บทที่ 2
ทฤษฎี และผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์ในกลุ่มประเทศอาเซียนในครั้งนี้มีกรอบแนวความคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง คือ ทฤษฎีผลกระทบของตลาดหลักทรัพย์ต่ออัตราแลกเปลี่ยน (The Effect of the Stock Market on Exchange Rates) ทฤษฎีผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนต่อตลาดหลักทรัพย์ (The Effect of the Exchange Rate on the Stock Market) และทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ (Econometric Method)

2.1.1 ทฤษฎีผลกระทบของตลาดหลักทรัพย์ต่ออัตราแลกเปลี่ยน (The Effect of the Stock Market on Exchange Rates)

Mishikin (2001) กล่าวไว้ว่าการเพิ่มขึ้นของราคาหลักทรัพย์จะส่งผลให้บริษัทมีการลงทุนเพิ่มขึ้น เนื่องจากมูลค่าทางบัญชีในส่วนทุนของบริษัทเพิ่มขึ้น แต่ในขณะที่ราคาของทุนในด้านเครื่องจักรจะยังไม่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงในระยะสั้น ดังนั้นการลงทุนดังกล่าวจึงถูกกว่าโดยเปรียบเทียบจนเป็นเหตุให้บริษัทมีการลงทุนเพิ่มขึ้น ดังสมการ

$$I = f(R, SP) \qquad (2.1)$$

$$- \quad +$$

โดยที่ I คือ การลงทุน

R คือ อัตราดอกเบี้ย

SP คือ ราคาหลักทรัพย์

จากสมการแสดงว่า อัตราดอกเบี้ยมีความสัมพันธ์แบบผกผันกับการลงทุน เนื่องจากเมื่ออัตราดอกเบี้ยเพิ่มสูงขึ้น จะทำให้ต้นทุนในการกู้ยืมเงินสูงขึ้นตาม ส่งผลให้การลงทุนลดลง แต่ถ้าอัตราดอกเบี้ยลดต่ำลง จะทำให้ต้นทุนในการกู้ยืมเงินลดต่ำลง ส่งผลให้การลงทุนเพิ่มขึ้น ในขณะที่ราคาหลักทรัพย์มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับการลงทุน กล่าวคือเมื่อราคาหลักทรัพย์ของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

บริษัทสูงขึ้น บริษัทจะมีการลงทุนเพิ่มขึ้นตาม แต่ถ้าราคาหลักทรัพย์ของบริษัทลดลง บริษัทจะมีการลงทุนลดลงเช่นเดียวกัน

นอกจากนี้แล้ว การเพิ่มขึ้นของราคาหลักทรัพย์ยังส่งผลในเชิงบวกต่อมูลค่าสินทรัพย์ทางการเงินของผู้ถือในภาคครัวเรือนที่จะทำให้มีความมั่งคั่ง และการบริโภคเพิ่มขึ้นเมื่อบุคคลมีความมั่งคั่งเพิ่มขึ้นจะมีความต้องการถือสินทรัพย์ที่มีสภาพคล่องต่ำเพิ่มมากขึ้นจึงส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในครัวเรือน และการบริโภคเพิ่มสูงขึ้นไปด้วย ดังสมการ

$$C = f\,[MPC\,(Y - T),\ W\,(SP)] \qquad (2.2)$$

$$+ \qquad +$$

โดยที่ C คือ การบริโภค

MPC คือ การบริโภคหน่วยสุดท้าย

Y คือ รายได้

T คือ ภาษี

W คือ ความมั่งคั่งเป็นฟังก์ชั่นของการบริโภค

จากสมการ แสดงให้เห็นว่าความมั่งคั่ง และการบริโภคหน่วยสุดท้าย มีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกับการบริโภค เมื่อรายจ่ายมวลรวมของระบบเศรษฐกิจมีค่าเท่ากับรายได้ ณ จุดดุลยภาพแล้ว สามารถแทนค่าสมการ (2.1) และ (2.2) ในสมการรายได้ประชาชาติ ได้ดังนี้

$$Y = E = C + I + G + (X\text{-}M)$$

$$Y = E = C\,[\,MPC\,(Y - T),\ W\,(SP)\,] + I\,(R,\ SP) + G + (X\text{-}M) \qquad (2.3)$$

$$+ \quad + \quad - \quad + \quad + \quad +$$

โดยที่ E คือ รายจ่ายมวลรวมของระบบเศรษฐกิจ

G คือ การใช้จ่ายของรัฐบาล

(X-M) คือ มูลค่าการส่งออก และการนำเข้าสุทธิ

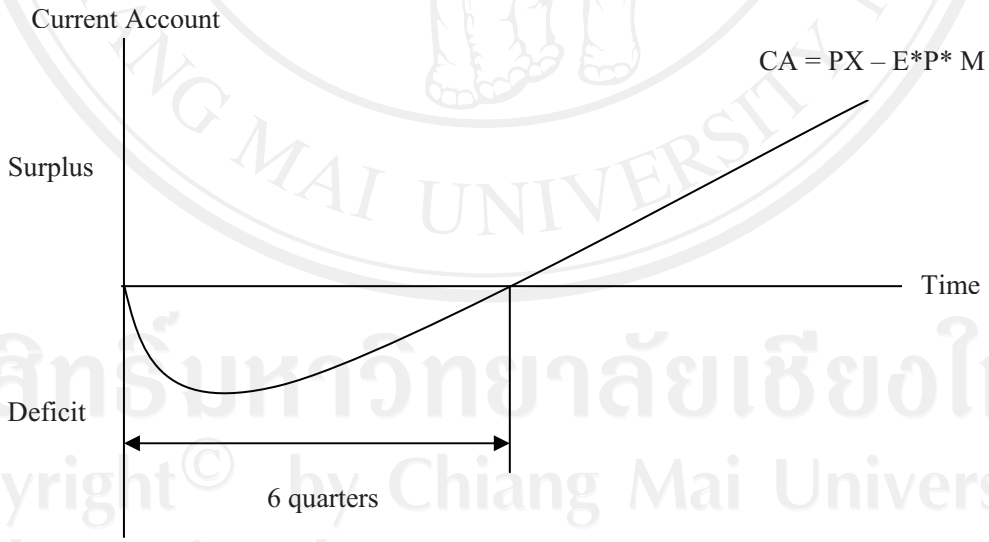
ดังนั้น รายได้ประชาชาติที่มีค่าเท่ากับรายจ่ายมวลรวมของระบบเศรษฐกิจ จึงขึ้นอยู่กับการบริโภค ค่าใช้จ่ายในการลงทุน การใช้จ่ายของรัฐบาลและมูลค่าการส่งออก และนำเข้าสุทธิ เมื่อพิจารณาทางด้านการบริโภค ความมั่งคั่ง ราคาหลักทรัพย์ การใช้จ่ายของรัฐบาล และมูลค่าการส่งออกและนำเข้าสุทธิเพิ่มขึ้น จะทำให้รายได้ประชาชาติเพิ่มขึ้น แต่ถ้าการบริโภค ความมั่งคั่ง ราคาหลักทรัพย์ การใช้จ่ายของรัฐบาล และมูลค่าการส่งออกและนำเข้าสุทธิลดลง จะทำให้รายได้ประชาชาติลดลง ซึ่งเป็นความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน ยกเว้นแต่อัตราดอกเบี้ย ที่มีความสัมพันธ์กันในทิศทางตรงกันข้าม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการทำให้ทราบถึงผลกระทบที่เกิดขึ้นจากราคาหลักทรัพย์ที่มีต่อการบริโภคและการลงทุน ซึ่งได้พัฒนามาจาก Open Economy Mundell-Fleming Model

นอกจากนี้ยังได้ตั้งสมมติฐานถึงความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate) และบัญชีเดินสะพัด (Current Account) ภายใต้ความสัมพันธ์เชิงลบในระยะสั้นระหว่างอัตราแลกเปลี่ยน และบัญชีเดินสะพัด โดยมีชื่อเรียกว่า J-curve Effect

ทฤษฎี J-curve Effect คือ สถานการณ์ที่เมื่อทำการลดค่าเงินลงแล้ว ดุลบัญชีเดินสะพัดจะลดลงในช่วงแรก คือ ประมาณ 6 ไตรมาส ก่อนที่จะปรับตัวเพิ่มสูงขึ้น ดังเช่นที่เคยเกิดขึ้นในประเทศไทยเนื่องจากความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อการนำเข้าและส่งออกในระยะสั้นมีค่าต่ำกว่า 1 ซึ่งอาจมาจากการทำสัญญาซื้อขายสินค้าและมีการกำหนดปริมาณซื้อขายสินค้าระหว่างประเทศ เป็นผลให้ภายหลังจากการปรับลดค่าเงินของประเทศลงในช่วงแรก รายจ่ายในการนำเข้าสินค้าจึงเพิ่มสูงขึ้นเนื่องจากราคานำเข้าสูงขึ้น แต่ปริมาณการนำเข้าไม่เปลี่ยนแปลงหรือปรับลดลงน้อย ในขณะที่รายได้จากการส่งออกสินค้ามิได้ปรับตัวเพิ่มขึ้นหรือเพิ่มขึ้นในอัตราที่ต่ำกว่ารายจ่ายนำเข้าที่เพิ่มขึ้น ส่งผลให้ดุลการค้าของประเทศปรับตัวลดลงในช่วงแรก ดังรูปที่ 2.1



รูปที่ 2.1 J-Curve Effect

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากรูปที่ 2.1 ผลกระทบจากการอ่อนค่าของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะสั้นทำให้เกิดการขาดดุลบัญชีเดินสะพัดก่อนในช่วงแรกแล้วจึงค่อยๆ ปรับตัวเพิ่มขึ้นจนกลายเป็นเกินดุลในที่สุด จากการศึกษาของ The Council of Economics Advisers กล่าวว่าปรากฏการณ์นี้จะใช้เวลาประมาณ 6 ไตรมาส เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงของการส่งออก และนำเข้าสุทธิที่เปลี่ยนไปตามการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่เปลี่ยนแปลง (Appleyard and Field, 2001: 545) โดยสมมติให้ราคาสินค้าในช่วงเวลาดังกล่าวไม่มีการเปลี่ยนแปลง นั่นคือ ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยน และดุลบัญชีเดินสะพัดเป็นไปในเชิงลบ

ดังนั้น สามารถเขียนความสัมพันธ์ระหว่างดุลการชำระเงิน (Balance of Payment) บัญชีเดินสะพัด (Current Account) และบัญชีเงินทุน (Capital Account) ได้ดังนี้

Balance of Payment = Current Account + Capital Account + Official Reserve

โดย $CA = f(Y, E, Y^*)$ (2.4)

$- \; - \; +$

ได้สมการ $BOP = CA(Y, E, Y^*) + K(R - R^*) = 0$ (2.5)

$- \; - \; + \qquad +$

$IS : Y = C[Y, T, W(SP)] + I(R, SP) + G + CA(Y, E, Y^*)$ (2.6)

$+ \; - \quad + \quad + \; - \quad + \quad - \; + \; -$

$LM : MB / P = L(Y, R)$ (2.7)

$+ \; -$

และ

$CA = NX = (X \times P) - (M \times P \times E)$ (2.8)

โดยที่ Y คือ รายได้ที่เกิดขึ้นภายในประเทศ

Y* คือ รายได้จากภายนอกประเทศ

E คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate)

CA คือ บัญชีเดินสะพัด

X คือ ปริมาณการส่งออก

M คือ ปริมาณการนำเข้า

P คือ ราคาสินค้าในประเทศ ซึ่งจะคงที่ในระยะสั้น

MB/P คือ ปริมาณเงินที่แท้จริง

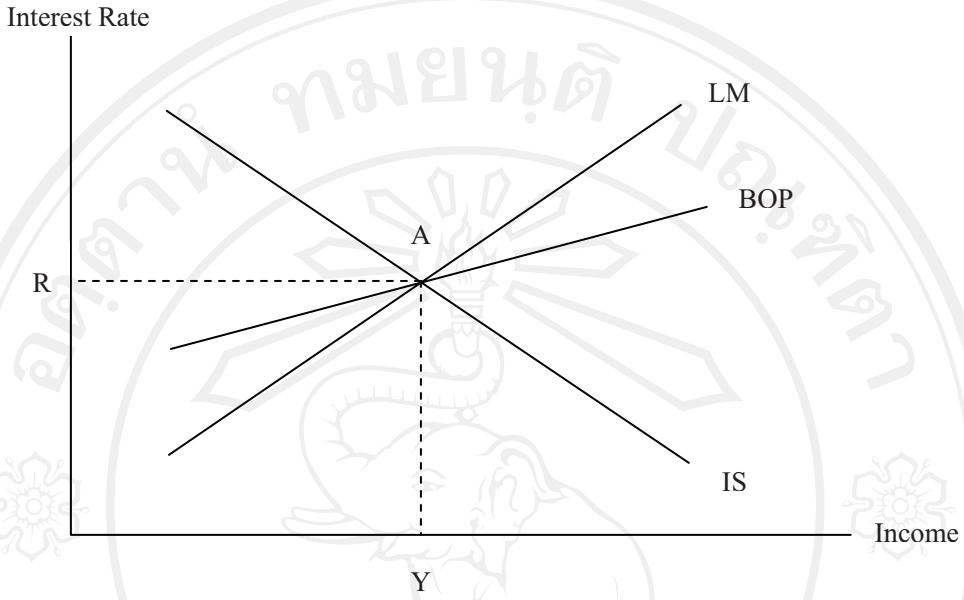
K คือ บัญชีเงินทุน

R คือ อัตราดอกเบี้ยกู้ยืมในประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

NX คือ ปริมาณการส่งออก และนำเข้าสุทธิ

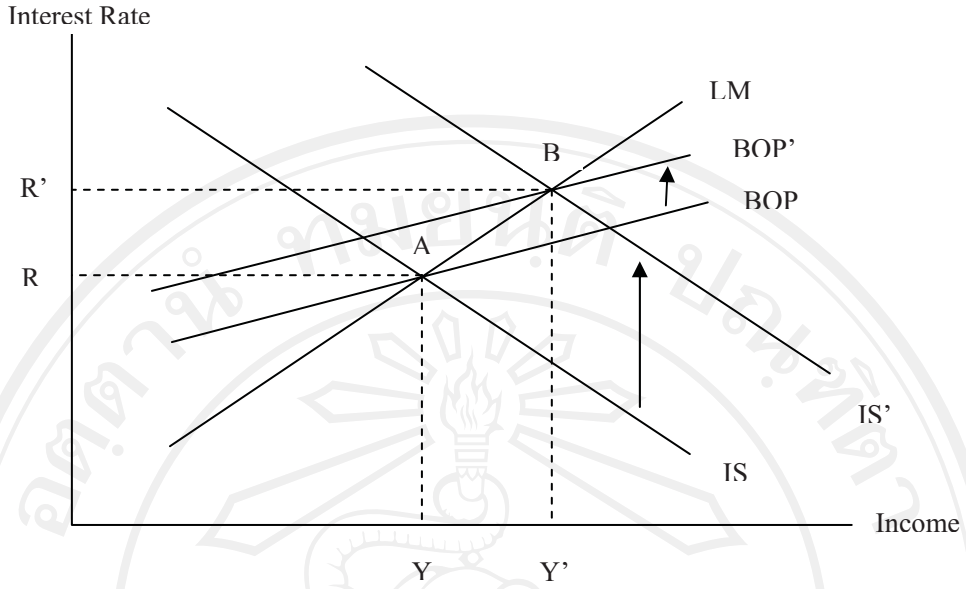
ทั้งนี้ตัวแปรที่มีเครื่องหมาย * หมายถึง ในภาคต่างประเทศ



รูปที่ 2.2 Open Economy Mundell-Fleming Model

จากรูปที่ 2.2 แสดงถึงบัญชีดุลการชำระเงินซึ่งแทนด้วยเส้น BOP ซึ่งคือกลไกทำให้เกิดดุลยภาพระหว่างเงินทุนจากต่างประเทศ และตลาดสินค้า หากในประเทศใดมีการขาดดุลบัญชีการค้า และได้ส่งผลต่อการขาดดุลบัญชีเดินสะพัด ทำให้เกิดการกู้ยืมเงินทุนมาจากต่างประเทศเพื่อรักษาระดับดุลบัญชีเดินสะพัดให้อยู่ในสภาวะเกินดุล แต่การเคลื่อนย้ายเงินทุนที่ไม่สมบูรณ์จะทำให้เส้น BOP มีความชันขึ้นไปทางขวาเล็กน้อยดังภาพ ทั้งนี้ตำแหน่งของเส้น LM จะแสดงถึงระดับดุลยภาพของตลาดเงินภายในประเทศที่เป็นไปได้ที่ระดับรายได้ Y_0^* และอัตราดอกเบี้ย R_0^* ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่า เมื่อระดับรายได้เพิ่มสูงขึ้นความต้องการถือเงินจะเพิ่มขึ้นตาม ในขณะที่ปริมาณเงินในระบบที่ถูกควบคุมโดยธนาคารกลางนั้นคงที่ ดุลยภาพของตลาดเงินจะไม่เปลี่ยนแปลงไปตามอัตราดอกเบี้ยที่สูงขึ้น ดังนั้นเส้น LM จึงมีความชันขึ้นไปทางด้านขวา ส่วนตำแหน่งของเส้น IS จะมีความชันลาดลงจากซ้ายไปขวา แสดงให้เห็นถึงดุลยภาพระหว่างการออมและการลงทุนในระบบเศรษฐกิจ การลดลงของอัตราดอกเบี้ยจะส่งผลทำให้ต้นทุนการกู้ยืมต่ำลง บริษัทจึงมีการลงทุนเพิ่มมากขึ้น ซึ่งทำให้รายจ่ายเพิ่มขึ้น ซึ่งทั้งเส้นทั้งสามนี้แสดงถึงจุดดุลยภาพในระบบเศรษฐกิจ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved



รูปที่ 2.3 Reaction to a Stock Market Shock

จากรูปที่ 2.3 แสดงถึงเมื่อราคาหลักทรัพย์เพิ่มสูงขึ้นทำให้ระดับของรายจ่ายที่เป็นอัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น โดยเส้น IS จะย้ายไปอยู่ที่ IS'ส่วนเส้น LM ไม่ได้รับผลจากการเปลี่ยนแปลงของราคาหลักทรัพย์ ดังนั้น ผลจากการเปลี่ยนแปลงในทางบวกของราคาหลักทรัพย์จะทำให้เกิดจุดดุลยภาพใหม่ที่จุด B เหนือเส้น BOP ทำให้อัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น และสูงกว่าดุลการชำระเงิน อัตราดอกเบี้ยที่สูงขึ้น จะทำให้เงินทุนจากต่างประเทศหลั่งไหลเข้ามาในประเทศ ($R > R^*$) ทำให้บัญชีทุนเคลื่อนย้าย K จึงเพิ่มสูงขึ้น (ดังในสมการ 2.5) และจะส่งผลให้ดุลการชำระเงินเกิดการเกินดุลในที่สุด ($BOP > 0$) การปรับตัวของบัญชีทุนนี้เกิดจากการเคลื่อนย้ายทุนที่เป็นไปอย่างรวดเร็ว

จุดดุลยภาพใหม่ภายในประเทศ (B) อยู่ ณ ระดับที่สูงกว่ารายได้ (Y) ซึ่งสอดคล้องกับการใช้จ่ายที่สูงทั้งภายในประเทศ และต่างประเทศ นั่นหมายความว่าการนำเข้าจะเพิ่มสูงขึ้น บัญชีเดินสะพัดจะลดลง (ดังสมการ 2.8) แต่อย่างไรก็ตามในระยะสั้นนั้นการเปลี่ยนแปลงของการนำเข้าจะไม่รวดเร็วเหมือนกับในตลาดทุน ดังนั้น การเกินดุลของบัญชีทุนจะส่งผลกระทบให้เกิดการขาดดุลบัญชีเดินสะพัด และในที่สุดจะทำให้เกิดการเกินดุลบัญชีการชำระเงิน นั่นคือเหตุผลที่จุดดุลยภาพ B อยู่สูงกว่าเส้น BOP

การที่จะเข้าถึงดุลยภาพของตลาดต่างประเทศ จะต้องมีการเปลี่ยนแปลงบัญชีดุลการชำระเงินโดยผ่านอัตราแลกเปลี่ยนเมื่อราคาสินค้าคงที่ ซึ่งเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนเพิ่มสูงขึ้น (ค่าเงินอ่อนค่าลง) บัญชีเดินสะพัดจะลดลงจากเดิม และดุลการชำระเงินจะกลับไปอยู่ที่ 0 การเพิ่มขึ้นของอัตราแลกเปลี่ยนจะทำให้เส้น BOP เคลื่อนที่สูงขึ้นไปอยู่ที่ BOP' ดังในรูปที่ 2.3

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดุลยภาพสุดท้ายของตลาดทั้งหมดจะเคลื่อนที่เข้าสู่จุด B ที่ระดับรายได้ Y' และอัตราดอกเบี้ย R' ซึ่งดุลยภาพใหม่นี้จะทำ ให้ระดับค่าใช้จ่าย อัตราดอกเบี้ย อัตราแลกเปลี่ยนภายในประเทศ และราคาหลักทรัพย์ เพิ่มขึ้นอย่างมีเสถียรภาพ และที่สำคัญที่สุดของการวิเคราะห์นี้ คือ การเพิ่มขึ้นของราคาหลักทรัพย์จะส่งผลทำให้ค่าเงินของประเทศนั้นๆ ลดลง

2.1.2 ทฤษฎีผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนต่อตลาดหลักทรัพย์ (The Effect of the Exchange Rate on the Stock Market)

อัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบต่อตลาดหลักทรัพย์ได้หลายทาง ดังนี้

1) การลดลงของค่าเงินส่งผลให้ราคาหลักทรัพย์ลดต่ำลง เนื่องจากการคาดการณ์ผลจากอัตราเงินเฟ้อ (Ajayi and Mougoue, 1996)

$$RER = E \times \frac{P^*}{P} \qquad (2.9)$$

โดยที่ RER คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Exchange Rate)

E คือ อัตราแลกเปลี่ยน

P* คือ ราคาสินค้าต่างประเทศ

P คือ ราคาสินค้าในประเทศ

ในระยะสั้นเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate) เพิ่มสูงขึ้นอย่างสม่ำเสมอ ทำให้สัดส่วนราคาสินค้าต่างประเทศต่อราคาสินค้าในประเทศลดลงจนเข้าสู่ระดับดุลยภาพในระยะยาว เมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีค่าเท่ากัน (เมื่อ P* = P แล้วจะทำให้ RER = E ในสมการ 2.9) การลดลงของอัตราส่วน P*/P แสดงถึงราคาสินค้าในประเทศที่สูงขึ้น ดังนั้น การอ่อนค่าลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินจะส่งผลให้เกิดการคาดการณ์ผลกระทบที่จะเกิดจากอัตราเงินเฟ้อในอนาคต ซึ่งการเกิดเงินเฟ้อนั้นจะส่งผลในแง่ลบต่อตลาดหลักทรัพย์ เนื่องจากทำให้เกิดการจำกัดการใช้จ่ายของผู้บริโภคซึ่งในที่สุดก็จะส่งผลกระทบต่อรายได้ของบริษัทที่ลดลงนั่นเอง

2) นักลงทุนต่างชาติไม่นิยมถือหุ้นในสกุลเงินที่อ่อนค่าและมักมีแนวโน้มว่าจะถอนการลงทุนออกไป อาทิ กรณีการอ่อนค่าลงของเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ทำให้นักลงทุนชะลอการถือครองสินทรัพย์ในสหรัฐอเมริกาในที่นี้รวมถึงการถือครองหุ้นด้วย และถ้านักลงทุนต่างชาติเหล่านั้นเทขายหุ้นก็จะทำให้ราคาหลักทรัพย์ลดต่ำลงในที่สุด

3) ผลกระทบจากการอ่อนค่าของอัตราแลกเปลี่ยนที่จะส่งผลต่อแต่ละบริษัทจะแตกต่างกันขึ้นอยู่กับปริมาณส่งออกหรือนำเข้าสินค้าในแต่ละบริษัท การที่เจ้าของบริษัทเป็นชาวต่างชาติ และไม่มีการป้องกันความเสี่ยงจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เมื่อค่าเงินใน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประเทศอ่อนค่า ส่งผลให้บริษัทที่เน้นการนำเข้าสินค้าได้รับความเดือดร้อนจากต้นทุนที่เพิ่มสูงขึ้น ในขณะที่ผลตอบแทนที่ได้ลดลง ส่งผลให้ราคาหลักทรัพย์ของบริษัทนั้นราคาลดต่ำลงเช่นกัน ส่วนบริษัทต่างชาติที่มีบริษัทแม่อยู่ในสหรัฐฯ จะได้รับผลตอบแทนที่เพิ่มสูงขึ้นเมื่อค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯอ่อนค่าลง เนื่องจากรายได้ที่ได้จะเพิ่มขึ้นเมื่อเปลี่ยนกลับเป็นเงินดอลลาร์สหรัฐฯ แต่ในบริษัทที่มีการป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนไว้นั้น จะไม่ได้รับผลกระทบจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนดังนั้นผลตอบแทน และราคาหลักทรัพย์จึงไม่ได้รับผลกระทบ สำหรับตลาดหลักทรัพย์ที่มีบริษัทสมาชิกหลากหลายรูปแบบจะต้องมีการดูแลในเรื่องการตอบสนองอย่างมีเงื่อนงำในการลดลงของค่าเงิน

4) ในระดับเศรษฐศาสตร์มหาภาค การลดค่าลงของเงินจะกระตุ้นอุตสาหกรรมการส่งออกและในขณะเดียวกันจะทำให้การนำเข้าลดลง จึงส่งผลดีต่อการผลิตภายในประเทศ ซึ่งการเพิ่มขึ้นของผลผลิตภายในประเทศจะเป็นตัวชี้วัดความเฟื่องฟูของเศรษฐกิจจากผู้ลงทุน และแนวโน้มการส่งเสริมราคาหลักทรัพย์

จากที่ได้กล่าวมาทั้งหมดพบว่า ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อราคาหลักทรัพย์นั้นไม่ได้ข้อสรุปที่แน่ชัดเนื่องจากมีความสัมพันธ์กันทั้งในทางบวกและลบ อ้างอิงจากผลการศึกษาของ Ajayi and Mougoue (1996) สมมติว่าความเชื่อมโยงในทางลบจะเกิดขึ้นก่อน ในระยะสั้นการคาดการณ์ของนักลงทุนจะมีผลต่อตลาดหลักทรัพย์มากกว่าที่จะมีผลต่อระบบเศรษฐกิจ

จากที่กล่าวมาข้างต้นนั้น สามารถระบุปัจจัยที่มีผลกระทบต่อตลาดหลักทรัพย์ ตามแบบจำลองของ Dimitrova (2005) ได้ดังนี้

$$SP = f (Y, INF , E)$$

โดยที่ Y คือ อัตราการเจริญเติบโตของผลผลิตภายในประเทศ

INF คือ อัตราเงินเฟ้อ

E คือ อัตราแลกเปลี่ยน

เมื่อพิจารณาจากพื้นฐานเค้าโครงทฤษฎีในส่วนนี้ สามารถนำไปสร้างแบบจำลองโดยอ้างอิงจากการศึกษาของ Zietz and Pemberton (1990)

นอกจากนี้แล้วยังมีปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อตลาดหลักทรัพย์ ไม่ว่าจะเป็นอัตราความเสี่ยงในเรื่องของการคอรัปชั่นและการเมือง อัตราส่วน P/E ของแต่ละประเทศ และอัตราการเจริญเติบโต P/E ของแต่ละประเทศ เป็นต้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.3 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ (Econometric Method)

1) ข้อมูลแพนเนิล (Panel Data)

ข้อมูลแพนเนิล (Panel Data) เป็นกลุ่มข้อมูลที่เก็บจากหน่วยของตัวอย่างชุดเดิม เช่น บุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศ โดยทำการเก็บข้อมูลซ้ำๆ หลายครั้งในแต่ละช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (Baltagi, 2002: 1; Verbeek, 2004: 341)

ดังนั้นข้อมูลแพนเนิลจึงมีลักษณะเป็นข้อมูลภาคตัดขวางร่วมกับข้อมูลอนุกรมเวลา (Pooled Cross-Section and Time Series Data) ซึ่งจะทำให้สามารถศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอธิบายของหน่วยภาคตัดขวางแต่ละหน่วยในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรของทุกหน่วยภาคตัดขวางในช่วงเวลาเดียวกันได้ ซึ่งข้อดีของข้อมูลแพนเนิล สามารถสรุปได้ดังนี้ (Baltagi, 2002: 5-7; Gujarati, 2003: 637-638)

1. ข้อมูลแพนเนิลจะแสดงกลุ่มข้อมูลของหน่วยบุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศในแต่ละช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ข้อมูลจึงมีความแตกต่างกันในแต่ละหน่วย ซึ่งการประมาณค่าข้อมูลแพนเนิลจะพิจารณาหรือคำนึงถึงความแตกต่างระหว่างหน่วยดังกล่าว

2. ข้อมูลแพนเนิลประกอบด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ดังนั้นจึงมีข้อมูลมากขึ้น ปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรมีน้อย และข้อมูลมีประสิทธิภาพมากขึ้น

3. การศึกษาหน่วยบุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศซ้ำๆ หลายครั้งในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ทำให้สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตรได้ดีขึ้น

4. ข้อมูลแพนเนิลสามารถประมาณค่า และแสดงผลซึ่งไม่สามารถสังเกตได้จากใช้ข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาอย่างใดอย่างหนึ่งเพียงอย่างเดียว

5. ข้อมูลแพนเนิลสามารถใช้ทำการศึกษาแบบจำลองที่มีความซับซ้อนมากๆ ได้

6. ข้อมูลแพนเนิลเป็นการเก็บรวบรวมข้อมูลจากหน่วยบุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศ จำนวนหลายๆ หน่วยที่แตกต่างกัน ทำให้ได้ข้อมูลจำนวนมาก จึงทำให้ลดการเอนเอียงของผลที่จะได้

แบบจำลองข้อมูลแพนเนิล เขียนได้ดังนี้ (Baltagi, 2002: 11)

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.10)$$

ให้ i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง ซึ่ง $i = 1, \ldots, N$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่ง $t = 1, \ldots, T$

ซึ่ง จำนวนค่าสังเกตของข้อมูลแพนเนิลเท่ากับ $N * T$

โดย y_{it} คือ เวกเตอร์ (N x T) x 1 ของตัวแปรตาม

α คือ ค่าคงที่ (Intercept)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

β คือ เวกเตอร์ K x 1ของค่าสัมประสิทธิ์ (Slope)

X_{it} คือ เวกเตอร์ (N x T) x K ของตัวแปรอธิบาย

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

การประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองแพนเนิล ขึ้นอยู่กับข้อสมมติเบื้องต้นของค่าคงที่ (α) ค่าสัมประสิทธิ์ (β) และค่าความคลาดเคลื่อน จากสมการที่ (2.10) โดยสมมติให้ค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์มีค่าคงที่สำหรับทุกหน่วยภาคตัดขวาง และทุกช่วงเวลาที่พิจารณา และให้ค่าความคลาดเคลื่อนของหน่วยภาคตัดขวาง และช่วงเวลาที่ต่างกันมีค่าแตกต่างกัน โดยไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวาง และความแตกต่างของช่วงเวลาการประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองแพนเนิล ที่พิจารณาแยกความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวาง และช่วงเวลาที่ต่างกัน จะทำการประมาณค่าโดยแยกปัจจัยที่มากระทบต่อหน่วยภาคตัดขวาง และช่วงเวลาที่ต่างกัน โดยข้อสมมติของค่าคงที่ และค่าสัมประสิทธิ์มีได้หลายแบบ ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีข้อสมมติของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ต่างกัน แบ่งออกเป็นการประมาณค่าแบบ Fixed-Effects Model และการประมาณค่าแบบ Random Effects Model

2) ข้อมูลแพนเนิลแบบไม่นิ่ง

การศึกษาโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) โดยเฉพาะอย่างยิ่งข้อมูลทางด้านเศรษฐศาสตร์พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาโดยทั่วไปมักมีแนวโน้มสูงขึ้นเมื่อเวลาผ่านไป และมักมีคุณสมบัติไม่นิ่ง (Nonstationary) คือ ค่าเฉลี่ย (Mean) และค่าความแปรปรวน (Variances) จะมีค่าไม่คงที่เปลี่ยนแปลงไปตามกาลเวลา ซึ่งการทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) หรือการประมาณค่า VAR Model โดยใช้วิธี OLS อาจก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) ทำให้เมื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการจะทำให้ตัวแปรของสมการมีความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (Spurious Relationship) พิจารณาได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต่างๆ มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสถิติที่ได้มีค่าสูง ในขณะที่ค่าสถิติ Durbin-Watson มีค่าต่ำ สาเหตุดังกล่าวเกิดจากการที่ตัวแปรมีความสัมพันธ์ต่อกันในลักษณะของเงื่อนไขเวลามากกว่าในลักษณะพื้นฐานทางเศรษฐกิจ ทำให้ค่าสถิติที่ได้จากสมการถดถอยขาดความน่าเชื่อถือ และไม่มีประสิทธิภาพ ดังนั้นก่อนนำข้อมูลไปศึกษาจึงต้องมีการทดสอบคุณสมบัติดังกล่าวของข้อมูลโดยการทดสอบความนิ่งของข้อมูลหรือการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test) เพื่อไม่ให้เกิดการบิดเบือนในการตีความผลทางด้านสถิติ และใช้วิธีการโคอินทิเกรชัน (Cointegration) และ Error Correction ในการตรวจสอบคุณสมบัติของกลุ่มตัวแปรว่ามีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) และมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวหรือไม่ ถึงแม้ว่าในระยะสั้นอาจมีการเคลื่อนไหวออกจากแนวโน้มจากความคลาดเคลื่อนก็ตาม แต่ถ้าพบว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตัวแปรเหล่านั้นมีโคอินทิเกรชันต่อกันแล้ว การเคลื่อนไหวของข้อมูลจะมีแนวโน้มไปในทิศทางเดียวกันและเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ซึ่งถ้าหากตัวแปรมีความสัมพันธ์ดังกล่าวแม้ว่าตัวแปรที่ใช้ในการประมาณค่าจะมีลักษณะไม่นิ่งก็จะไม่ก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ไม่แท้จริง

เนื่องจากข้อมูลแพนเนิล ประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ดังนั้นจึงได้มีการนำเอาเทคนิคและแนวคิดจากการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลามาใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลแพนเนิล ซึ่งในการศึกษาโดยใช้ข้อมูลแพนเนิลที่มีข้อมูลอนุกรมเวลาร่วมอยู่ด้วยจึงให้ความสำคัญกับเรื่องความนิ่งของข้อมูล ปัญหาเรื่องความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regressions) และโคอินทิเกรชัน (Cointegration) ดังนั้นในการศึกษาโดยใช้ข้อมูลแพนเนิลจึงได้มีการศึกษาโดยใช้วิธีการวิเคราะห์ข้อมูลแพนเนิลแบบไม่นิ่ง (Nonstationary Panel Data) ซึ่งวิธีการวิเคราะห์ข้อมูลทำได้ด้วยการทดสอบความนิ่ง (Stationary) ของข้อมูลด้วยวิธีการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests) การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองหรือการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Tests) และการประมาณค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองแพนเนิลโคอินทิเกรชัน

3) การทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท

การศึกษาโคอินทิเกรชันหรือความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลองแพนเนิลโคอินทิเกรชัน ซึ่งข้อมูลแพนเนิลมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary Panel Data) จะต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลหรือการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests) โดยการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูทในการศึกษาครั้งนี้จะทำการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท ด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test วิธี Breitung Test วิธี Hadri Test วิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test และวิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

พิจารณาจากสมการ AR(1) ของข้อมูลแพนเนิล

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X'_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (2.11)$$

ให้ $i = 1, 2, \ldots, N$ คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

และ $t = 1, 2, \ldots, T$ คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

โดย X'_{it} คือ ตัวแปรภายนอก (Exogenous Variables) ซึ่งรวมผลกระทบ (Fixed Effects) หรือแนวโน้มของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Individual Trends)

ρ_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ Autoregressive

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

ถ้า $|\rho_i| < 1$ แสดงว่า y_{it} ไม่มียูนิทรูท หรือข้อมูลแพนเนิลมีความนิ่ง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แต่ $|\rho_i| = 1$ แสดงว่า y_{it} มียูนิทรูท หรือข้อมูลแพนเนิลไม่นิ่ง

ในการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท มีข้อสมมติฐานสำหรับค่า ρ_i ที่แตกต่างกัน ซึ่งสามารถแบ่งออกเป็น 2 สมมติฐาน คือ ข้อสมมติฐานแรก กำหนดให้$\rho = \rho_i$ สำหรับทุก i หรือทุกหน่วยภาคตัดขวาง ได้แก่ การทดสอบแพนเนิลยูนิทรูทด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test วิธี Breitung Test และ วิธี Hadri Test ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process)

ข้อสมมติฐานที่สอง กำหนดให้ ρ_i ของแต่ละหน่วย i หรือแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเป็นอิสระต่อกัน ได้แก่ การทดสอบแพนเนิลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test และวิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP ซึ่งเป็นทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Processes)

1) การทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process) พิจารณาจากข้อสมมติฐานที่กำหนดให้ ρ_i ของทุกหน่วยภาคตัดขวางมีค่าเท่ากันแต่การทดสอบด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test และวิธี Breitung Test มีสมมติฐานหลัก คือ มียูนิทรูท แต่การทดสอบด้วยวิธี Hadri Test มีสมมติฐานหลัก คือ ไม่มียูนิทรูท ซึ่งรายละเอียดของแต่ละวิธี มีดังนี้

วิธี LLC Test และวิธี Breitung Test พิจารณาจากสมการ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ดังนี้

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta \Delta y_{it-j} + X'_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (2.12)$$

โดย Δy_{it} คือ พจน์ผลต่าง (Difference Term) ของ y_{it}

Δy_{it} คือ ข้อมูลแพนเนิล (Panel Data)

α คือ $\rho - 1$

ρ_i คือ จำนวน Lag Order สำหรับพจน์ผลต่าง (Difference Terms)

X'_{it} คือ ตัวแปรภายนอก (Exogenous Variable)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท คือ

$H_0 : \alpha =$ ข้อมูลแพนเนิลมียูนิทรูท

$H_1 : \alpha <$ ข้อมูลแพนเนิลไม่มียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1. วิธี Levin, Lin and Chu Test

วิธี LLC Test (Levin; Lin and Chu, 2002) ทำการถดถอยเพื่อประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α จากตัวแทน (Proxies) สำหรับ Δy_{it} และ y_{it}

ณ ระดับ Lag Order ที่กำหนดให้ทำการประมาณค่าสมการ 2 สมการ โดยทำการถดถอยจาก Δy_{it} และ y_{it-1} ที่พจน์ความล่า (Lag Term) Δy_{it-j} (j = 1,..., ρ_i) และตัวแปรภายนอก X_{it} ค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณได้จากการถดถอยสองสมการ คือ ($\hat{\beta}$, $\hat{\delta}$) และ ($\dot{\beta}$, $\dot{\delta}$)

สมการแรก หาค่า $\Delta\bar{y}_{it}$ จาก Δy_{it} และจากสมการที่ (2.12) เมื่อทำการแก้ปัญหาอัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelations) แล้ว เขียนใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta\bar{y}_{it} = \Delta y_{it} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \hat{\beta}_{it}\, \Delta y_{it-j} + X'_{it}\hat{\delta}_i \qquad (2.13)$$

สมการที่สอง หาค่า $\Delta\bar{y}_{it-1}$ จาก

$$\Delta\bar{y}_{it-1} = \Delta y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \dot{\beta}_{it}\, \Delta y_{it-j} + X'_{it}\dot{\delta}_i \qquad (2.14)$$

การหาค่า ตัวแทน จาก $\Delta\bar{y}_{it}$ และหารด้วยความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ได้ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \left(\frac{\Delta\bar{y}_{it}}{s_i}\right) \qquad (2.15)$$

$$\Delta\tilde{y}_{it-1} = \left(\frac{\Delta\bar{y}_{it-1}}{s_i}\right) \qquad (2.16)$$

โดย s_i คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ที่ได้จากการประมาณค่า ADF แต่ละค่าในสมการที่ (2.12)

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α หาได้ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \alpha\tilde{y}_{it-1} + \eta_i \qquad (2.17)$$

ค่าสถิติ t - Statistic ของ $\hat{\alpha}$ ที่มีการแจกแจงแบบปกติ หาได้ดังนี้

$$t_{\alpha^*} = \frac{t_\alpha - (N\tilde{T})S_N\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\sigma})\mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.18)$$

โดย t_{α^*} คือ ค่าสถิติ t -Statistic สำหรับ = 0

$\hat{\sigma}^2$ คือ ค่าความแปรปรวนที่ประมาณได้จากความคลาดเคลื่อน (Error Term) η

$se(\hat{\alpha})$ คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ของ $\hat{\alpha}$ และ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\tilde{T} = T - \left(\sum_{i} P_i \, / N \right) - 1 \qquad (2.19)$$

S_N คือ อัตราส่วนค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Average Standard Deviation Ratio) ซึ่งเป็นค่าเฉลี่ยส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางซึ่งประมาณค่าโดยใช้วิธี Kernel

$\mu_{m\tilde{T}^*}$ และ $\sigma_{m\tilde{T}^*}$ คือ พจน์การปรับตัว (Adjustment Term) ของค่าเฉลี่ย (Mean) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Deviation)

2. วิธี Breitung Test

วิธี Breitung Test (Breitung, 2000) ในเบื้องต้นมีวิธีการทดสอบแพนเนลยูนิทรูทเช่นเดียวกับวิธี LLC Test แต่มีข้อแตกต่างกัน คือ มีเฉพาะส่วนของอัตถดถอย (Autoregressive Portion) และไม่มีส่วนของตัวแปรภายนอก ที่ถูกเอาออกไปในการหาค่าตัวแทน (Proxies) ดังนี้คือ

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \left(\Delta y_{it} - \sum_{\mathrm{j}=1}^{\rho_i} \hat{\beta}_{ij} \, \Delta y_{it-j} \right) / S_i \qquad (2.20)$$

$$\tilde{y}_{it-1} = \left(y_{it-1} - \sum_{\mathrm{j}=1}^{\rho_i} \dot{\beta}_{ij} \, \Delta y_{it-j} \right) / S_i \qquad (2.21)$$

โดย $\hat{\beta}$, $\dot{\beta}$ และ S_i หาได้เช่นเดียวกับวิธี LLC Test ดังนั้นตัวแทน (Proxies) สามารถเขียนใหม่ได้เป็น

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}} \left(\Delta \tilde{y}_{it} - \frac{\Delta \tilde{y}_{it+1} + \ \ldots + \Delta \tilde{y}_{it+T}}{T-t} \right) \qquad (2.22)$$

$$y_{it-1}^* = \tilde{y}_{it-1} - \ c_{it}$$

โดย

$$c_{it} = \begin{cases} 0 & \text{No Intercept or Trend} \\ \tilde{y}_{i1} & \text{With Intercept, No Trend} \\ \tilde{y}_{i1} - \left(\frac{t-1}{T} \right) \tilde{y}_{iT} & \text{With Intercept and Trend} \end{cases} \qquad (2.23)$$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ α หาได้จากสมการตัวแทน

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* - \ v_{it} \qquad (2.24)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ภายใต้สมมติฐานหลัก ผลจากการประมาณค่า α^* มีการแจกแจงแบบปกติ มาตรฐานค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}(y_{it-1}^*)^2\right]^{\frac{1}{2}}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{n}T}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}(\Delta y_{it}^*)(y_{it-1}^*)\right)\right] \quad (2.25)$$

หรือ $B_{nT} = [B_{2nT}]^{\frac{1}{2}}B_{1nT}$

โดย $\hat{\sigma}^2$ คือ ค่าประมาณของ σ^2

B_{nT} คือ ค่าสถิติ *t* - Statistic ของ Breitung

3. วิธี Hadri Test

การทดสอบแพนเนิลยูนิทรูทด้วยวิธี Hadri Test (Hadri, 2000) มีสมมติฐานหลัก คือ ข้อมูลแพนเนิลไม่มียูนิทรูท โดยทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือหรือส่วนตกค้าง (Residual) จากสมการถดถอย OLS (OLS Regressions) ของ y_{it} ที่คงที่ (Constant) หรือคงที่ (Constant) และมีแนวโน้ม (Trend)

จาก $y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it}$ (2.26)

โดย y_{it} คือ ข้อมูลแพนเนิล ซึ่ง i = 1,2,…, N และ t = 1,2,…, T

δ_i คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

η_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ *t* หรือแนวโน้ม (Trend)

ε_{it} คือ ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (Residual)

ให้ส่วนคงเหลือจากการถดถอย $\hat{\varepsilon}_{it}$ อยู่ในรูปของค่าสถิติ *LM* (*LM* Statistic)

$$LM_1 = \left(\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t}S_i(t)^2/T^2\right)/\bar{f}_0\right) \quad (2.27)$$

โดย $S_i(t)$ ค่าสะสมของ Sums of the Residuals

$$S_i(t) = \sum_{\sigma=1}^{t}\hat{\varepsilon}_{it} \quad (2.28)$$

และ $\bar{f}_0$ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^{N}\bar{f}_0/N \quad (2.29)$$

สำหรับค่าสถิติ *LM* ในกรณีที่ *i* มีความแตกต่างกัน (Heteoskedasticity) เขียนสมการได้ดังนี้

$$LM_2 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t}S_i(t)^2/T^2\right)/f_{i0}\right) \quad (2.30)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดังนั้นจึงใช้ LM_1 ในกรณีที่มีความเหมือนกัน (Homoskedasticity) และใช้ LM_2 ในกรณีที่ความแตกต่างกัน (Heteoskedasticity)

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z - Statistic ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.31)$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลแพนเนิล

ξ = 1/6 และ ζ = 1/45 ถ้าแบบจำลองมีค่าคงที่เพียงอย่างเดียว

(η_iมีค่าเป็นศูนย์สำหรับทุกๆ i)

ξ = 1/15 และ ζ = 11/6300 สำหรับกรณีอื่น

2) การทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Processes)

การทดสอบแพนเนิลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test และวิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ ADF-Test และ PP-Test เป็นทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางดังนั้น ρ_i ของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจึงมีค่าต่างกัน ซึ่งการทดสอบด้วยวิธีดังกล่าวจะเป็นการรวมผลการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเพื่อใช้เป็นผลการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท ดังนั้นการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูทด้วยวิธี IPS Test และวิธี Fisher-Type Tests จะทำการทดสอบยูนิทรูทข้อมูลอนุกรมเวลาของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง แล้วสรุปเป็นผลรวมสำหรับการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูทของทุกประเทศ

1. วิธี Im, Pesaran and Shin Test

วิธี IPS Test (Im; Pesaran and Shin, 2003) ทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey-Fuller (ADF) โดยแยกพิจารณาข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross section) แต่ละหน่วย มีสมการดังนี้

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \qquad (2.32)$$

สมมติฐานการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท คือ

$$H_0 : \quad \alpha_i = 0 \qquad \text{สำหรับทุก } i$$

$$H_1 : \begin{cases} \alpha_i = 0 & i = 1,2,\dots,N \\ \alpha_i < 0 & i = N+1, N+2, \dots, N \end{cases}$$

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติt - Statistic สำหรับ α_i คือ

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} t_{iT_i}(p_i) \right) / N \qquad (2.33)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย $\bar{t}_{NT}$ มีการแจกแจงแบบปกติ และสามารถเขียนใหม่ได้เป็น

$$W_{\bar{t}_{NT}} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E(\bar{t}_{iT}(p_i)}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var(\bar{t}_{iT}(p_i))}} \quad (2.34)$$

2. วิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP

Maddala and Wu (1999) ใช้ Fisher's (P_λ) Test โดยรวมค่า p - value ของค่าสถิติที่ทดสอบ (t - Statistic) ความนิ่งของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย

โดย π_i (i = 1,2,...,N) คือค่า p - value ของการทดสอบยูนิทรูทของข้อมูลภาคตัดขวาง i จากข้อมูลภาคตัดขวางทั้งหมด N เป็นตัวแปรอิสระที่มี $U(0,1)$

$-2log_e\pi_i$ มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Chi-Squared: χ^2) และมี Degree of Freedom เท่ากับ 2 ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$P_\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} log_e\,\pi_i \rightarrow \chi^2 2N \quad (2.35)$$

ในกรณีของ Choi (2001) ให้ p_i (i = 1,2,...,N) คือค่า p - value ของการทดสอบยูนิทรูทของข้อมูลภาคตัดขวาง i จากข้อมูลภาคตัดขวางทั้งหมด

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} ln\,(p_i) \quad (2.36)$$

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$P = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} \emptyset^{-1}\,(p_i) \quad (2.37)$$

โดย $\emptyset$ (.) มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน $N(0,1)$ และ

$$L = -2\sum_{i=1}^{N} ln\,(\frac{p_i}{1-p_i}) \quad (2.38)$$

สมมติฐานการทดสอบแพนเนิลยูนิทรูท คือ

$H_0 :\ \rho_i = 1$ ข้อมูลแพนเนิลมียูนิทรูท

$H_1 : \begin{cases} \rho_i = 1 \\ \rho_i < 1 \end{cases}$ ข้อมูลแพนเนิลไม่มียูนิทรูท

4) การทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน

การทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Tests) หรือการทดสอบความสัมพันธ์ในแบบจำลอง สำหรับการศึกษาในครั้งนี้จะทำการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชันด้วยวิธีของ Pedroni และวิธีของ Kao ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1) วิธี Pedroni Test

Pedroni (1999, 2001, 2004) เสนอวิธีการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชันที่มีพื้นฐานมาจากการทดสอบโคอินทิเกรชันของ Engle-Grange ซึ่งวิธีการทดสอบของ Pedroni จะให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีค่าคงที่ (Intercepts) และแนวโน้ม (Trend) แตกต่างกัน (Heterogeneous) พิจารณาจากสมการถดถอยดังนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i + \beta_{1i}X_{1i,t} + \beta_{2i}X_{2i,t} + \ldots + \beta_{Mi}X_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (2.39)$$

โดย $i = 1, 2, \ldots, N$ คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

$t = 1, 2, \ldots, T$ คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

และ $m = 1, 2, \ldots, M$ คือ ตัวแปรถดถอย

สมมติให้ y_{it} และ $X_{Mi,t}$ มี Order of Integration = 1 หรือ I (1) สำหรับแต่ละหน่วย i

ค่าสัมประสิทธิ์ β_{1i} , β_{2i},..., β_{Mi} ของภาคตัดขวางแต่ละหน่วยจะแตกต่างกัน สำหรับค่าพารามิเตอร์ α_i คือ ผลกระทบของภาคตัดขวางแต่ละหน่วย (Individual Effects) ซึ่งแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจะมีความแตกต่างกัน ส่วน $\delta_i t$ คือ ผลกระทบจากแนวโน้ม (Trend Effects) ซึ่งแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจะมีความแตกต่างกัน หรืออาจกำหนดให้ไม่มีผลกระทบจากแนวโน้ม

ภายใต้สมมติฐานหลัก H_0: ไม่มีโคอินทิเกรชัน ส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือ (Residual) $e_{i,t}$ ซึ่งได้จากการถดถอยสมการที่ (2.39) จะเป็น I (1) และทดสอบได้จากสมการดังนี้

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (2.40)$$

สำหรับข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีหลายวิธีในการสร้างค่าสถิติเพื่อทดสอบสมมติฐานหลัก และมีสมมติฐานรอง 2 แบบที่แตกต่างกัน

สมมติฐานในการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน ($\rho_i = 1$)

H_1 : มีโคอินทิเกรชัน ($\rho_i = 1$) < 1 สำหรับทุก i

สมมติฐานในการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน ($\rho_i = 1$)

H_1 : มีโคอินทิเกรชัน ($\rho_i = 1$) < 1 สำหรับทุก i

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบโคอินทิเกรชัน คือ $\aleph_{N,T}$ ซึ่งได้จากส่วนตกค้างจากสมการที่ (2.40) ซึ่งจะได้ค่าสถิติทั้งหมด 7 ค่า เพื่อใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักได้แก่ (Pedroni, 1999)

ค่าสถิติ Panel υ - Statistic คือ

$$T^2N^{\frac{3}{2}}Z\hat{\upsilon}_{N,T} \equiv T^2N^{\frac{3}{2}}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\,\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1} \tag{2.41}$$

ค่าสถิติ Panel ρ - Statistic คือ

$$T\sqrt{N}Z\hat{\rho}_{N,T} \equiv T\sqrt{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\,\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right) \tag{2.42}$$

ค่าสถิติ Panel pp - Statistic คือ

$$Zt_{N,T} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^2\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\,\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right) \tag{2.43}$$

ค่าสถิติ Panel ADF - Statistic คือ

$$\tilde{Z}^*t_{N,T} \equiv \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\,\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\,\hat{e}_{i,t-1}^*\Delta\hat{e}_{i,t}^* \tag{2.44}$$

ค่าสถิติ Group ρ - Statistic คือ

$$TN^{-1/2}\tilde{Z}\hat{\rho}_{N,T-1} \equiv TN^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right) \tag{2.45}$$

ค่าสถิติ Group pp - Statistic คือ

$$N^{-1/2}\tilde{Z}t_{N,T} \equiv N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\sigma}_i^2\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t}-\hat{\lambda}_i\right) \tag{2.46}$$

ค่าสถิติ Group ADF - Statistic คือ

$$N^{-1/2}\tilde{Z}^*t_{N,T} \equiv N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{s}_{N,T}^{*2}\hat{e}_{i,t-1}^{*2}\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^*\Delta\hat{e}_{i,t}^* \tag{2.47}$$

ซึ่งค่าสถิติพื้นฐานที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$\frac{\aleph_{N,T}-\mu\sqrt{N}}{\sqrt{\upsilon}} \Rightarrow N(0,1) \tag{2.48}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย $\aleph_{N,T}$ คือ รูปแบบที่เหมือนกันของค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบโคอินทิเกรชันของแต่ละวิธีทดสอบ ให้ μ และ v คือ ตัวปรับค่า Monte Carlo ของค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน

โดยค่าสถิติ Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน ซึ่งเป็นการทดสอบ Panel Cointegration Tests หรือ Within Dimension และค่าสถิติ Group Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน ซึ่งเป็นการทดสอบ Group Mean Panel Cointegration Tests หรือ Between Dimension

ถ้าค่าสถิติ Panel Statistics ปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่าตัวแปรในแบบจำลองแพนเนิลโคอินทิเกรชันของทุกหน่วยภาคตัดขวางมีความสัมพันธ์กัน แต่ถ้าค่าสถิติ Group Panel Statistics ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าตัวแปรในแบบจำลองแพนเนิลโคอินทิเกรชันของภาคตัดขวางอย่างน้อย 1 หน่วย มีความสัมพันธ์กัน

2) วิธี Kao Test

Kao (1999) ได้เสนอวิธีการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน โดยมีวิธีการทดสอบพื้นฐานคล้ายกับวิธีของ Pedroni แต่ให้ข้อมูลภาคตัดขวางมีค่าคงที่ (Intercepts) แตกต่างกัน และให้ค่าสัมประสิทธิ์มีค่าเท่ากันในตัวแปรที่ทำการถดถอยครั้งแรก (First-Stage Regressors) พิจารณาจากสมการดังนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \quad (2.49)$$

สำหรับ

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \quad (2.50)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.51)$$

โดย $i = 1, 2, \ldots, N$; $t = 1, 2, \ldots, T$ ทำการถดถอยสมการที่ (2.39) ซึ่งให้ α_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยแตกต่างกัน β_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยเหมือนกัน และให้ค่าสัมประสิทธิ์ γ_i ทั้งหมดของแนวโน้มมีค่าเข้าสู่ 0

ทำการถดถอย $e_{it} = \rho e_{it-1} + \upsilon_{it}$ (2.52)

หรือ

$$e_{it} = \tilde{\rho} e_{it-1} \sum_{j=1}^{p} \Psi_j \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \quad (2.53)$$

สมมติฐานหลักการทดสอบ คือ H_0: ρ =1 (ไม่มีโคอินทิเกรชัน) ค่าสถิติในการทดสอบด้วยวิธี Dickey-Fuller (DF) คือ

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \quad (2.54)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_\rho + \sqrt{1.875N} \quad (2.55)$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1) + 3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2/\hat{\sigma}_{0v}^2}{\sqrt{3 + 36\hat{\sigma}_v^4/5\hat{\sigma}_{0v}^4}} \quad (2.56)$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v/(2\hat{\sigma}_{0v}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2/(2\hat{\sigma}_v^2) + 3\hat{\sigma}_v^2/(10\hat{\sigma}_{0v}^2)}} \quad (2.57)$$

และ $P > 0$ ค่าสถิติในการทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) คือ

$$ADF = \frac{t_{\tilde{\rho}} + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v/(2\hat{\sigma}_{0u}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2/(2\hat{\sigma}_v^2) + 3\hat{\sigma}_v^2/(10\hat{\sigma}_{0v}^2)}} \quad (2.58)$$

ซึ่งค่าสถิติมีการแจกแจงปกติมาตรฐาน หรือ $N(0,1)$ ค่าความแปรปรวน คือ $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\sigma}_u^2 - \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2\hat{\sigma}_\varepsilon^{-2}$ และค่าความแปรปรวนในระยะยาว คือ $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\sigma}_{0u}^2 - \hat{\sigma}_{0u\varepsilon}^2\hat{\sigma}_{0\varepsilon}^{-2}$

ค่าความแปรปรวนร่วมของ $w_{it} = \begin{bmatrix} u_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$ (2.59)

ประมาณค่าโดย

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_u^2 & \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2 \\ \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2 & \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widehat{w}_{it}\widehat{w}_{it}' \quad (2.60)$$

และค่าความแปรปรวนร่วมในระยะยาวประมาณค่าโดย

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{0u}^2 & \hat{\sigma}_{0u\varepsilon}^2 \\ \hat{\sigma}_{0u\varepsilon}^2 & \hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\widehat{w}_{it}\widehat{w}_{it}' + \kappa(\widehat{w}_i)\right] \quad (2.61)$$

โดย κ คือ Kernel Function

3) Fisher test ซึ่งอ้างอิงแนวคิดแบบ Johansen tests (Combined Individual tests (Fisher/ Johansen))

Fisher (1932) ได้เสนอการทดสอบที่รวบรวมการทดสอบแต่ละตัว (Individual tests) Maddala and Wu (1999) ได้ใช้ผลงานของ Fisher เพื่อที่จะเสนอแนวทางใหม่ในการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน โดยการรวบรวมการทดสอบข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยเพื่อให้ได้การทดสอบทางสถิติแบบกลุ่มหรือ Full Panel

ถ้า π_i คือ p-value จากการทดสอบโคอินทิเกรชันแต่ละตัว สำหรับข้อมูลภาคตัดขวาง *i* ภายใต้สมมติฐานหลักในการทดสอบแพนเนิลโคอินทิเกรชัน

$$-2\sum_{i=1}^{N} log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2n}^2 \quad (2.62)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5) การทดสอบสมการแพนเนิล

การทดสอบสมการแพนเนิล (Panel Equation Testing) คือ การทดสอบว่าควรจะทำการประมาณแบบจำลองแพนเนิลโคอินทิเกรชัน ในรูปแบบอย่างไร ระหว่าง Pooled Estimator, Fixed Effects หรือ Random Effects ซึ่งการศึกษาในครั้งนี้จะทำการทดสอบ 2 วิธี คือ Hausman Test และ Redundant Fixed Effects Test โดยมีรายละเอียด ดังนี้

1) วิธี Hausman Test

เป็นการทดสอบว่าควรที่จะทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects หรือ Randm Effects ภายใต้สมมติฐานหลักว่า ความคาดเคลื่อนไม่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรอิสระ

$$H_0: E(u_{it} \,/\, x_{it}) = 0$$

ซึ่งวิธีของ Hausman (1978) ทดสอบโดยสมมติให้ การประมาณค่าความแปรปรวนร่วมของ Fixed Effects และ Random Effects มีค่าเท่ากัน ($\hat{\beta}_{\mathrm{RE}} - \hat{\beta}_{FE} = 0$) ถ้ายอมรับสมมติฐานหลักก็ควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Randm Effects แต่ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักก็ควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

2) วิธี Redundant Fixed Effects Test

เป็นการทดสอบว่าควรที่จะทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects หรือ Pooled Estimator โดย Moulton and Randolph (1989) พบว่า Anova F-test ที่ใช้ทดสอบ Fixed Effects เหมมาะสมสำหรับการทดสอบ One-way Error Component ภายใต้สมมติฐานหลักว่า ข้อมูลมีการกระจายแบบ F-distribution

$$H_0^a : \sigma_\mu^2 = 0$$

ซึ่งวิธีของ Moulton and Randolph (1989) ทดสอบโดยสมมติให้ข้อมูลมีการกระจายเท่ากัน ถ้ายอมรับสมมติฐานหลักก็ควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects แต่ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักก็ควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Pooled Estimator

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

6) การประมาณแบบจำลองแพนเนิลโคอินทิเกรชัน

6.1) วิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square : OLS)

แนวคิดของวิธีการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square : OLS) คือ การประมาณค่าเส้นการถดถอยที่สามารถหาได้ โดยการทำให้ผลบวกของกำลังสองของส่วนที่เบี่ยงเบนไปจากเส้นถดถอย (ค่าคาดเคลื่อน : Error Term) ของค่าสังเกตของตัวแปรมีค่าน้อยที่สุด พิจารณาการคำนวณ OLS ในสมการ

สมการ OLS

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - X_i^*)^2\right]^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - X_i^*)(Y_{it} - Y_i^*) \quad (2.63)$$

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

$\hat{\beta}_{i,OLS}$ คือ A Standard Panel OLS Estimator

X_{it} คือ Exogenous Variable ในแบบจำลอง

X_i^* คือ ค่าเฉลี่ยของ X_i^*

Y_{it} คือ Endogenous Variable ในแบบจำลอง

Y_i^* คือ ค่าเฉลี่ยของ Y_i^*

ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีสมมติฐานของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกัน สามารถแบ่งออกได้เป็นการประมาณค่าแบบจำลอง Fixed Effects Model และการประมาณค่าแบบจำลอง Random Effects Model ดังนี้

1) แบบจำลอง Fixed Effects Model

จากข้อสมมติเกี่ยวกับค่าคงที่ และค่าสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกันออกไป สามารถแบ่งแบบจำลอง Fixed Effects Model ได้ดังนี้ (Gujarati, 2003: 640-647)

1. สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์คงที่ แต่ค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยหรือช่วงเวลาที่ต่างกัน หรือเรียกว่า Lest-Squares Dummy Variable (LSDV) Regression Model

นั่นคือค่าคงที่ที่ประมาณได้จากสมการมีค่าแตกต่างกันสำหรับหน่วย i ที่ต่างกัน เขียนสมการได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 345-347)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{2.64}$$

ให้ X_{it} ไม่ขึ้นอยู่กับ ε_{it} เขียนสมการถดถอยโดยมีตัวแปรหุ่นเป็นแต่ละหน่วย i ได้ดังนี้

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{2.65}$$

โดยให้ d_{ij} = 1 (ถ้า $i = j$)

= 0 (อื่นๆ)

จากสมการที่ (2.65) จึงมีกลุ่มของตัวแปรหุ่นจำนวน N และค่าพารามิเตอร์คือ α_1 ,...., α_N และ β

ให้ y_{it} คือ ตัวแปรตาม X_{2it}, X_{3it} คือ ตัวแปรอิสระ และ ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่ง i = 1, 2,..., N และ t = 1, 2, ..., T โดย D_{2i}, D_{3i}, D_{4i} เป็นตัวแปรหุ่นของหน่วยที่ต่างกัน และ $Dum_1, Dum_2, \ldots, Dum_{19}$ เป็นตัวแปรหุ่นของช่วงเวลาที่ต่างกัน

จากสมการที่ (2.64) สามารถเขียนแบบจำลองแพนเนลได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{2.66}$$

ดังนั้นเขียนแบบจำลอง Fixed Effects Model ได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{2.67}$$

เมื่อพิจารณาถึงความแตกต่างกันของหน่วย เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{2.68}$$

ดังนั้นเมื่อพิจารณาความแตกต่างกันของช่วงเวลา เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Dum_1 + \lambda_2 Dum_2 + \ldots + \lambda_{19} Dum_{19} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{2.69}$$

2. สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์คงที่ แต่ค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกันและช่วงเวลาที่ต่างกัน เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \lambda_0 + \lambda_1 Dum_1 + \lambda_2 Dum_2 + \ldots + \lambda_{19} Dum_{19} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \tag{2.70}$$

3. สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์ และค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกัน เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \gamma_1 (D_{2i} X_{2it}) + \gamma_2 (D_{2i} X_{3it}) + \gamma_3 (D_{3i} X_{2it}) + \gamma_4 (D_{3i} X_{3it}) + \gamma_5 (D_{4i} X_{2it}) + \gamma_6 (D_{4i} X_{3it}) + \varepsilon_{it} \tag{2.71}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4. สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์และค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกัน และช่วงเวลาที่ต่างกัน

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i}\alpha_1 + \lambda_0 + \lambda_1 Dum_1 + \lambda_2 Dum_2 + \ldots + \lambda_{19} Dum_{19} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \gamma_1(D_{2i}X_{2it}) + \gamma_2(D_{2i}X_{3it}) + \gamma_3(D_{3i}X_{2it}) + \gamma_4(D_{3i}X_{3it}) + \gamma_5(D_{4i}X_{2it}) + \gamma_6(D_{4i}X_{3it}) + \varepsilon_{it} \quad (2.72)$$

2) แบบจำลอง Random Effects Model

สมมติให้ในการวิเคราะห์สมการถดถอย มีปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อตัวแปรตาม แต่ไม่ได้รวมอยู่กับตัวแปรถดถอย ซึ่งสามารถแสดงในรูปของค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error Term) ข้อสมมติที่ได้คือ α_i คือตัวแปรสุ่ม (Random Factors) ซึ่งเป็นอิสระ และมีการกระจายในแต่ละหน่วย ดังนั้นเขียนแบบจำลอง Random Effects Model ได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 347-348)

$$y_{it} = \mu + \beta X'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}\,,\ \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2);\quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2) \quad (2.73)$$

โดย $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ซึ่งประกอบด้วยส่วนของความแตกต่างของแต่ละหน่วยที่ไม่มีความแตกต่างในช่วงเวลา และส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือที่ไม่มีความสัมพันธ์กันในช่วงเวลา ดังนั้นความสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลา คือ ผลกระทบจากความแตกต่างของแต่ละหน่วย (α_i)

จากสมการที่ (2.67) ให้ β_{1i} คือ ค่าคงที่ ซึ่งสมมติให้เป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นค่าเฉลี่ยβ_1 และค่าคงที่ของแต่ละหน่วย เขียนได้ดังนี้ (Gujarati, 2003: 647-649)

$$\beta_{1i} = \beta_1 + u_i \qquad i = 1, 2, \ldots, N \quad (2.74)$$

ซึ่ง u_i คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_u^2 ดังนั้นค่าคงที่ของแต่ละหน่วย คือ ค่าเฉลี่ย (β_1) และความแตกต่างของค่าคงที่ในแต่ละหน่วยเป็นผลมาจากค่าความคลาดเคลื่อน u_i

แทนค่าสมการที่ (2.74) ในสมการที่ (2.68) จะได้

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + u_{it} + \varepsilon_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + w_{it} \quad (2.75)$$

โดย $w_{it} = u_{it} + \varepsilon_{it}$ ซึ่ง w_{it} ประกอบด้วย u_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย หรือค่าที่ไม่สามารถสังเกตได้ (Unobservable หรือ Latent Variable) และ ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลภาคตัดขวาง และข้อมูลอนุกรมเวลา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

6.2) การประมาณค่าการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตรแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

การประมาณแบบ DOLS (Dynamic Ordinary Least Square) คือ การประมาณการแบบ OLS แต่มีการเพิ่ม Dynamic Term เข้าไปในสมการ OLS ดังนั้น จึงเรียกว่า การประมาณค่าการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตรแบบกำลังสองน้อยที่สุด (DOLS) พิจารณาการคำนวณ OLS ในสมการ

สมการ DOLS

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} Z_{it}^{*} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} \hat{Z}_{it} \right) \right] \quad (2.76)$$

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

$\hat{\beta}_{i,DOLS}$ คือ Dynamics OLS Estimator

Z_{it} คือ is the 2(K+1(x 1

$\hat{Z}_{it}$ คือ $(X_{it} - X_{i}^{*})$

ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีสมมติฐานของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกัน สามารถแบ่งออกได้เป็นการประมาณค่าแบบจำลอง Fixed Effects Model และการประมาณค่าแบบจำลอง Random Effects Model ซึ่งจะมีลักษณะเช่นเดียวกับ การประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) นั่นเอง

6.3) การประมาณค่าวิธีการแบบ Generalized Method of Moments (GMM)

ผู้ที่เสนอวิธีการแบบ Generalized Method of Moments (GMM) คือ Hansen (1982) วิธีการนี้เป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองโดยตรงจากเงื่อนไขโมเมนต์ (Moment Conditions) ซึ่งใส่เข้ามาในแบบจำลอง เงื่อนไขเหล่านี้สามารถที่จะมีลักษณะเชิงเส้น (Linear) ในพารามิเตอร์ แต่บ่อยครั้งมากทีเดียวจะมีลักษณะไม่เชิงเส้น (Nonlinear) และเพื่อที่จะทำให้เราสามารถหาค่าพารามิเตอร์ได้ จำนวนของเงื่อนไขโมเมนต์อย่างน้อยที่สุดควรจะเท่ากับจำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การประมาณค่าแบบ GMM มีรูปแบบพื้นฐานมาจากสมการ

$$g(\beta) = \sum_{i=1}^{M} g_i(\beta) = \sum_{i=1}^{M} Z_i' \in_i (\beta) \tag{2.77}$$

โดยที่ Z_i คือ เมทริกซ์ของ $T_i \times p$ สำหรับข้อมูลภาคตัดขวาง i และ

$$\in_i (\beta) = y_i - f(X_{it}, \beta) \tag{2.78}$$

จากข้อมูล i และ t เราสามารถทำการการประมาณค่าแบบ GMM โดยวิธีสมการกำลังสองน้อยสุด ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} S(\beta) &= \left(\sum_{i=1}^{M} Z_i' \in_i (\beta)\right)' H \left(\sum_{i=1}^{M} Z_i' \in_i (\beta)\right) \\ &= g(\beta)' H g(\beta) \end{aligned} \tag{2.79}$$

จากสมการ 2.79 สามารถประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของเวกเตอร์ได้ดังนี้

$$V(\hat{\beta}) = (G'HG)^{-1}(G'H\Lambda HG)(G'HG)^{-1} \tag{2.80}$$

โดย Λ คือ ค่าพารามิเตอร์ $E(g_i(\beta)g_i(\beta)') = E(Z_i' \in_i (\beta) \in_i (\beta)' Z_i)$ และ G คือ $T_i \times k$ ซึ่งสามารถแทนค่า และเขียนสมการได้ใหม่เป็น

$$G(\beta) = \left(-\sum_{i=1}^{M} Z_i' \nabla f_i(\beta)\right) \tag{2.81}$$

ในกรณีสมการรูปแบบเชิงเส้นอย่างง่าย $f(X_{it}, \beta) = X_{it}', \beta$ อาจเขียนวิธีการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ในรูปแบบปิดได้ ดังนี้

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \left(\left(\sum_{i=1}^{M} Z_i' \mathrm{X}_i\right)' H \left(\sum_{i=1}^{M} Z_i' \mathrm{X}_i\right)\right)^{-1} \left(\left(\sum_{i=1}^{M} Z_i' \mathrm{X}_i\right)' H \left(\sum_{i=1}^{M} Z_i' \mathrm{Y}_i\right)\right) \\ &= (M_{ZX}' H M_{ZX})^{-1}(M_{ZX}' H M_{ZY}) \end{aligned} \tag{2.82}$$

จะได้การประมาณค่าความแปรปรวน

$$V(\hat{\beta}) = (M_{ZX}' H M_{ZX})^{-1}(M_{ZX}' H \Lambda H M_{ZX})(M_{ZX}' H M_{ZX})^{-1} \tag{2.83}$$

โดยสมการ M_{AB} รูปแบบทั่วไป คือ

$$M_{AB} = M^{-1}\left(\sum_{i=1}^{M} A_i' \mathrm{B}_i\right) \tag{2.84}$$

ซึ่งขั้นตอนเบื้องต้นในการประมาณค่าแบบ GMM คือ 1) การระบุเครื่องมือที่จะมาใช้ (Z) 2) การเลือกเมทริกซ์น้ำหนัก (H) และ3) กำหนดวิธีการประมาณค่าสำหรับ Λ ซึ่งจากที่กล่าวมา เราสามารถเขียนสมการนี้ได้อย่างหลากหลาย เพื่อเป็นประโยชน์ในการอธิบายรายละเอียดบางส่วนของการประมาณค่าแบบ GMM

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตัวอย่างเช่นการประมาณค่า 2SLS อย่างง่ายโดยใช้การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนรวม

$$H = (\hat{\sigma}^2 M_{ZZ})^{-1} \tag{2.85}$$
$$\Lambda = \hat{\sigma}^2 M_{ZZ}$$

สามารถเขียนสมการแทนได้ คือ

$$\hat{\beta} = (M_{ZX'}(\hat{\sigma}^2 M_{ZZ})^{-1} M_{ZX})^{-1}(M_{ZX'}(\hat{\sigma}^2 M_{ZZ})^{-1} M_{ZY}) \tag{2.86}$$
$$= \left(M_{ZX'} {M_{ZZ}}^{-1} M_{ZX}\right)^{-1}\left(M_{ZX'} {M_{ZZ}}^{-1} M_{ZY}\right)$$

และ

$$V(\hat{\beta}) = \hat{\sigma}^2\left(M_{ZX'} {M_{ZZ}}^{-1} M_{ZX}\right)^{-1} \tag{2.87}$$

โดย

$$\Lambda = T^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T} Z_t' \, \hat{\epsilon}_t \, \hat{\epsilon}_t{}' \, Z_t\right) \tag{2.88}$$

และตัวอย่างเช่นการประมาณค่า 3SLS อย่างง่ายโดยใช้การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนรวม

$$H = \left(T^{-1}\sum_{t=1}^{T} Z_t' \hat{\Omega}_M \, Z_t\right)^{-1} \tag{2.89}$$

ซึ่ง $\hat{\Omega}_M$ คือความแปรปรวนของเมทริกซ์ ซึ่งในทำนองเดียวกันสามารถเขียนแทนได้ คือ

$$H = \left(M^{-1}\sum_{i=1}^{M} Z_i' \, \hat{\epsilon}_i \hat{\epsilon}_i{}' \, Z_i\right)^{-1} \tag{2.90}$$

GLS Specifications

$$g(\beta) = \sum_{i=1}^{M} g_i(\beta) = \sum_{i=1}^{M} Z_i' \hat{\Omega}^{-1} \, \epsilon_i \, (\beta) \tag{2.91}$$

Dynamic Data Panel

$$Y_{it} = \textstyle\sum_{j=1}^{P} \rho_j Y_{it-j} + X_{it}'\beta + \delta_i + \epsilon_{it} \tag{2.92}$$

สามารถ First-differencing เพื่อลดความคาดเคลื่อนของข้อมูลได้เป็น

$$\Delta Y_{it} = \sum_{j=1}^{P} \rho_j \Delta Y_{it-j} + \Delta X_{it}'\beta + \Delta\epsilon_{it} \tag{2.93}$$

โดยที่

$$W_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & Y_{i1} & Y_{i2} & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & Y_{i1} & Y_{i2} & \dots & Y_{iT_i-2} \end{bmatrix} \tag{2.94}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ซึ่งการประมาณค่า 2SLS อย่างง่าย สามารถเขียนสมการแทนได้

$$H^d = \left(M^{-1} \sum_{i=1}^{M} Z_i' \Xi \, Z_i \right)^{-1} \tag{2.95}$$

โดยที่

$$\Xi = \frac{1}{2} \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 2 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 \end{bmatrix} \sigma^2 \tag{2.96}$$

ซึ่ง H^d คือน้ำหนักของเมทริกซ์ โดยสามารถแทนค่าได้เป็น

$$H = \left(M^{-1} \sum_{i=1}^{M} Z_i' \Delta \widehat{\in}_i \, \Delta \widehat{\in}_i{}' \, Z_i \right)^{-1} \tag{2.97}$$

ซึ่งสามารถลดรูปสมการได้เป็น

$$H = \left(M^{-1} \sum_{i=1}^{M} Z_i' \, Z_i \right)^{-1} \tag{2.98}$$

2.2 เอกสาร และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

สายสุดา จันทรา (2547) ศึกษา ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศกับดัชนีหลักทรัพย์บางประเทศในเอเชีย โดยใช้วิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) การปรับตัวระยะสั้น (Error Correction) รวมทั้งความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปร(Granger's Causality) โดยใช้ข้อมูลดัชนีตลาดหลักทรัพย์ และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราสกุลท้องถิ่นที่ทำการศึกษาต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ได้แก่ ประเทศญี่ปุ่น ฮ่องกง ไต้หวัน สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์เกาหลีใต้ อินโดนีเซีย และไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม2544 รวม 48 เดือน

ผลการศึกษาพบว่าดัชนีตลาดหลักทรัพย์ในประเทศไต้หวัน สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์ เกาหลีใต้ อินโดนีเซีย และไทย มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ จึงได้ทำการประมาณการปรับตัวในระยะสั้นพบว่ามีการปรับตัวในระยะสั้นสำหรับการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลพบว่าเฉพาะประเทศไต้หวันที่ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ เป็นเหตุของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

นิภาพร สนองบุญ (2548) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับดัชนีราคาภายใต้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือนตั้งแต่สิงหาคม 2540 – ธันวาคม 2547 เป็นดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศคู่ค้าที่สำคัญของไทย 6 ประเทศ และใช้อัตราแลกเปลี่ยนของไทยพบว่า ประเทศสหรัฐอเมริกา, ญี่ปุ่น, ฮ่องกง และอังกฤษ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศที่เป็นตัวเงินกับดัชนีราคาโดยเปรียบเทียบ และผลจากการประมาแบบจำลอง Error correction mechanism พบว่าการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาโดยเปรียบเทียบมีผลต่อการปรับพฤติกรรมการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศที่เป็นตัวเงินในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยาวและส่วนของการเบี่ยงเบนออกจากจุดดุลยภาพในช่วงเวลาก่อนจะมีค่าลดลงเรื่อยๆ ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลกัน พบว่า ญี่ปุ่น และสิงคโปร์ มีความสัมพันธ์ 2 ทิศทาง ส่วนสหรัฐอเมริกา, มาเลเซีย และอังกฤษ มีความสัมพันธ์แบบทางเดียว

Bhattacharya and Mukherjee (2002) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราแลกเปลี่ยน ปริมาณเงินตราต่างประเทศสำรอง (Foreign Exchange Reserves) และมูลค่าดุลการค้า (Value of Trade Balance) กรณีศึกษาประเทศอินเดีย โดยการประยุกต์ใช้เทคนิค Unitroot Test, Cointegration และ Granger Non-causality Test (Toda and Yamamoto, 1995) โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือนในช่วงปี ค.ศ. 1990-91 ถึง ค.ศ. 2000-01 ประกอบด้วย Bombay stock exchange Sensitive Index และตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาคทั้งสาม ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน ปริมาณเงินตราต่างประเทศสำรอง และมูลค่าดุลการค้า พบว่าทั้งดัชนีตลาดหลักทรัพย์และตัวแปรทั้งสามต่างไม่ได้ส่งผลต่อกัน

Abdelaziz, Chortareas and Cipollini (2008) ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราแลกเปลี่ยน และราคาน้ำมัน กรณีศึกษาประเทศผู้ส่งออกน้ำมันรายใหญ่ในตะวันออกกลาง ได้แก่ประเทศอียิปต์ คูเวต โอมาน และซาอุดิอาระเบีย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือนในช่วงเวลาที่ใกล้เคียงกัน โดยในประเทศอียิปต์เป็นข้อมูลตั้งแต่ ธันวาคม ค.ศ. 1994 ถึง มิถุนายน ค.ศ. 2006 ประเทศคูเวตใช้ข้อมูลตั้งแต่ กันยายน ค.ศ. 1992 ถึง กุมภาพันธ์ ค.ศ. 2006 ประเทศโอมานใช้ข้อมูลตั้งแต่ พฤษภาคม ค.ศ. 1996 ถึง พฤษภาคม ค.ศ. 2006 และประเทศซาอุดิอาระเบียใช้ข้อมูลตั้งแต่ มกราคม ค.ศ. 1994 ถึง เมษายน ค.ศ. 2006 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาประกอบด้วย ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ในแต่ละประเทศ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสกุลเงินท้องถิ่นและดอลลาร์สหรัฐฯ ดัชนีผู้บริโภค ราคาน้ำมัน OPEC และดัชนี S&P500

พบว่าดัชนีตลาดหลักทรัพย์ และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว แม้ว่าจะเพิ่มตัวแปรภายนอก อาทิเช่น ราคาหลักทรัพย์ของประเทศสหรัฐฯ หรือราคาน้ำมัน ซึ่งอาจ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เป็นผลมาจากการเปลี่ยนแปลงครั้งใหญ่จากปัญหาราคาน้ำมัน (The Oil Price Shock) เมื่อเดือนมีนาคม ค.ศ. 1999 ดังนั้นคณะวิจัยจึงได้แบ่งข้อมูลเป็นช่วงก่อนและหลังเหตุการณ์ดังกล่าว โดยใช้วิธีCointegration ของ Johansen พบว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์กันเฉพาะช่วงหลังเหตุการณ์วิกฤตน้ำมันโดยในประเทศอียิปต์ โอมาน และซาอุดิอาระเบีย พบว่าดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง และราคาน้ำมัน มีความสัมพันธ์กัน ในขณะที่ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ และราคาน้ำมันเท่านั้นที่มีความสัมพันธ์กันในประเทศคูเวต

นอกจากนั้นยังพบว่าในประเทศที่ทำการศึกษาครั้งนี้ ราคาน้ำมันส่งผลทางบวกในระยะยาวต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์ ในประเทศอียิปต์ และโอมาน ในขณะที่มีความสัมพันธ์ผกผันในประเทศซาอุดิอาระเบีย อีกทั้งการปรับตัวสู่ดุลยภาพใช้เวลา 14, 17, 22 และ 24 เดือน ในประเทศซาอุดิอาระเบีย อียิปต์ โอมาน และคูเวต ตามลำดับ

Garín-Muñoz and Amaral (2000) ศึกษาเพื่อวัดผลกระทบของปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจที่มีผลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เข้ามาท่องเที่ยวในสเปน โดยใช้ข้อมูลแพนเนิลแบบที่ไม่สมดุล (Unbalanced Panel Data) โดยเก็บจากเส้นทางท่องเที่ยว 17 ประเทศในช่วงระยะเวลา 11 ปี ตั้งแต่ปี ค.ศ. 1985-1995 รวมจำนวนตัวอย่างเท่ากับ 165 ตัวอย่าง ซึ่งข้อมูลแพนเนิลแบบไม่สมดุลสามารถเก็บข้อมูลโดยมีจำนวนค่าสังเกตหรือกลุ่มตัวอย่างที่แตกต่างกันในแต่ละประเทศ โดยใช้ตัวแปรตาม คือ จำนวนคืนที่นักท่องเที่ยวต่างชาติเข้าพักยังโรงแรมในสเปน ส่วนตัวแปรอิสระ คือ ผลิตภัณฑ์ประชาชาติเบื้องต้นต่อหัว อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศของประเทศสเปนต่อประเทศต้นทาง ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศสเปนต่อประเทศต้นทาง และตัวแปรหุ่นคือสงครามอ่าวเปอร์เซียในปี ค.ศ. 1991

ผลจากการประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธี OLS หรือ Pooled Least-Square ประมาณค่าแบบจำลอง Fixed Effects ด้วยวิธี Within Groups และประมาณค่าแบบจำลอง Random Effects ด้วยวิธี GLS และการ First Differences พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากการประมาณค่าแบบจำลอง Fixed Effects มีเครื่องหมายตรงตามสมมติฐาน และมีความน่าเชื่อถือมากที่สุด ซึ่งค่าความยืดหยุ่นที่ได้คือ ความยืดหยุ่นต่อรายได้เท่ากับ 1.41 ความยืดหยุ่นต่อราคาเท่ากับ -0.30 ความยืดหยุ่นต่ออัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศเท่ากับ 0.50 และผลกระทบของสงครามอ่าวเปอร์เซียเท่ากับ -0.15

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved