่าประมาณการของ e_{it} จากสมการ 40 ($y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it}$)

ด้วยสมมติฐานหลัก (null hypothesis) ที่ว่าไม่มีความสัมพันธ์ระยะยาว ค่าสถิติการทดสอบ ADF จะมีโครงสร้างเป็นดังนี้

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \sqrt{6N}\,\hat{\sigma}_{\upsilon}/2\hat{\sigma}_{0u}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{0\upsilon}/2\hat{\sigma}^2_{\upsilon} + 3\hat{\sigma}^2_{\upsilon}/10\hat{\sigma}^2_{0\upsilon}}}, \qquad (2.36)$$

เมื่อ t_{ADF} คือ t-statistic ของ ρ ในสมการ (2.35) ซึ่ง Kao (1999) ได้แสดงให้เห็นกว่าการ asymptotic distribution ของค่าสถิติ ADF จะปรับตัวเข้าสู่การแจกแจงแบบปกติ

3) Fisher Test

เช่นเดียวกับการทดสอบ unit root ในแนวคิดการรวมกันของ p-value ของแต่ละการทดสอบสามารถประยุกต์ใช้ในการทดสอบ cointegration สำหรับข้อมูล Panel การทดสอบของ Fisher ได้ถูกแนะนำโดย Maddala and Wu (1999) ซึ่งได้ปรับใช้ในการทดสอบของ Johansen ภายใต้สมมติฐาน cross-sectional independence ค่าสถิติและการแจกแจงจะเหมือนกับการอธิบายใน P_{MW} ในส่วนที่แล้ว

2.2.6 การทดสอบความนิ่งของตัวแปร (test of parameter constancy)

Swamy (1970) ได้เสนอขั้นตอนในการประมาณค่าของค่าสัมประสิทธิ์ในสมการถดถอย ซึ่งตัวแปรจะมีความแปรปรวนไปตามหน่วยของข้อมูลภาคตัดขวาง (cross sectional unit) แบบจำลองนี้จะแสดงให้เห็นทั้ง random intercept และ ความชันของตัวแปรที่แปรปรวนอยู่รอบค่าเฉลี่ย โดยตัวแปรสุ่มจะถูกพิจารณาในรูปของค่าเฉลี่ยที่เป็นบวกของตัวคลาดเคลื่อนซึ่งแสดงให้เห็นค่าเฉลี่ยที่คลาดเคลื่อนในแต่ละส่วน

สมการที่พิจารณาสามารถเขียนได้คือ

$$\underset{\overline{Tx1}.....(Tx\wedge).(\wedge x1).....(Tx1)}{y_i} = X_i\beta_i + u_i \qquad (2.37)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการที่...ค่าสัมประสิทธ์ของความชันที่มีความแปรปรวนภายใต้ cross i เขียนได้เป็น

$$\begin{bmatrix} \underline{y_1} \\ \underline{y_2} \\ \vdots \\ \underline{y_N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \underline{\overline{\beta}} + \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \ldots & 0 \\ \vdots & \vdots & . & \vdots \\ 0 & 0 & \ldots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \underline{u_1} \\ \underline{u_2} \\ \vdots \\ \underline{u_N} \end{bmatrix}, \tag{2.38}$$

หรือเขียนได้ในรูปแบบดังนี้

$$\underline{y} = X\underline{\overline{\beta}} + D\underline{\delta} + \underline{u} \tag{2.39}$$

ประสิทธิภาพของตัวประมาณการตามสมการที่ (2.38) การทดสอบอีกหลายส่วนถูกนำเสนอในการศึกษาของSwamy (1970) ซึ่งการทดสอบที่มีประสิทธิภาพที่สามารถนำไปใช้ในการศึกษานี้คือการทดสอบความเท่ากันระหว่างค่าสัมประสิทธิ์ที่คงที่ของเวกเตอร์ N และการถูกรบกวนโดยheteroskedastic โดยSwamy (1970) ได้นำเสนอการทดสอบทั้งสัมประสิทธิ์ของเวกเตอร์ $\underline{\beta_i}(i=1,\ldots,N)$ ที่ถูกทำให้นิ่ง และเท่ากันก่อนการประมาณทุกสมการค่าภายใต้สมมติฐาน

$$H_0 : \underline{\beta_1} = \underline{\beta_2} = \ldots = \underline{\beta_N} = \underline{\beta}$$
$$H_1 : \underline{\beta_1} \neq \underline{\beta_2} \neq \ldots \neq \underline{\beta_N} \neq \underline{\beta}$$

ค่าสถิติ homogeneity สามารถเขียนได้ดังนี้

$$H_\beta = \sum_{i=1}^{N} \frac{\left(\underline{b_i} - \underline{\hat{\beta}}\right)' X_i' X_i \left(\underline{b_i} - \underline{\hat{\beta}}\right)}{s_{ii}} \tag{2.40}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ซึ่ง $\underline{\hat{\beta}} = \left[\sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' X_i}{s_{ii}}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' X_i}{s_{ii}} \underline{b_i}$; $\underline{b_i} = \left(X_i' X_i\right)^{-1} X_i' \underset{\sim}{y_i}$; $s_{ii} = \frac{\underline{y_i}' M_i \underline{y_i}}{T - \Lambda}$ เป็นค่าประมาณการความเบี่ยงเบนของ σ_{ii} และ $M_i = I - X_i\left(X_i' X_i\right)^{-1} X_i'$ ภายใต้สมมติฐานของการกระจายเชิงเส้นกำกับของ H_β คือ χ^2 ซึ่ง $\Lambda(N-1)$ d.f. เป็นไปตาม $T \to \infty$ และ N ถูกกำหนดให้คงที่

2.3 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

หลังจากที่ Cassel (1916) ได้นำเสนอทฤษฎี PPP แล้ว ได้มีวรรณกรรมเชิงประจักษ์เป็นจำนวนมากที่ศึกษาเกี่ยวกับ PPP ดังนั้น เพื่อให้เห็นถึงวิวัฒนาการของการวิเคราะห์ PPP เราสามารถแบ่งวิวัฒนาการของการศึกษา PPP ออกเป็น 5 ระยะ คือ

2.3.1 การศึกษาความเสมอภาคของอำนาจซื้อตามวิธีการทดสอบทางสถิติแบบดั้งเดิม

วรรณกรรมเชิงประจักษ์ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อที่ผ่านมาจนถึงทศวรรษที่ 1970 ได้ใช้พื้นฐานของการทดสอบสมมติฐานแบบดั้งเดิม คือ การใช้แบบจำลองตามวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (ordinary least square: OLS) วรรณกรรมเชิงประจักษ์ของ Frenkel (1978) ได้ใช้แบบจำลอง OLS ทำการทดสอบกับข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนของเงินดอลลาร์สหรัฐ เงินปอนด์นของอังกฤษ และเงินฟรังก์ฝรั่งเศสระหว่างเดือนกุมภาพันธ์ ค.ศ. 1921 ถึงเดือนพฤษภาคม ค.ศ. 1925 รวม 51 เดือน ซึ่งในช่วงดังกล่าวประเทศต่างๆ ใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว และเป็นช่วงที่อัตราเงินเฟ้ออยู่ในระดับที่สูงมาก ซึ่งผลการทดสอบพบว่า ค่า β จะมีค่าเข้าใกล้ 1 (สมมติฐานหลัก คือ $\beta = 1$) ซึ่งก็คือ ยอมรับความเสมอภาคของอำนาจซื้อ โดยจะแสดงในนัยสำคัญของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาว

อย่างไรก็ตาม แนวคิดนี้ได้ถูกโต้แย้งหลายประการ คือ ประการแรก Frenkel ไม่ได้สนใจในตัว error term หรือ residual ดังนั้น เขาจึงไม่ได้ตรวจสอบคุณสมบัติ stochastic ของ residual นอกจากนั้น ยังไม่ได้ทดสอบความนิ่งของข้อมูล (stationary) ซึ่งในปัจจุบันเราทราบว่า ความความนิ่งของตัว residual เป็นสิ่งที่จำเป็นสำหรับการทดสอบสมมติฐาน ซึ่งสมมติฐานจะถูกปฏิเสธถ้าผลกระทบ (shocks) ที่มีผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีอยู่อย่างถาวร ซึ่งจะเป็นการปฏิเสธความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ประการที่สอง จากสาเหตุของเศรษฐกิจในขณะนั้นที่มีอัตราเงินเฟ้ออยู่ในระดับสูงมากความเสมอภาคของอำนาจซื้อ จะถูกปฏิเสธ ซึ่ง Frankel ได้โต้แย้งว่า การปฏิเสธความเสมอภาคของอำนาจซื้อ อาจจะมาจากผลกระทบ (shocks) ที่แท้จริงเพียงชั่วคราว แต่ระดับราคาในตลาดสินค้ายังคงที่ ดังนั้น แนวโน้มการปรับตัวเข้าสู่ความเสมอภาคของอำนาจซื้อ จะเป็นไปได้หรือคาดคะเนได้ในระยะยาว

อย่างไรก็ตาม เมื่อใช้วิธีดังกล่าวทำการทดสอบในช่วงที่ใช้ระบบ Bretton Woods หรือในช่วงที่อัตราเงินเฟ้อไม่สูง กลับพบว่าจะปฏิเสธทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ เนื่องจากวิธีการทดสอบสมมติฐานแบบดั้งเดิมนี้มีข้อบกพร่องหลายประการ คือ ประการแรก การทดสอบการถดถอย (regression) ดังกล่าวข้างต้นไม่สามารถใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาสัมพัทธ์ (relative prices) และอัตราแลกเปลี่ยนได้ เนื่องจาก ตัวแปรทั้งสองนั้นเป็นตัวกำหนดซึ่งกันและกัน (simultaneously determined) และมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) หรือมี unit root อยู่ใน error term

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ในการทดสอบสมมติฐาน $\beta = 1$ ในสมการ ผลที่ได้จะเกิดปัญหาความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งหมายถึงผลลัพธ์ที่ได้จากการทดสอบสมมติฐานมีความไม่แน่นอน และขาดความน่าเชื่อถือ เพราะแม้ว่าค่า R-Square (R^2) และ T-statistic จะมีค่าสูง และแสดงนัยสำคัญ แต่ค่า Durbin-Watson (DW) กลับมีค่าค่อนข้างต่ำ จึงทำให้ไม่สามารถอธิบายถึงความสัมพันธ์อย่างเป็นเหตุเป็นผล (casual relationship) ระหว่างตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนและราคาสัมพันธ์ได้

อย่างไรก็ตาม ในช่วงเวลาดังกล่าวเป็นช่วงที่ยังไม่มีวิธีการทางเศรษฐมิติ (econometric) ใหม่ๆ เกิดขึ้น และยังไม่มีเครื่องมือทางทฤษฎีที่จะแยกระหว่างผลที่แท้จริงในระยะสั้นและระยะยาว รวมทั้งการที่ไม่มีแบบจำลองการกำหนดการปรับตัวทางพลวัตร (dynamic) ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ โดยสรุป ปัญหาสำคัญของงานวิจัยในช่วงนี้คือ การไม่ได้ตรวจสอบความนิ่ง (stationary) ของ residual ของข้อมูลอนุกรมเวลาในสมการ

2.3.2 การศึกษาความเสมอภาคของอำนาจซื้อตามสมมติฐาน Random Walk ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

จากการที่ไม่สามารถใช้วิธีการทดสอบสมมติฐานทางสถิติแบบดั้งเดิมกับข้อมูลอนุกรมเวลาตามที่กล่าวในหัวข้อที่ผ่านมา จึงได้มีการพัฒนางานวิจัยเพื่อใช้ทดสอบสมมติฐาน คือความเสมอภาคของอำนาจซื้อจะเป็นจริงในระยะยาว

ซึ่งในความเป็นจริงพบว่า ภายหลังระบบ Bretton Woods อัตราแลกเปลี่ยนเคลื่อนไหวได้อย่างเสรี ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนจะกระจายเป็นกลุ่มๆ (random walk) จึงเป็นการยากที่จะปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพ (mean reversion) ซึ่ง Roll (1979) ได้ให้เหตุผลว่า เนื่องจากอัตราแลกเปลี่ยนมีลักษณะคล้ายกับการเปลี่ยนแปลงของราคาสินทรัพย์ ซึ่งคาดการณ์ราคาได้ค่อนข้างยาก ดังนั้น อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินที่เปลี่ยนแปลงไปตามราคาตลาด จึงมีลักษณะกระจัดกระจาย (random walk) ตามค่าของความแตกต่างของผลประโยชน์ที่เป็นตัวเงิน (nominal interest) หรือ ความเสี่ยง (risk premium) ที่ได้รับ

จากสมมติฐานหลักของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีลักษณะเป็น Random Walk หรือที่กล่าวโดยทั่วไปคือ มีส่วนประกอบของ unit root และสิ่งที่สำคัญที่สุดคือ การคำนวณช่วงความเชื่อมั่นแบบดั้งเดิมภายใต้สมมติฐานของความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่เหมาะสม

งานวิจัยที่เกี่ยวกับวิธีการทดสอบ Random Walk ที่ผ่านมามีหลายวิธี แต่วิธีการที่ใช้มากที่สุด คือ วิธีการทดสอบของ Dickey - Fuller และ Augmented Dickey – Fuller งานวิจัยของ Meese และ Rogoff (1988) ได้นำเอาวิธีการทดสอบของ Dickey – Fuller ไปใช้กับการทดสอบข้อมูลในช่วงของการใช้อัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว โดยใช้ข้อมูลรายเดือนของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างเงินดอลลาร์/ปอนด์ ดอลลาร์/เยน และ ดอลลาร์/มาร์ก ระหว่าเดือนกุมภาพันธ์ ค.ศ.

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1974 ถึงเดือนมีนาคม ค.ศ. 1986 ซึ่งผลปรากฏว่าจะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานของ Unit Root ที่ว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเป็น Random Walk ได้

สำหรับกรณีของการใช้ระบบค่าเงินคงที่ ผลที่ได้จะแตกต่างกัน โดยงานวิจัยของ Mark (1990) ที่ใช้การทดสอบของ Dickey – Fuller ทำการทดสอบโดยใช้ข้อมูลระหว่างปี ค.ศ. 1973 – 1988 ของอัตราแลกเปลี่ยนภายในกลุ่มประเทศยุโรป ผลที่ได้คือ ถึงแม้จะมีเพียงอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเบลเยียม/มาร์กเยอรมันเท่านั้น ที่มีความใกล้เคียงอย่างมากที่จะปฏิเสธสมมติฐาน Random Walk ที่ระดับนัยสำคัญ 5%

งานวิจัยของ Chowdhury และ Sdoghati (1993) ได้ทำการทดสอบกับข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนของเงินสกุลภายในประเทศยุโรปที่มีต่อเงินสกุลมาร์ก โดยไม่ใช้อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินยุโรปกับเงินดอลลาร์ ในช่วงระหว่างปี ค.ศ. 1979 – 1990 ซึ่งเป็นช่วงที่เกิด EMS แล้ว ซึ่งผลที่ได้รับพบว่าจะปฏิเสธสมมติฐาน Random Walk ซึ่งมีสาเหตุเนื่องมาจากความแตกต่างของระบบการเงินในพฤติกรรมของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ และระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัว

สำหรับปัญหาของนักวิจัยที่เกี่ยวกับการทดสอบ Random Walk คือ ประสิทธิภาพในการปฏิเสธสมมติฐาน Random Walk เนื่องมาจากผลของงานวิจัยจำนวนหนึ่ง พบว่ามีสาเหตุเนื่องมาจากความล่าช้าของการปรับตัวเข้าสู่ความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ของอัตราแลกเปลี่ยน และจากการที่อาจมีข้อมูลในการทดสอบน้อยเกินไป จึงทำให้ผลการทดสอบ Random Walk ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานได้ ดังเห็นได้จากงานวิจัยที่ทำการทดสอบในช่วงหลังของ Bretton Woods นั้นยังเป็นช่วงที่มีข้อมูลไม่มาก จึงทำให้ประสิทธิภาพในการปฏิเสธสมมติฐานลดลง

2.3.3 การศึกษาความเสมอภาคของอำนาจซื้อด้วยข้อมูลระยะยาว (long span studies)

จากสาเหตุของการที่ข้อมูลในการทดสอบมีจำนวนน้อยเกินไป ดังนั้น จึงได้มีการศึกษาว่าจะต้องใช้ข้อมูลมากเพียงใดในการปฏิเสธสมมติฐาน Random Walk และมีเหตุผลที่จะยอมรับสมมติฐานรอง (alternative hypothesis) ซึ่งก็คือ การยอมรับว่าข้อมูลเป็น stationary งานวิจัยของ Lothian และ Taylor (1996) ได้ใช้ข้อมูลระยะเวลา 200 ปี ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่าง dollar – pound (ค.ศ. 1791 - 1990) และ franc – pound (ค.ศ. 1803 - 1990) ซึ่งจากการทดสอบโดยการใช้ข้อมูลหลังจาก Bretton Woods พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐาน Random Walk ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงได้ แต่การใช้ตัวอย่างข้อมูลทั้งหมดตลอดช่วงเวลา จะสามารถปฏิเสธสมมติฐาน Random Walk ได้โดยง่าย ดังนั้น Lothian และ Taylor จึงสรุปว่า มีหลักฐานแสดงว่า ในช่วงของการใช้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ จะมีการเบี่ยงเบนต่อ unit root ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยสรุปคือ มีผลกระทบอย่างน้อย 1 ประการ ที่แตกต่างกันระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ และอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัว คือ ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ การเบี่ยงเบนจากความเสมอภาคของอำนาจซื้อ จะถูกแยกออกจากการปรับตัวของระดับราคาในประเทศ ส่วนอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวนั้น สมการ error correction คือ แนวคิดของการปรับตัวเข้าสู่ความเสมอภาคของอำนาจซื้อโดยผ่านอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินที่มีทิศทางตรงข้ามกับราคา

มีข้อพึงระวังสำหรับปัญหาในการเลือกตัวอย่าง หรือผลที่เรียกว่า survivorship bias ของการใช้ข้อมูลระยะยาวในการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อโดยเฉพาะกับประเทศที่ไม่มีข้อมูลอนุกรมเวลาในระยะยาว ซึ่งสำหรับประเทศที่ร่ำรวยแล้วจะไม่มีผลเรื่องดังกล่าว สำหรับประเทศที่เพิ่งเจริญเติบโตและมีอัตราการเจริญเติบโตที่สูง หรือ ประเทศที่เคยร่ำรวยในอดีต เช่น อาร์เจนติน่า นั้นไม่เคยมีกรณีศึกษามาก่อน ซึ่งในการทดสอบกับประเทศเหล่านี้อาจจะประมาณการราคาสัมพัทธ์ที่รวมเอา nontraded goods ไว้ด้วย ซึ่งทำให้การเปลี่ยนแปลงของราคาค่อนข้างผันผวน และผลการทดสอบจะทำให้ไม่ยอมรับในความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ดังนั้น การเลือกตัวอย่างจึงเป็นสิ่งสำคัญ

อย่างไรก็ตาม การศึกษาโดยใช้ข้อมูลระยะยาวเป็นเรื่องที่มีการวิจารณ์ในงานวิจัยเป็นจำนวนมาก โดยข้อวิจารณ์หนึ่งก็คือข้อมูลที่มีระยะยาวนั้น จะประกอบไปด้วยการใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนหลายอัตรา ดังนั้น เมื่อมีปัจจัยที่แท้จริงมากระทบ (real shock) มันจะทำให้ดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงนั้นเปลี่ยนแปลงไปและเหตุผลของการไม่จำเป็น (necessary evil) ต่อการศึกษาโดยใช้ข้อมูลระยะยาว

2.3.4 งานวิจัยความเสมอภาคของอำนาจซื้อด้วยโคอินทิเกรชัน

Engel และ Granger (1987) เป็นผู้พัฒนาวิธีโคอินทิเกรชัน (cointegration) เพื่อใช้ทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาว ของกลไกการปรับตัวที่ไม่อาจคาดคะเนได้ ซึ่งต่อมาได้นำมาใช้ในการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ

แนวคิดในการวิเคราะห์ cointegration ตามวิธีของ Engel และ Granger ที่เรียกว่า two-step procedure นั้นบอกให้ทราบว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่เป็นส่วนประกอบเชิงเส้น (linear combination) และมีคุณสมบัติเป็น nonstationary 2 ชุด หากพบว่าค่า integrate ในลำดับเดียวกันของอนุกรมเวลาทั้งสองนั้นนิ่ง (stationary) ในระดับเดียวกัน แสดงว่าข้อมูลทั้งสองชุดมีความสัมพันธ์ระหว่างกัน ซึ่งแสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลา nonstationary ชุดหนึ่งจะมีผลถึงข้อมูลอนุกรมเวลา nonstationary อีกชุดหนึ่ง และตัวแปรทั้งสองจะมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว โดยเงื่อนไขสำคัญของการยอมรับความเสมอภาคของอำนาจซื้อคือ การตรวจสอบความผิดพลาดไปจากดุลยภาพ (equilibrium error) ซึ่งความผิดพลาด (equilibrium error) ดังกล่าวจะต้องมีความนิ่งตลอดช่วงเวลา ทั้งนี้จากความสัมพันธ์ดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (nominal exchange

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

rate) และราคาสัมพันธ์ (relative price) จะมีแนวโน้มไปในทิศทางเดียวกัน หากค่า equilibrium error ไม่มีความนิ่งอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน และราคาสัมพันธ์ จะมีแนวโน้มที่ค่อนข้างแน่นอนที่จะเบี่ยงเบนออกไปจากกัน

อย่างไรก็ตาม วิธีของ Engel และ Granger เป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพน้อย เพราะจะพิจารณาสมการ cointegration ได้ครั้งละสมการเท่านั้น ซึ่งต้องกำหนดตัวแปรหนึ่งทางด้านซ้ายของสมการ และอีกตัวแปรหนึ่งทางด้านขวาของสมการ ซึ่งการกำหนดเช่นนี้หากมีการสลับข้างของตัวแปร อาจทำให้มีผลที่แตกต่างกัน ดังนั้น Johansen (1991) จึงได้พัฒนาวิธีการ cointegration ที่เรียกว่า multivariate cointegration มาใช้เพื่อแก้ไขข้อบกพร่องเรื่องการพิจารณาสมการเพียงสมการเดียว โดยวิธีการของ Johansen สามารถใช้ได้ครั้งละหลายๆสมการ และมีขั้นตอนการตรวจสอบทุกสมการ โดยการสลับตัวแปรแต่ละตัวให้เป็นตัวแปรตาม โดยดำเนินการภายใต้ตัวแบบ vector autoregressive (VAR) และนอกจากนั้น Johansen ได้เสนอวิธี one-step full-information maximum likelihood (LM) เพื่อแก้ไขข้อบกพร่องของการคำนวณ OLS สองครั้ง หรือ two-step procedure ซึ่งอาจทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนอันเกิดจากการคำนวณในครั้งที่หนึ่งจะมีผลไปสู่การคำนวณครั้งที่สองด้วย

สำหรับงานวิจัยที่ประยุกต์ใช้วิธี cointegration ในการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ นั้น ได้แก่ งานวิจัยของ Cheung และ Lai (1993a) ที่ใช้ข้อมูลรายเดือนระหว่างเดือนมกราคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 1989 ที่ประกอบด้วย CPI WPI และ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินระหว่างเงิน 5 สกุลกับสกุลดอลลาร์สหรัฐ ของ 5 ประเทศ คือ สหราชอาณาจักร ฝรั่งเศส เยอรมนี สวิตเซอร์แลนด์ และแคนาดา (กรณีของประเทศฝรั่งเศส ข้อมูล WPI ใช้ข้อมูลระหว่าเดือนมกราคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 1986) โดยใช้การทดสอบตามวิธีของ Johansen (1991) ซึ่งผลลัพธ์ที่ได้คือ การยอมรับสมมติฐานของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ สำหรับการตรวจสอบ error term ของราคา ส่วนการทดสอบตามเงื่อนไข symmetry และ proportional นั้นไม่พบนัยสำคัญ ซึ่ง Cheung และ Lai กล่าวว่า สาเหตุที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐาน nocointegration ได้เนื่องจากข้อมูลรายเดือนที่ใช้มีสหสัมพันธ์ระหว่างกันสูง (positive serial correlation) และทำให้มีการเบี่ยงเบนออกจากค่าเฉลี่ย ในขณะที่เมื่อเปรียบเทียบกับงานวิจัยที่ใช้ข้อมูลรายปี (annual data) ที่มีระยะเวลายาวเช่น งานวิจัยของ Abauf และ Jorion (1990), Ardeni และ Lubian (1991) และ Diebold Husted และ Rush (1991) ที่จะปฏิเสธสมติฐานของ nocointegration ได้ดีกว่า

นอกจากนี้ยังมีงานวิจัยของ Fisher และ Park (1991), Cheung และ Lai (1993a), Kugler และ Lens (1993), Giovanetti (1992) และ Breuer (1994) ที่ใช้แนวทางเดียวกัน ซึ่งงานวิจัยเหล่านี้ได้แสดงให้เห็นถึงการใช้ข้อมูลหลายๆประเภท และมีผลลัพธ์ที่สรุปได้คือ ประการแรก จะมีแนวโน้มการปฏิเสธสมมติฐาน Nocointegration ของคู่อัตราแลกเปลี่ยนในช่วงของการใช้อัตรา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แลกเปลี่ยนลอยตัว น้อยกว่าในช่วงการใช้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ ซึ่งผลที่ได้แสดงให้เห็นแล้วในเรื่องของการทดสอบ random walk (โดยใช้ข้อมูลระยะยาว) ประการที่สอง การทดสอบโดยใช้ CPI มีส่วนประกอบของ nontreaded goods อยู่มากกว่า WPI ในขณะที่ WPI มีแนวโน้มของน้ำหนักในสินค้าอุตสาหกรรมมากกว่า CPI และประการที่สาม หลังจากระบบ Bretton Wood ระบบอัตราแลกเปลี่ยนที่ใช้คือ อัตราแลกเปลี่ยนลอยตัว ดังนั้น ตามวิธี Trivariate (ซึ่งก็คือ p และ p^* แยกจากกัน) จะปฏิเสธสมมติฐานของ nocointegration มากกว่าวิธี bivariate (ซึ่งรวม p และ p^*) หรือการทดสอบ random walk (ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ p และ p^* ถูกกำหนดให้เป็น 1) ดังนั้น ข้อกำหนดเงื่อนไข symmetry และ proportional ที่ไม่สมบูรณ์ (weaken) จะทำให้ residual มีแนวโน้มที่จะ stationary อย่างมาก

อย่างไรก็ตาม ในการทดสอบ cointegration ยังมีปัญหาคือ การประมาณค่าของ μ และ μ^* ซึ่งให้ผลลัพธ์ที่แตกต่างกันอย่างมาก ถึงแม้จะเป็นการศึกษาในช่วงปัจจุบัน ที่ใช้อัตราแลกเปลี่ยนลอยตัว ยกตัวอย่างเช่น งานวิจัยของ Cheung และ Lai ที่พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของ CPI ที่ได้มีค่าอยู่ระหว่าง 1.03 ถึง 2.54 และของ WPI มีค่าอยู่ระหว่าง 0.3 ถึง 11.04 ซึ่งจะเห็นได้ว่าค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้มีค่ามากกว่า 1 ดังนั้นการใช้ข้อกำหนด symmetry จะช่วยลดช่องว่างดังกล่าว

จากเหตุผลดังกล่าวทำให้พบว่า เป็นการยากที่จะประเมินค่า μ โดยมีผลของ bias อยู่มาก ซึ่งงานวิจัยของ Bryant และ Ceechetti (1993) ได้พยายามวัดขนาดของ weight-bias โดยเปรียบเทียบกับเงินเฟ้อ (คือ CPI) ซึ่งอัตราเงินเฟ้อจะเป็นส่วนประกอบที่ปะปนอยู่ข้ามไปมาระหว่างสินค้าที่รวมอยู่ใน CPI จากการประมาณค่าของเขา weight-bias จะมีผลทำให้เงินเฟ้อมีค่าสูงกว่าความเป็นจริงประมาณ 0.6% ต่อปีต่อ CPI และประมาณ 0.35% ต่อปีต่อการใช้จ่ายบุคคลใน GDP Deflator งานวิจัยของ Lebow, Lobert และ Stockton (1992) ได้พยายามประมาณค่าขนาดของ bias ที่มาจาก new goods และพบว่ามันนำไปสู่การที่เงินเฟ้อสูงกว่าความเป็นจริง 0.5% ต่อปี ดังนั้น จากการวัดผลรวมของ error bias จาก bias ทั้งสองตัวดังกล่าวได้พบว่าทำให้เงินเฟ้อที่คิดจาก CPI เพิ่มขึ้น 1% ต่อปี ดังนั้น ถ้าเกิดเงินเฟ้อเฉลี่ยอยู่ที่ 5% ผลจะทำให้ ϕ เพิ่มขึ้น 1 ถึง 1.2 ซึ่งมีนัยทำให้ $\mu = 0.83$ ซึ่งสรุปได้ว่ามี bias ที่ไม่เหมือนกันใน Treaded Goods Index ซึ่งจะมีผลต่อการทำให้ μ เข้าสู่ 1

จากผลของช่วงห่าง (wide-ranging) ของค่าสัมประสิทธิ์ ดังที่กล่าวข้างต้น จึงเป็นการยากที่จะแปรผลของการทดสอบ cointegration ที่ทำให้ไม่มีความหมายทางเศรษฐศาสตร์ ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่าเป็นผลของ bias จากการประมาณค่าตัวอย่างที่มีขนาดเล็ก ซึ่งงานวิจัยของ Banerjee (1986) ได้ทดสอบโดยใช้ตัวอย่างที่จำกัดในช่วงภายหลังระบบ Bretton Woods ที่ใช้อัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวและให้ผลลัพธ์ที่มีค่า $R^2 \langle 0.95$ ซึ่งเป็นค่าที่ค่อนข้างต่ำ ดังนั้นจึงเห็นได้ว่าความผิดพลาดที่เกิดขึ้นอาจมาจากการใช้ตัวอย่างขนาดเล็กในการทดสอบ ซึ่งหากใช้ตัวอย่างที่มี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ระยะเวลายาวนานขึ้น และอัตราแลกเปลี่ยนที่ใช้เป็นอัตราแลกเปลี่ยนที่คงที่ bias จะมีผลเพียงเล็กน้อย

จากงานวิจัยที่กล่าวมาข้างต้นจะเห็นได้ว่าการทดสอบยูนิทรูทและโคอินทิเกรชันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงส่วนใหญ่จะถูกเผยแพร่ในช่วงหลังทศวรรษ 1980 และข้อมูลที่ใช้ก็ใช้ข้อมูลในช่วงหลังจากระบบ Bretton Woods ดังนั้น การกระจายของข้อมูลก็มีอยู่ในช่วงประมาณ 15 ปี หรืออยู่ในช่วงหลังการลอยตัวของค่าเงินตั้งแต่ปี ค.ศ. 1973 เป็นต้นมา ดังนั้น จึงมีความเป็นไปได้ที่จะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (null hypothesis) ใน random walk ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

อย่างไรก็ตาม การทดสอบโคอินทิเกรชัน ก็ยังเป็นวิธีที่ให้ผลน่าเชื่อถือ เมื่อใช้ในการประมาณตัวอย่างที่มีระยะเวลายาวนาน โดยเฉพาะข้อมูลในช่วงก่อน Bretton Woods ยกตัวอย่างเช่นงานวิจัยของ Kim (1990)

Kim (1990) ได้ใช้ WPI และ CPI ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินตรา 5 สกุลกับเงินดอลลาร์สหรัฐ คือ แคนาดา ฝรั่งเศส อิตาลี ญี่ปุ่น และ สหราชอาณาจักร ระหว่างปี ค.ศ. 1990-1987 ซึ่งให้ผลที่ได้คือการปฏิเสธสมมติฐานว่าไม่มีโคอินทิเกรชัน และยังพบว่าค่าสัมประสิทธิ์มีค่าเข้าใกล้ 1 ในทุกๆกรณี ยกเว้น แคนาดา โดย Kim ได้ Run สมการ cointegration regression และได้ค่าสัมประสิทธิ์ของ CPI และ WPI คือ ฝรั่งเศส 0.99 และ0.98 อิตาลี 0.99 และ 0.98 ญี่ปุ่น 1.00 และ 0.98 สหราชอาณาจักร 0.96 และ 1.00 และแคนาดา 0.73 และ 0.55 โดยได้ค่า R^2 สูงในทุกๆ Regression (ค่าเฉลี่ยประมาณ 0.96) ยกเว้นแคนาดา

A.Razzaghipour, G.A.Fleming และ R.A.Heaney (2000) ซึ่งได้ทำการทดสอบ PPP ที่ใช้อธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาว โดยใช้งานวิจัยของ Cheung และ Lai (1993) ทดสอบกับประเทศในเอเชีย 5 ประเทศ คือ อินโดนีเซีย มาเลเซีย เกาหลีใต้ และไทยโดยใช้ความเสมอภาคของอำนาจซื้อในรูปของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบสมบูรณ์ (absolute PPP) และใช้การทดสอบข้อมูลรายไตรมาสระหว่างปี 1972 ถึงปี 1997 โดยใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินเมื่อเทียบกับดอลลาร์สหรัฐ และดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) โดยใช้วิธีของ Johansen มีผลของการทดสอบสนับสนุนความเสมอภาคของอำนาจซื้อเพียงบางประเทศเท่านั้น เหตุผลที่เป็นเช่นนั้นเพราะอัตราแลกเปลี่ยนและอัตราเงินเฟ้อมีความสัมพันธ์ต่อกันในระยะยาว ซึ่งในกรณีงานวิจัยนี้ได้ใช้ error correction model (ECM) เป็นแบบจำลองในการพิจารณาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนแล ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศเหล่านี้ โดยมีสมมติฐานว่า อัตราเงินเฟ้อของสหรัฐอเมริกาเป็นตัวแปรภายนอก (exogenous) ที่มีผลกระทบต่อประเทศที่ใช้ทดสอบ ซึ่งผลการทดสอบพบว่า อัตราแลกเปลี่ยนจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม ในขณะที่ CPI จะมี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และผลของดัชนีราคาผู้บริโภค ของสหรัฐอเมริกาจะมีผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศอินโดนีเซีย และ CPI ของเกาหลีใต้

Choong, Poon, Habibullah and Yusop (2003) ที่ได้ทำการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อกับ 5 ประเทศในกลุ่มอาเซียน คือ อินโดนีเซีย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ระหว่างเดือนมกราคมของปี ค.ศ. 1983 ถึงเดือนกันยายน ค.ศ. 2003 โดยใช้รูปแบบของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบสมบูรณ์ (Absolute PPP) โดยใช้วิธีการทดสอบ 3 วิธี คือ วิธีแรก bivariate cointegration ของ Engle-Granger วิธีที่สองเป็นการทดสอบ Multivariate Cointegration ของ Johansen-Juselius และวิธีการสุดท้ายเป็นการวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนลของ Gujarati (2003) ซึ่งผลการทดสอบทั้งสามวิธีพบว่า วิธี bivariate cointegration จะไม่สนับสนุนความเสมอภาคของอำนาจซื้อในทุกๆประเทศที่ทำการทดสอบ ในขณะที่วิธี multivariate cointegration และ panel data analysis นั้นสนับสนุนความเสมอภาคของอำนาจซื้อ

Allsopp and Zurbruegg (2003) ได้ประยุกต์ใช้แนวคิดความสัมพันธ์ระยะยาวในการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในช่วงวิกฤติระหว่างปี ค.ศ. 1990 ถึงปี ค.ศ. 2002 ในประเทศอาเซียน ผลการศึกษาแสดงให้เห็นถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (PPP) เนื่องด้วยอยู่ในช่วงวิกฤติจึงพบเพียงการเคลื่อนที่ในแนวโน้มระยะยาวเท่านั้น ส่วนKargbo (2003) ได้ทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อระยะยาวในแอฟริการะหว่างปี ค.ศ. 1980 ถึงปี ค.ศ. 1997 โดยใช้เทคนิคการทดสอบ cointegration ของ Johansen และerror correction model ซึ่งการศึกษานี้ได้พบหลักฐานการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ

อย่างไรก็ตามผลการศึกษาจากแนวคิดนี้ให้ผลที่ยังไม่ยืนยันแน่นอนในการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ แม้ว่าบางการศึกษาจะพบการสนับสนุนการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ แต่ผลการศึกษาจำนวนมากกลับให้ผลที่แตกต่างออกไป Coakley and Fuertes (1997) and Baharumshah and Ariff (1997) ไม่สามารถยืนยันในความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและระดับราคา ส่วน Weliwita (1998) ได้ทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวโดยใช้การวิธีทดสอบของ Engle and Granger two-step และ Johansen and Juselius multivariate ในข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนและระดับราคาของประเทศในอาเซียนจำนวน 6 ประเทศ ตั้งแต่เดือนที่ 1 ปี ค.ศ. 1981 ถึงเดือนที่ 12 ปี ค.ศ. 1994 ซึ่งไม่พบความสัมพันธ์ระยะยาวและการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ สำหรับงานวิจัยความเสมอภาคของอำนาจซื้อที่เกี่ยวกับประเทศไทย และกลุ่มประเทศอาเซียนมีงานของ สมชาย หาญหิรัญ และดวงใจ อภิรัตน์สกุล (2541) เป็นงานที่ทดสอบแนวคิดความเสมอภาคของอำนาจซื้อโดยใช้อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทเทียบกับสกุลเงินสำคัญอื่นๆ ของบางกลุ่มประเทศ โดยกลุ่มประเทศอาเซียนคือ อินโดนีเซีย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ และสิงคโปร์ โดยใช้ข้อมูลดัชนีราคา ระหว่างปี พ.ศ. 2510 ถึงปีพ.ศ. 2539 เป็นตัวคำนวณอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้วิธีการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ทดสอบ cointegration และ error correction model (ECM) โดยในการทดสอบจะมีการทดสอบ 2 ส่วน คือ ส่วนแรกเป็นการทดสอบตามแนวคิดเดิมของ PPP ที่ใช้ระดับราคาเพียงอย่างเดียวมาใช้ทดสอบ และส่วนที่สองโดยการนำเอาต้นทุนในการแลกเปลี่ยนสินค้า (transaction cost) มาพิจารณาด้วย โดยใช้แนวคิดของ Seru Uppal และ Van Hulle (1995) ที่เสนอว่า การนำเอาต้นทุนการแลกเปลี่ยนสินค้ามาพิจารณาในการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนตามแนวคิดของความเสมอภาคของอำนาจซื้อจะให้ภาพที่ชัดเจนและถูกต้องกว่าการทดสอบ ที่ไม่ได้พิจารณาตัวแปรดังกล่าว ซึ่งผลของการทดสอบสนับสนุนความเสมอภาคของอำนาจซื้อระหว่างไทยกับอินโดนีเซีย และไทยกับฟิลิปปินส์ และปฏิเสธความเสมอภาคของอำนาจซื้อระหว่างไทยกับมาเลเซีย และ ไทยกับสิงคโปร์

จากที่กล่าวมาข้างต้นได้ทำให้นักวิจัยพบความจริงที่ว่า การทดสอบพฤติกรรมของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงจะต้องใช้ข้อมูลระยะยาว หรือเพื่อเป็นการเพิ่มประสิทธิภาพในการทดสอบโดยใช้ข้อมูลในช่วงเดียวกัน (เช่นตั้งแต่ปี ค.ศ. 1973) ก็ต้องเป็นการทดสอบยูนิทรูทโดยการใช้ร่วมกับวิธีพาแนลของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของหลายๆประเทศ

2.3.5 งานวิจัยความเสมอภาคของอำนาจซื้อด้วยข้อมูลพาแนล

การศึกษาข้อมูลแบบพาแนล เป็นการนำแนวคิดของการทดสอบยูนิทรูทของข้อมูลอนุกรมเวลา (time series data) และข้อมูลในภาคตัดขวาง (cross section data) มาทำการศึกษา โดยมีเหตุผลประการแรก เพื่อลดการรบกวน (interference) ที่มีอยู่จากการทดสอบยูนิทรูทและโคอินทริเกรชัน ประการที่สองเพื่อเป็นการเพิ่มจำนวนของข้อมูลให้มีมากขึ้น

จากห้อข้อการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ด้วยการใช้ข้อมูลระยะยาวนั้น เราพบว่าจะกระทำได้กับประเทศที่มีการเก็บข้อมูลในระยะยาว เช่น ประเทศอุตสาหกรรมหรือประเทศที่พัฒนาแล้ว แต่วิธีการดังกล่าวไม่สามารถใช้กับประเทศที่มีข้อมูลเพียงระยะสั้น เช่น ประเทศที่เกิดใหม่ได้ ดังนั้น จึงได้มีงานวิจัยที่คิดค้นวิธี Panel data ขึ้น เพื่อเพิ่มจำนวนของตัวอย่างให้มากยิ่งขึ้น เพื่อชดเชยกับระยะเวลาที่มีระยะสั้น

วิธีที่จะทำให้มีข้อมูลมากขึ้นสามารถกระทำได้ 2 ประการ คือ ประการที่หนึ่งการเพิ่มจำนวนสกุลเงินที่ใช้ในการคำนวณให้มากขึ้น (N>1) และกรณีที่สองคือ การใช้ข้อมูลที่มีระยะเวลายาวขึ้น (T มากขึ้น) ซึ่งได้กล่าวมาแล้วในหัวข้อการศึกษาด้วยข้อมูลระยะยาว

แต่จากการที่ประเทศที่เกิดใหม่ยังไม่มีข้อมูลระยะยาว ดังนั้นการเพิ่มขนาดของตัวอย่างให้มากขึ้น โดยการนำเอาข้อมูลอนุกรมเวลา (T) และข้อมูลภาคตัดขวาง (N) มาใช้ในการวิเคราะห์ ยกตัวอย่างเช่น การเพิ่มจำนวนของสกุลเงินที่ใช้ในการทดสอบให้มาขึ้นคือเงิน 4 สกุล (N=4) โดยเงินแต่ละสกุลจะใช้ข้อมูล 18 ปี (T=18) ก็จะได้ข้อมูลที่มี 72 ตัวอย่างเช่นกัน

ดังนั้นนับตั้งแต่ต้นทศวรรษ 2000 เป็นต้นมา มีงานวิจัยเป็นจำนวนมากที่ใช้ข้อมูลพาแนล และได้พัฒนาการใช้ข้อมูลร่วมกันระหว่างข้อมูลอนุกรมเวลาและข้อมูลภาคตัดขวาง โดย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

หวังว่าการรบกวนที่มีอยู่ในการทดสอบยูนิทรูทและโคอินทริเกรชัน จะหมดไป ซึ่งการทดสอบยูนิทรูท นั้น จะมีประสิทธิภาพต่ำสำหรับการใช้ข้อมูลในระยะสั้น และโดยเฉพาะกับข้อมูลอนุกรมเวลาเดี่ยว (single time series) เพราะข้อมูลดังกล่าวมีขนาดจำกัด อย่างไรก็ตาม เราพบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาเหล่านี้จะมีความสัมพันธ์ที่ข้ามไปมาระหว่างกัน ทั้งในระหว่างประเทศ ระหว่างภูมิภาค ระหว่างภาคการผลิต หรืออุตสาหกรรม และนอกจากนั้น การเพิ่มขึ้นของข้อมูลแบบพาแนลที่มีจำนวนมากขึ้น จึงเป็นที่นาสนใจ

ซึ่งจากการนำเอาข้อมูลพาแนลดังกล่าวมาใช้ ได้ทำให้เกิดประเด็นถกเถียงกันขึ้นในการทดสอบยูนิทรูทโดยงานวิจัยส่วนหนึ่งเสนอว่าจำเป็นต้องกำหนดให้จำนวนมิติ หรือขนาด (dimension) ของพาแนล นั้นเท่ากัน หรือเรียกว่า Balanced Panel (คือข้อมูลในมิติของ i และมิติของ t Panel ต้องเท่ากัน) แต่งานวิจัยบางส่วนเสนอว่าอาจให้มิติของพาแนลไม่จำเป็นต้องเท่ากัน หรือเรียกว่า Unbalanced Panel (คือข้อมูลในมิติของ i และมิติของ t Panel ไม่เท่ากัน) ซึ่งในการทดสอบยูนิทรูปแบบพาแนลจะใช้รูปแบบทั่วไปของสมการมาตรฐาน Dickey-Fuller โดยข้อมูลทั้งหมดในทุกๆ อนุกรม ในพาแนล จะถูกกำหนดว่ามีคุณสมบัติไม่นิ่ง (nonstationary) ซึ่งสมมติฐานจะถูกปฏิเสธถ้าพบว่ามีส่วนใดส่วนหนึ่งของอนุกรม ในพาแนลมีความนิ่ง (stationary) นอกจากนี้ยังมีการทดสอบโดยใช้ KPSS test หรือ Lebourne-McCabe test ซึ่งสมมติฐานคือ ข้อมูลทั้งหมดของทุกอนุกรม ในพาแนล จะเป็น I(0) โดยจะปฏิเสธสมมติฐานเมื่อมีหลักฐานที่ชัดเจนว่าข้อมูลนั้นมีความนิ่ง

ประเด็นสำคัญในการพิจารณางานวิจัยที่เกี่ยวกับข้อมูลพาแนลคือ เรื่องความไม่สมมาตรในมิติของพาแนลคือ N และ T โดยมีข้อสมมติฐานเกี่ยวกับการกำหนดมิติของ N และ T ที่มีแนวโน้มเข้าสู่ เอกภาพ (infinity) ยกตัวอย่างเช่น ประการแรก การกำหนดให้มิติของ N คงที่ แต่มิติของ T มีค่าเข้าสู่ เอกภาพ และในทางกลับกัน คือ กำหนดให้ มิติของ T คงที่ แต่มิติของ N มีค่าเข้าสู่ เอกภาพ ประการที่สองคือ อาจทำให้ทั้งสองมิติมีค่าเข้าสู่ เอกภาพ โดยมีการควบคุมคือ T=T(N) และประการสุดท้ายซึ่งงานวิจัยของ Phillips และ Moon คือ ให้ทั้งสองมิติมีค่าเข้าสู่ เอกภาพ อย่างต่อเนื่อง

จากที่กล่าวมาจะเห็นได้ว่า วิธีการแบบพาแนลจะมีวิธีการทดสอบที่แตกต่างจากการใช้การทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา ดังที่ได้กล่าวมาแล้ว ซึ่งในการทดสอบแบบพาแนลในปัจจุบันมีงานวิจัยได้พัฒนาวิธีการทดสอบหลายวิธี แต่วิธีที่แพร่หลายมี 3 วิธี ได้แก่ วิธีแรกคือ DF(ADF)-GLS Test วิธีที่สองคือ The Levin-Lin-Chu Test (LLC Test) ซึ่งการทดสอบ LLC อาจคล้ายกับการทดสอบ DF (หรือ ADF) โดยมีประสิทธิภาพจากการวัดความแตกต่างกันของช่วงเวลาที่ล่าช้า (Lagged Length) ที่ข้ามไปมาระหว่างหน่วยต่างๆในพาแนลวิธีที่สามคือ The Im-Persaran-Shin

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Test (IPS Test) งานวิจัยของ IPS ได้ถูกพัฒนาขึ้นในปี ค.ศ. 1997 และได้ปรับปรุงแก้ไขล่าสุดในปี 2003 ซึ่งงานวิจัยดังกล่าวได้พัฒนาต่อจากงานของ LLC แต่มีความแตกต่างกัน

งานวิจัยของ Hakkio (1984) เป็นงานวิจัยแรกที่เสนอให้ใช้ข้อมูลภาคตัดขวางเพื่อให้ข้อมูลมีขนาดของตัวอย่างมากขึ้น โดยใช้สมการ GLS เขาใช้ข้อมูลรายไตรมาสของอัตราแลกเปลี่ยนทวิภาคีระหว่างเงินตรา 4 สกุล กับเงินดอลลาร์สหรัฐ คือ เงินปอนด์ของสหราชอาณาจักร เงินฟรังก์ของฝรั่งเศส เงินดอลลาร์ของแคนาดา และเงินเยนของญี่ปุ่น โดยแบ่งการทดสอบออกเป็นสองช่วง คือ ช่วงไตรมาสแรกของปี ค.ศ. 1921 ถึง ไตรมาสที่สองของปี ค.ศ. 1925 และช่วงที่สองคือ ไตรมาสที่สามของปี ค.ศ. 1973 จนถึงไตรมาสที่ 4 ของปี ค.ศ. 1982 โดยสาเหตุที่ไม่ใช้ข้อมูลรายเดือน เนื่องมาจาก ข้อมูลรายเดือนค่อนข้างคงที่ (Relatively sticky) ในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนนั้นเปลี่ยนแปลงได้เร็วกว่า ซึ่งผลการทดสอบพบว่า ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานของ Random Walk ของอัตราแลกเปลี่ยน

งานวิจัยของ Abuaf และ Jorion (1990) ได้ใช้การทดสอบสมการ auto-regressions ณ ระดับ โดยใช้สมการ GLS (generalised least squares) และใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนของ 10 ประเทศที่มีต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ คือ เบลเยี่ยม แคนาดา ฝรั่งเศส เยอรมนี อิตาลี ญี่ปุ่น เนเธอร์แลนด์ นอร์เวย์ สวิตเซอร์แลนด์ และสหราชอาณาจักร โดยใช้ข้อมูลรานเดือน ตั้งแต่ เดือนมกราคม ค.ศ. 1973 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 1987 (T=180 และ N=10) ในกรณีอนุกรมเวลามีระยะเวลายาวขึ้น และจำนวน Cross Section ที่มากขึ้น แต่ก็ยังมีประสิทธิภาพไม่เพียงพอในการปฏิเสธสมมติฐานของ Random Walk (ตามวิธี OLS) ที่ระดับความเชื่อมั่น 10%

อย่างไรก็ตาม Abuaf และ Jorion ได้ใช้วิธีการ Multivariate เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพของการทดสอบยูนิทรูท ซึ่งพบหลักฐานว่า จะปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 16% ซึ่งงานดังกล่าวได้เป็นตัวกระตุ้นให้งานวิจัยต่อมาได้ใช้วิธีดังกล่าวสำหรับการเพิ่มประสิทธิภาพสำหรับการทดสอบ ซึ่งงานวิจัยเหล่านี้ได้ผลลัพธ์ที่สนับสนุนความเสมอภาคของอำนาจซื้อ และเพียงพอที่จะใช้ทำการทดสอบกับประเทศทั่วไป และแม้กระทั่งในช่วงก่อน Bretton Woods

อย่างไรก็ตาม งานของ Sarno และ Tayior (1998) ได้สรุปว่า งานวิจัยที่กล่าวข้างต้นได้นำไปสู่ข้อสรุปที่ผิดในการแปลความหายของสมมติฐานหลัก (Null Hypothesis) ที่ไม่ถูกต้องของการทดสอบ multivariate ของยูนิทรูทตามวิธีของ Abuaf และ Jorion เพราะสมมติฐาน ของงานวิจัยดังกล่าวมีผลร่วมของข้อมูลที่มีความไม่นิ่งในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมาพิจารณา และการปฏิเสธสมมติฐานอาจจะเกิดขึ้นได้ ถึงแม้อนุกรมเวลาหนึ่งในนั้นจะมีความนิ่ง ก็ตาม

Tayior และ Sarno ได้ใช้การทดสอบแบบ multivariate 2 ครั้ง ซึ่งแสดงให้เห็นถึงความมีประสิทธิภาพที่มากกว่าการทดสอบด้วยวิธีแบบดั้งเดิม (univariate) โดยใช้ข้อมูลของประเทศกลุ่ม G-5 ก่อนช่วง Bretton Woods โดยการทดสอบอันดับแรกมีพื้นฐานอยู่บนการทดสอบ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

augmented dickey-fuller (ADF) ซึ่งไม่เหมือนกับที่ Abuaf และ Jorion (1990) ใช้ ซึ่ง autocorrelation coefficient จะไม่ถูกบังคับให้เท่ากันในระหว่างประเทศต่างๆ สำหรับอัตราแลกเปลี่ยนที่พิจารณา ดังนั้นสมมติฐานภายใต้วิธีการของ Johansen จึงถูกนำมาใช้โดย Tayior และ Sarno นั่นคือ มี co-integration vectors ที่มีความเกี่ยวข้องใน Panel ซึ่งมีนัยสำคัญอย่างน้อยที่สุดหนึ่งตัวใน nonstationary ที่ปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 1% ซึ่ง Tayior และ Sarno พบว่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของที่สร้างขึ้นโดยใช้ดัชนีราคาผู้บริโภค ประเทศกลุ่ม G-5 อยู่ในดุลยภาพ (mean reverting) ในช่วงของการใช่อัตราแลกเปลี่ยนแบบลอบตัว

การวิจัยของ Papell (1998) ที่ใช้การวิเคราะห์ DF-GLS ในการทดสอบดุลยภาพของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในระยะยาว จุดประสงค์ของงานวิจัยนี้เพื่อทดสอบว่ามีหลักฐาน มากน้อยเพียงใดที่จะปฏิเสธยูนิทรูทในช่วงของการปล่อยค่าเงินเสรีของประเทศอุตสาหกรรม โดยสมการที่ใช้ทดสอบคือ สมการ Feasible Generalised Least Squares (FGLS) ผลงานวิจัยนี้พบว่ามีหลักฐานอย่างแน่ชัด (Strong Evidence) ที่ปฏิเสธสมมติฐานของยูนิทรูทในข้อมูลรายเดือน) แต่ไม่ปฏิเสธสมมติฐานของยูนิทรูทในข้อมูลรายไตรมาส

งานวิจัยของ MacDonal's(1996) ได้ใช้วิธีของ LLC ในการทดสอบ Stationary ของข้อมูลรายปี 2 ชุด คือ ในช่วงหลัง Bretton Woods โดยในชุดแรกใช้ดัชนีราคาขายส่ง (whole sale price indices: WPI) ของประเทศในกลุ่ม OECD 17 ประเทศ และชุดที่สองใช้ดัชนีราคาผู้บริโภค (consumer price indices: CPI) ของประเทศในกลุ่ม OECD 23 ประเทศ โดยใช้วิธี augmented Dickey-Fuller (ADF) ที่ได้แสดงให้เห็นว่า มีเพียง 3 ประเทศที่ปฏิเสธสมมติฐานสำหรับข้อมูล WPI และ 2 ประเทศที่ปฏิเสธสมมติฐานสำหรับข้อมูล CPI ที่ระดับนัยสำคัญ 5%

Wu (1996) ได้ใช้วิธีการ LLC สำหรับการทดสอบยูนิทรูทของประเทศ OECD 18 ประเทศ ข้อมูลรวม (Pooled data) ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงระหว่างสหรัฐประเทศในกลุ่ม OECD ในช่วงของการลอยตัวค่าเงิน ซึ่งแต่ละอนุกรมเวลาจะมียูนิทรูท ซึ่งตรงข้ามกับสมมติฐานรอง (alternative hypothesis) ที่ว่าอนุกรมเวลาจะเป็นมีความนิ่ง (stationary) โดยค่าทดสอบสมมติฐาน ADF และ Philips and Perron (PP) บนข้อมูลรายเดือนของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง จะไม่ถูกปฏิเสธในสมมติฐานหลัก (Null Hypothesis) ที่ระดับนัยสำคัญตามการทดสอบแบบยูนิทรูทแบบดั้งเดิม อย่างไรก็ตาม เมื่อนำวิธีทดสอบยูนิทรูทแบบพาแนลมาใช้ สมมติฐานหลัก (null hypothesis) ถูกปฏิเสธที่ระดับนัยสำคัญ 1% และจะมีผลลัพธ์เดียวกันกับการใช้ข้อมูลรายไตรมาสและรายปี ซึ่งจะเป็นการสนับสนุนดุลยภาพความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในระยะยาวในช่วงหลัง Bretton Woods

งานวิจัยของ Coakly และ Fureter (1997) ได้ใช้วิธีการทดสอบยูนิทรูทแบบพาแนลของ Im (1997) ในการวิเคราะห์ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของประเทศในกลุ่ม G10 และ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สวิตเซอร์แลนด์ โดยใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสองประเทศ (bilateral rate) ดัชนีราคาขายส่ง (wholesale price index) และดัชนีราคาผู้บริโภค (bonsumer price index) รายเดือนระหว่าง 1973-1996 แม้ว่าข้อมูลภาคตัดขวางจะถูกรบกวนจากความไม่เป็นอิสระของข้อมูล แต่ก็สามารถคาดหวังการทดสอบของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงได้ ถ้าหากเงินตรานั้นเป็นสกุลเงินที่สำคัญเป็นฐาน เช่น เงินสกุลดอลลาร์สหรัฐ โดยการใช้วิธีการปรับค่าอัตราแลกเปลี่ยนของ Im (1997) โดยการนำค่าคาดหวังหรือค่าเฉลี่ย (mean) ไปจากข้อมูลจากการสังเกต (observed Data)

จากการทดสอบกับข้อมูลราคาขายส่ง (wholesale price series) พบว่าค่าสถิติ T-bar จะปฏิเสธสมมติฐานหลักของยูนิทรูทในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ที่ระดับนัยสำคัญ 95% ในขณะที่ถ้าใช้ข้อมูลราคาผู้บริโภค (Consumer price series) จะปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 90% ซึ่งสนับสนุนดุลยภาพของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในระยะยาว

งานวิจัยของ Mkenda (2001) ที่ทำการทดสอบกับประเทศในแอฟริกา 20 ประเทศ โดยใช้ข้อมูลรายปี ระหว่าปี ค.ศ. 1965 ถึงปี ค.ศ. 1996 รวม 32 ปี โดยใช้ข้อมูล CPI และอัตราแลกเปลี่ยนเพื่อการคำนวณดัชนีอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงจำนวน 4 ดัชนี และใช้การทดสอบตามวิธีของ IPS (1997) ซึ่งผลลัพธ์คือ จะปฏิเสธสมมติฐานหลักของยูนิทรูทในอัตราแลกเปลี่ยน 3 ดัชนี และไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ 1 ดัชนี

งานวิจัยของ Breitung และ Candlon (2003) ที่ทำการทดสอบกับประเทศในอเมริกาใต้และลาตินอเมริกา 5 ประเทศ คือ เม็กซิโก เวเนซูเอลา โคลัมเบีย อาร์เจนตินา บราซิล และ 5 ประเทศในเอเชียตะวันออกคือ ไทย สิงคโปร์ มาเลเซีย เกาหลีใต้ และฮ่องกง โดยใช้ข้อมูล CPI และอัตราแลกเปลี่ยนของ 10 ประเทศนั้นเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐซึ่งเป็นข้อมูลรายเดือนระยะเวลา 20 ปี ระหว่าง ค.ศ. 1982 ถึง ค.ศ. 2002 ของประเทศเอเชียตะวันออก 5 ประเทศ และข้อมูลรายเดือนระยะเวลา 10 ปี ระหว่าง ค.ศ. 1992 ถึง ค.ศ. 2002 ของประเทศอเมริกาใต้และลาตินอเมริกา สำหรับการคำนวณอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง โดยแบ่งการคำนวณออกเป็น 3 ส่วน (criteria) ซึ่งผลลัพธ์คือ การทดสอบตามวิธี LLC และ IPS จะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักของยูนิทรูทในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงได้ทั้งสองวิธี อย่างไรก็ตาม หากแยกการทดสอบออกเป็นสองกลุ่มคือ กลุ่มเอเชียตะวันออก และกลุ่มลาตินอเมริกา-อเมริกาใต้ จะพบว่ามาสามารถปฏิเสธสมมติฐานสำหรับกลุ่มหลัง แต่สำหรับกลุ่มแรกนั้นแม้จะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 95% ได้ แต่ก็มีค่าใกล้เคียงที่จะปฏิเสธได้ (โดยในการทดสอบจะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานสำหรับการคำนวณแบบที่ 1 และ 3 แต่สามารถปฏิเสธการคำนวณในแบบที่ 2 ได้) ซึ่งแสดงว่ามีหลักฐานสนับสนุนความเสมอภาคของอำนาจซื้อในระยะยาวสำหรับกลุ่มเอเชียตะวันออก

Alba and Park (2003) ได้ทดสอบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในแบบพาแนล ของประเทศกำลังพัฒนา 14 ประเทศที่แตกต่างกันโดยแบ่งแยกประเทศตาม การเปิด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประเทศ อัตราเงินเฟ้อที่ผ่านมา อัตราการเจริญเติบโต และรายได้ต่อหัว ใช้ข้อมูลในช่วงปี ค.ศ. 1976 ถึงปี ค.ศ. 1999 ซึ่งแบ่งออกเป็น 15 ช่วง ผลการศึกษาไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักในประเทศที่ปิด เป็นไปได้ว่าความเสมอภาคของอำนาจซื้อเหมาะกับการทดสอบในประเทศที่เปิด ในส่วนของประเทศที่เปิดที่มีการค้าระหว่างประเทศ สมมติฐานหลักถูกปฏิเสธเพียงบางช่วงเท่านั้น จึงสรุปได้ว่าการศึกษานี้ไม่สามารถให้การยืนยันการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ เนื่องจากการพบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อเพียงใน14 กรณีจากทั้งหมด 210 กรณี

Choi (2004) ได้ทดสอบยูนิทรูทแบบพาแนลในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง 21 ค่าของ 21 ประเทศอุตสาหกรรม ในช่วงปี ค.ศ. 1973 ไตรมาสแรก ถึงปี ค.ศ. 1998 ไตรมาสที่สี่ ผลการศึกษาจากการทดสอบด้วย LLC tests IPS tests และ MW tests พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงได้โดยใช้ตัววัดเป็นสกุลเงินของอเมริกาและเยอรมัน ซึ่งต่างไปจากการศึกษาของ Fleissig and Strauss(2002) ซึ่งพบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (PPP) จากการทดสอบโดย LLC, IPS and MW tests

เมื่อการทดสอบในช่วงแรกได้พบกับปัญหาจากขนาดของการบิดเบือนและประสิทธิภาพในการทดสอบน้อยเมื่อนำไปใช้กับข้อมูลที่ cross-sectional dependencies การทดสอบในช่วงที่สองของการทดสอบยูนิทรูท ในข้อมูลแบบพาแนล ได้ผ่อนคลายข้อสมมติของ Cross-sectional independence ซึ่งถูกเสนอในบทสรุปของการศึกษาจาก Choi's (2006), Bai and Ng's (2004), Moon and Pesaran's (2004), Pesaran's (2003)

Fleissig and Strauss (2000) ยืนยันว่าความเกี่ยวพันข้ามกันในด้านบวกจะทำให้เกิดความนิ่งและ The half-life ของการเบี่ยงเบนจากความเสมอภาคของอำนาจซื้อ การศึกษานี้ได้หาค่าของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในช่วงอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวในปี 1974 ไตรมาสที่ 1 ถึงปี 1996 ไตรมาสที่ 3 ใน 16 ดัชนีราคาที่แตกต่างกัน ประกอบด้วย 19 ประเทศ และใช้เงินสกุลดอลลาร์สหรัฐเป็นมาตรฐาน โดยประยุกต์ใช้การทดสอบ demeaned-IPS และ O'Connell parametric bootstrap ซึ่งผลการศึกษายืนยันได้ถึงการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ

อย่างไรก็ตามบางการศึกษาก็ไม่สามารถยืนยันอย่างแน่นอนในความเสมอภาคของอำนาจซื้อ เช่น Engel et al. (1997) ได้ทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในระยะยาวโดยยอมให้มีความเกี่ยวพันข้ามกันในสมการของพาแนล และการประมาณการของโมเดลได้ใช้ GLS ซึ่งพบว่าไม่มีหลักฐานเชิงประจักษ์ในการกลับเข้าสู่ความเสมอภาคของอำนาจซื้อ Cerrato and Sarantis (2007) ได้ใช้ Bootstrap panel ในการทดสอบยูนิทรูท กับประเทศ OECD โดยยอมให้มี serial correlation ที่ไม่เหมือนกันและความเร็วในการปรับตัวที่แตกต่างกัน ด้วยการทดสอบของ MW test และ CIPS test ผลการศึกษาพบว่ามีการกลับสู่ค่าเฉลี่ยของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงสำหรับ Full panel

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Koedijk, Tims and Dijk (2004) พบผลการศึกษาที่แตกต่างกันไปในพื้นที่โซนยุโรป ส่วนการศึกษาของ Drine and Rault (2007) ได้ใช้การทดสอบยูนิทรูท ของ Choi (2006) และ Moon and Pesaran (2004) ในการทดสอบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ซึ่งผลการศึกษาพบว่าสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักของยูนิทรูท ในอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง เพียงในประเทศ OECD และเมื่อประเทศถูกแบ่งออกเป็นสองกลุ่มตามระบบของอัตราแลกเปลี่ยน ความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในรูปแบบ Strong PPP ได้ถูกปฏิเสธทั้งในระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบคงที่และแบบลอยตัว ซึ่งได้อธิบายว่ามีปัจจัยบางอย่างที่นำไปสู่การปฏิเสธการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ เช่น อุปสรรคในการแลกเปลี่ยนสากล การเคลื่อนที่ของเงินทุนในระยะยาว และการแทรกแซงในตลาดอัตราแลกเปลี่ยน

ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์ของข้อมูลพาแนล เป็นการทดสอบถึงความเสมอภาคของอำนาจซื้อในความสัมพันธ์ระยะยาวของพาแนล เนื่องจากในแต่ละประเทศมีอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในหน่วยวัดที่แตกต่างกันจึงยากที่จะวัด ดังนั้นแต่ละประเทศจึงมีดัชนีราคาที่แตกต่างกัน การทดสอบ cointegratiom จึงเป็นกระบวนการที่เหมาะสมในการทดสอบระหว่างดัชนีราคาภายในประเทศและต่างประเทศกับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Flessig and Strauss, 2000)

Pedroni (1996) ได้ใช้การทดสอบ FMOLS (A fully modified ordinary least square) ใน Panel cointegration และผลการศึกษาได้ปฏิเสธความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ใน Strong PPP และสนับสนุนการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Weak PPP ต่อมา Pedroni (2004) ได้ทดสอบด้วย residual-based test ในสมมติฐานหลักว่าไม่มีความสัมพันธ์ระยะยาวสำหรับ dynamic panel และแสดงการใช้เครื่องมือในการทดสอบในช่วง Post-Bretton Wood ผลการศึกษาพบว่ามีการสนับสนุนอย่างแน่นอนในการมีอยู่ของ Weak PPP อย่างมีนัยสำคัญในบางประเทศ

Jenkins and Snaith (2005) ได้นำกระบวนการทดสอบของ Pedroni (2004) ไปทดสอบการมีอยู่ของ Weak PPP ใน 11 ประเทศ และพบว่ามีหลักฐานเชิงประจักษ์ในการสนับสนุน Weak PPP ในสินค้าที่มีลักษณะ highly traded แต่ไม่พบใน non-traded goods ดังนั้นเขาจึงเสนอว่าความล้มเหลวของความเสมอภาคของอำนาจซื้อน่าจะมาจากการรวมสินค้า non-traded เข้าไปในดัชนีที่นำไปวิเคราะห์ด้วย ซึ่งไม่ได้เกิดจากประสิทธิภาพของการทดสอบ

การศึกษาของ Drine and Rault (2007) ได้ยืนยันการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบ Weak PPP ในแอฟริกาตะวันออกกลางและเหนือ แต่ไม่พบหลักฐานเชิงประจักษ์ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในกลุ่มประเทศแอฟริกา อาเซียน ลาตินอเมริกา และยุโรปกลางและยุโรปตะวันออก เมื่อแบ่งประเทศต่างๆออกตามระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบคงที่และลอยตัว การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของ Pedroni ได้ยืนยันการมีอยู่ของ Weak PPP ในทั้งสอบระบบอัตราแลกเปลี่ยน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.3.6 งานวิจัยความเสมอภาคของอำนาจซื้อในประเทศไทยและเอเชีย

การศึกษาเชิงประจักษ์ที่อ้างอิงในประเทศไทยและประเทศในแถบเอเชีย ได้มีการศึกษาอย่างต่อเนื่อง โดยใช้หลายๆแนวคิดและหลายๆช่วงเวลา การศึกษาที่ผ่านมาในแต่ละประเทศของ เอเชีย ได้มีผลการศึกษาแตกต่างกันออกไป

Baharumshah and Ariff (1997) ได้ใช้ข้อมูลรายไตรมาสของประเทศในเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ โดยใช้การทดสอบยูนิทรูท และ residual-based cointegration ของ Engle Granger (1987) ซึ่งพบว่าในระยะยาวแล้วจะมีหลักฐานในการสนับสนุน Weak PPP ซึ่งพบในประเทศ สิงค์โป มาเลเซีย และฟิลิปปินส์ และพบว่ามีหลักฐานในการสนับสนุน Strong PPP ในประเทศอินโดนีเซียและประเทศไทย

Azali et al. (2001) ได้ใช้การทดสอบ Panal unit root, IPS test, และ Panel cointegration, Pedroni test ในการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในระยะยาวสำหรับประเทศที่กำลังพัฒนาในอาเซียน (Asian developing economies: ADE) จำนวน 7 ประเทศ ได้แก่ อินโดนีเซีย เกาหลี มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ไต้หวัน และไทย มีการใช้ข้อมูลรายไตรมาสโดยไม่มีการปรับค่าตามฤดูกาล โดยใช้อัตราแลกเปลี่ยนเงินเยนของญี่ปุ่นเป็นหน่วยวัด และใช้ดัชนีราคาผู้บริโภคในปี ค.ศ. 1980 เป็นปีฐาน ระหว่างไตรมาสที่สี่ปี ค.ศ. 1977 ถึงไตรมาสที่สามปี ค.ศ. 1998 ใช้การวิเคราะห์ของ Johansen and Juselius (1990) ในการทดสอบโคอินทิเกรชัน ของอนุกรมแต่ละประเทศ ซึ่งผลการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ พบเพียงในกรณีของประเทศเกาหลีใต้หวัน และไทย ด้วยระดับนัยสำคัญ 0.10 ส่วนผลการทดสอบในโคอินทิเกรชันแบบพาแนล ของ Pedroni (1997) ได้พบว่าในระยะยาวจะมีความเสมอภาคของอำนาจซื้อในกลุ่มประเทศ ADEs จากการใช้ non-parametric (pp-statistic) และ parametric (Panel-ADF) ที่ระดับในยะสำคัญ 0.01

Paul (2004) ได้ศึกษาการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในประเทศเอเชีย 6 ประเทศ ได้แก่ จีน อินเดีย เกาหลี มาเลเซีย สิงคโปร์ และไทย ในการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง โดยการใช้ความเคลื่อนไหวของ การส่งออก การนำเข้า และการค้าถ่วงน้ำหนัก ใช้การทดสอบยูนิทรูทแบบดั้งเดิมและการทดสอบยูนิทรูทแบบพาแนลของ Im et al. (2003) จากการศึกษาพบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักในการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ

การศึกษาที่เกี่ยวกับประเทศไทยยังพบว่ามีการสนับสนุนในความเสมอภาคของอำนาจซื้อ แบบ Weak PPP จากการศึกษาของพงศธร (1996) ที่ได้ทดสอบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ระหว่างประเทศไทยและประเทศคู่ค้า 6 สาขา ได้แก่ สหรัฐอเมริกา สหราชอาณาจักร เยอรมัน ญี่ปุ่น สิงคโปร์ และมาเลเซีย โดยอ้างอิงกับอัตราแลกเปลี่ยนของไทย ซึ่งใช้ข้อมูลรายเดือนของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ดัชนีราคาผู้บริโภค และดัชนีราคาขายส่ง ตั้งแต่ปี ค.ศ. 1970 ถึงปี ค.ศ. 1995 โดยแบ่งออกเป็นสองช่วงตามระบบอัตราแลกเปลี่ยนนั่นคือระบบอัตรา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แลกเปลี่ยนแบบคงที่ (มกราคม 1970-ตุลาคม 1984)และระบบ Adjust pegged (พฤศจิกายน 1984-ธันวาคม 1995) และยังมีการใช้ GDP และ Broad money supply รายไตรมาส ของประเทศไทยจากไตรมาสที่ 4 ปี 1984 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 1994 ในการทดสอบที่มาของการเบี่ยงเบนจากความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ด้วย

ในช่วงการใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบคงที่ มีการทดสอบด้วยการใช้แนวคิด Engle and Granger two-step cointegration (EG approach) ซึ่งผลการทดสอบพบว่าในระยะยาวพบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในกรณีของ สิงคโปร์ และมาเลเซีย และยังพบหลักฐานในความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ของประเทศสิงคโปร์จากการทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

ในช่วงของระบบอัตราแลกเปลี่ยน adjust pegged พบว่ามีบางกรณีเท่านั้นที่พบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและระดับราคา และความเสมอภาคของอำนาจซื้อ) จะถูกปฏิเสธถ้ามีเงื่อนไขความสมมาตรและความได้สัดส่วน ในบางกรณีผลการทดสอบ โคอินทิเกรชัน มีความอ่อนไหวต่อการเลือกลำดับของตัวล่าช้า (order of lag) ดังนั้นจึงสรุปได้ว่าความสัมพันธ์ในระยะยาวอาจจะมีอยู่แต่ไม่เป็นไปตามเงื่อนไขความเสมอภาคของอำนาจซื้อ จากการใช้แนวคิดอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในการทดสอบความนิ่งพบว่ามีอยู่เพียงประเทศ สหราชอาณาจักร เยอรมัน และญี่ปุ่น

ภูดินันท์ (2543) ได้ทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (PPP) และกฎแห่งราคาเดียว (LOP) ในช่วงปลายปี 1970 ถึงเดือนตุลาคม 1999 โดยใช้เงินบาทเป็นตัววัด จากการทดสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อ โดยใช้ข้อมูลผลรวมของราคา ขณะที่การทดสอบกฎแห่งราคาเดียว (LOP) ใช้ข้อมูลราคาที่ไม่ได้มาจากผลรวมซึ่งมาจากกลุ่มของสินค้าและสินค้าในแต่ละชนิด ผลการศึกษาพบว่ามีเพียงบางส่วนที่ยอมรับความเสมอภาคของอำนาจซื้อ และกฎแห่งราคาเดียว นอกจากนี้ยังได้สังเกตว่าผลการทดสอบมีความอ่อนไหวต่อช่วงเวลาในการทดสอบรวมทั้งขนาดของกลุ่มตัวอย่างด้วย

ยุทธนา (2550) ได้ทดสอบสมมติฐานของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ โดยการตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและระดับราคาเปรียบเทียบของประเทศเอเชียแปซิฟิก ได้แก่ ออสเตรเลีย อินโดนีเซีย ญี่ปุ่น เกาหลี มาเลเซีย นิวซีแลนด์ ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ไต้หวัน และประเทศไทย ใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนในหน่วยต่อดอลล่าร์สหรัฐและดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นรายไตรมาสตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี 1980 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2002 ด้วยการทดสอบยูนิทรูทแบบอนุกรมเวลาและยูนิทรูทแบบพาแนล จากวิธี demeaned-IPS, demeaned-maddala and Wu (demeaned-MW) and cross-sectionally augmented IPS (CIPS)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การทดสอบความนิ่งของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงตามแนวคิดแบบอนุกรมเวลา สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักของยูนิทรูทได้เพียงในประเทศออสเตรเลียและนิวซีแลนด์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ ส่วนการใช้พาแนลยูนิทรูทใน IPS test และ MW test (fisher test) พบการมีอยู่ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ในบางระดับเท่านั้น ในส่วนของการทดสอบ demeaned-IPS พบว่ายืนยันในความเสมอภาคของอำนาจซื้อ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.10 อย่างไรก็ตาม การทดสอบ demeaned-MW และ CIPS test ไม่สามารถปฏิเสธในความไม่นิ่งที่ระดับนัยสำคัญ 0.10

ปฏิมา (2552) ได้ทดสอบสมมติฐานของความเสมอภาคของอำนาจซื้อในระยะยาว ในกลุ่มประเทศตลาดเกิดใหม่ในเอเชีย โดยเลือกประเทศไทย ไต้หวัน และเกาหลีใต้เป็นประเทศกลุ่มตัวอย่าง การศึกษานี้ทดสอบทั้งในระดับ Strong form และ Weak formโดยวิธีการทดสอบยูนิทรูท และการทดสอบโคอินทิเกรชัน ผลการทดสอบทฤษฎีในระดับ Strong form พบหลักฐานสนับสนุนทฤษฎีที่ระดับนัยสำคัญ 5% ในประเทศไทยในกรณีการใช้ดัชนีราคาสินค้าระหว่างประเทศ (traded goods price index: TPI) เป็นตัวแทนราคา ส่วนการทดสอบทฤษฎีในระดับ Weak form พบหลักฐานสนับสนุนทฤษฎีที่ระดับนัยสำคัญ 5% ในประเทศไต้หวันในกรณีการใช้ดัชนีราคาสินค้าระหว่างประเทศเป็นตัวแทนราคา

ถึงแม้ว่าจำนวนการศึกษาในการทดสอบหลักฐานเชิงประจักษ์ของความเสมอภาคของอำนาจซื้อระหว่างประเทศอาเซียน หรือมีประเทศอาเซียนร่วมในการศึกษา ส่วนการศึกษาในประเทศไทยยังมีเพียงบางส่วนเท่านั้น และการศึกษาของประเทศไทยส่วนใหญ่ยังใช้แนวคิดดั้งเดิมที่มีประสิทธิภาพน้อยกว่า ดังนั้นการศึกษานี้จึงมุ่งในการศึกษาโดยใช้ข้อมูลตามแนวคิด Panel เปรียบเทียบกับแนวอนุกรมเวลาในการตรวจสอบความเสมอภาคของอำนาจซื้อในระยะยาว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved