บทที่ 2

ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎี The Fisher Effect

"อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (Nominal Interest Rate) ของแต่ละประเทศ จะเท่ากับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (Real Interest Rate) บวกด้วยอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้น (Expected Inflation) ในประเทศนั้นๆ"

นักเศรษฐศาสตร์ เออรวิง ฟิชเชอร์ (Irving Fisher) ได้เสนอแนวคิดนี้ขึ้น เพื่อใช้อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อของสองประเทศ โดยมีหลักการว่า อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในตลาดเงินของแต่ละประเทศนั้น จะประกอบด้วยอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงที่นักลงทุนต้องการบวกด้วยอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้นในตลาดเงินของประเทศนั้นๆ ทั้งนี้ หลักการของทฤษฎี
สามารถแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่างๆ ได้ดังนี้ คือ

$$i = r + I \qquad (1)$$

เมื่อ i คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (Nominal Interest Rate)
r คือ อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงที่นักลงทุนต้องการ (Real Interest Rate)
I คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้น (Expected Inflation Rate)

เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในตลาดเงินทุกประเทศควรจะเท่ากันเพื่อไม่ให้นักลงทุนเกิดความได้เปรียบหรือเสียเปรียบ จึงอาจกล่าวได้ว่า อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจะแปรผันโดยตรงตามอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเป็นในแต่ละประเทศ ดังนั้น ประเทศที่มีอัตราเงินเฟ้อสูงจึงควรมีอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินสูงกว่าอีกประเทศหนึ่งที่มีอัตราเงินเฟ้อต่ำกว่าโดยเปรียบเทียบ ทั้งนี้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามทฤษฎี The Fisher Effect สามารถแสดงในอีกรูปแบบหนึ่ง ดังนี้

คือ $$\frac{1 + I^f}{1 + I^d} = \frac{1 + i^f}{1 + i^d} \qquad (2)$$

เมื่อ i^f คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในต่างประเทศ

i^d คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินภายในประเทศ

I^f คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้นในต่างประเทศ

I^d คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้นภายในประเทศ

2.1.2 ทฤษฎี International Parity Relations (IPRs)

เป็นการอธิบายความสัมพันธ์ระหว่าง 3 ปัจจัย คือ อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ อัตราดอกเบี้ย และอัตราเงินเฟ้อ

IPRs สามารถแยกย่อยออกมาเป็นทฤษฎีความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยแต่ละคู่ ซึ่งได้แก่

1. Relative Purchasing Power Parity ซึ่งเป็นความสมพันธ์ระหว่าง อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ กับ อัตราเงินเฟ้อ โดยมีแนวคิดว่า หากประเทศ A มีอัตราเงินเฟ้อสูงกว่าประเทศ B เมื่อเวลาผ่านไป (และปัจจัยอื่นๆ คงที่) ประเทศ A จะมีค่าเงินที่ต่ำลงเมื่อเทียบกับประเทศ B ซึ่งสามารถเขียนความสัมพันธ์ในรูปสมการได้ว่า

$$\frac{\text{Expected Exchange Rate in the Future}}{\text{Spot Exchange Rate}} = \frac{(1 + \text{Local Inflation Rate})}{(1 + \text{Foreign Inflation Rate})} \qquad (3)$$

2. International Fisher Relation (Iving Fisher นักเศรษฐศาสตร์ชาวสหรัฐอเมริกา) ซึ่งกล่าวถึงความสัมพันธ์ระหว่าง อัตราเงินเฟ้อ และ อัตราดอกเบี้ย โดยมีแนวคิดว่า ความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อในอนาคต และ ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ย ระหว่างประเทศ A และ B จะเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกัน ซึ่งเขียนเป็นสมการได้ว่า

$$\frac{\text{Local Expected Inflation Rate in the Future}}{\text{Foreign Expected Inflation Rate in the Future}} = \frac{(1 + \text{Local Interest Rate})}{(1 + \text{Foreign Interest Rate})} \qquad (4)$$

3. Uncovered Interest Rate Parity เกิดจากการนำทฤษฎี 1 และ 2 มารวมกัน ซึ่งจะได้เป็น

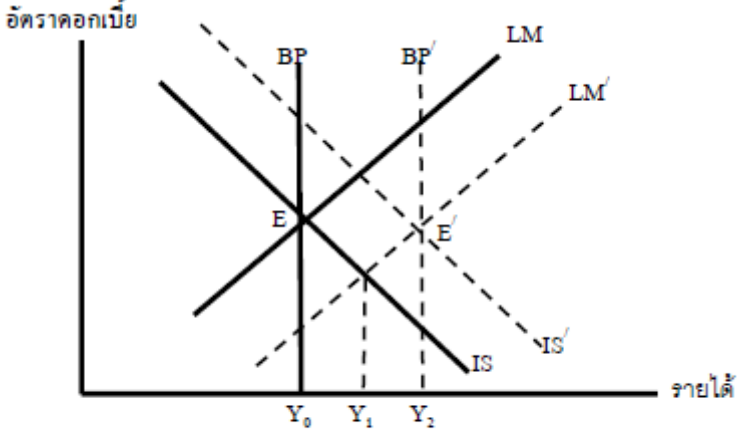
$$\frac{\text{Expected Exchange Rate in the Future}}{\text{Spot Exchange Rate}} = \frac{(1 + \text{Local Interest Rate})}{(1 + \text{Foreign Interest Rate})} \qquad (5)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.3 นโยบายเศรษฐศาสตร์มหภาคของระบบเศรษฐกิจเปิด

นโยบายการเงินภายใต้รูปแบบ Mundell – Fleming

การวิเคราะห์ผลของนโยบายการเงินตามรูปแบบของ Mundell – Fleming สามารถอธิบายได้ 3รูป

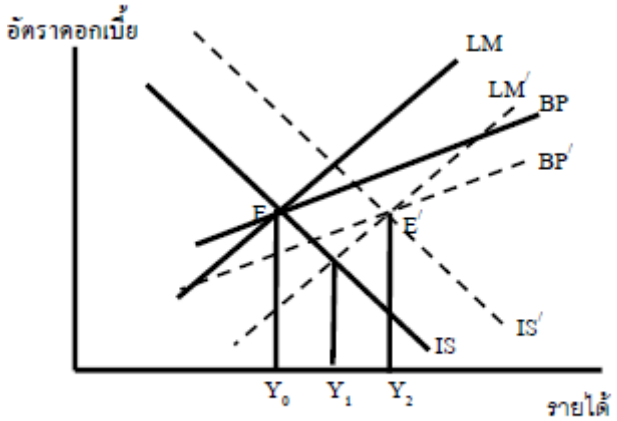


(ก) ไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน

ภาพที่ 2.1 นโยบายการเงินตามรูปแบบของ Mundell – Flemingแบบไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน

เป็นกรณีที่ไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน ซึ่งแสดงโดยเส้น BP เป็นเส้นตั้งฉาก เมื่อไม่มีทุนเคลื่อนย้าย จากสมการดุลยภาพภายนอก ดุลยภาพครั้งแรกอยู่ที่จุด E เส้น BP จำเป็นต้องตัดเส้น IS และ LM ที่จุด E เพราะระบบเศรษฐกิจอยู่ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี ซึ่งดุลการชำระเงินจะสมดุลถ้าใช้นโยบายการเงินแบบขยาย เช่นการเพิ่มสินเชื่อภายในประเทศ ผลคือทำให้เส้น LM เคลื่อนลงมาทางขวามือเป็น LM' ในระยะเวลาสั้นภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่รายได้จะเพิ่มขึ้นเป็น Y_1 และดุลการชำระเงินจะขาดดุล เหตุการณ์จะสิ้นสุด แต่ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี เหตุการณ์จะไม่สิ้นสุด ถึงแม้จะเป็นระยะสั้นเพราะดุลการชำระเงินไม่สามารถขาดดุลได้ การขาดดุลจะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนสูงขึ้น (ค่าของเงินภายในประเทศเสื่อมค่า) ทำให้เส้น IS และ BP เคลื่อนมาทางขวามือจนกระทั่งเส้น IS', LM' และ BP' ตัดกันที่จุด E ทำให้รายได้เพิ่มขึ้นเป็น Y_2 จะเห็นว่าการใช้นโยบายการเงินแบบขยายมีประสิทธิภาพในการเพิ่มรายได้ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรีมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ ($Y_2 > Y_1$) สำหรับกรณีที่ไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน

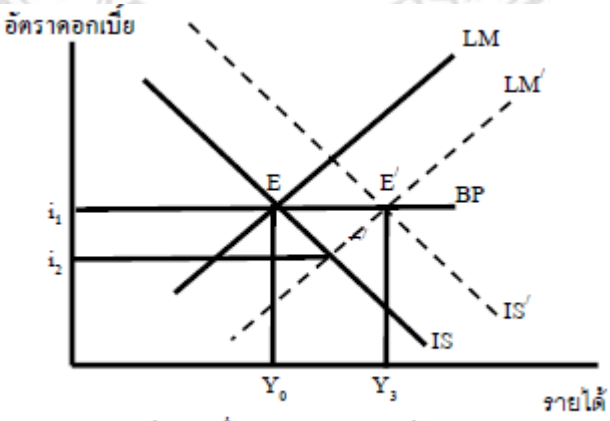
ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved



(ข) มีการเคลื่อนย้ายทุนไม่สมบูรณ์

ภาพที่ 2.2 นโยบายการเงินตามรูปแบบของ Mundell – Flemingแบบมีการเคลื่อนย้ายทุนไม่สมบูรณ์

กรณีที่มีการเคลื่อนย้ายทุนไม่สมบูรณ์ แสดงโดยเส้น BP มี slope เป็นบวก และถ้าเส้น BP มี slope ราบกว่าเส้น LM เทียบกับกรณีที่เส้น BP ชันกว่าเส้น LM แสดงว่ากรณีแรกมีการเคลื่อนย้ายทุนมากกว่า ถ้ามีการใช้นโยบายการเงินแบบขยาย ทำให้เส้น LM เคลื่อนลงมาทางขวามือเป็น LM′ ดุลยภาพในระยะสั้นภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่เหมือนกรณีแรก และดุลการชำระเงินขาดดุล ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนต้องสูงขึ้น ดุลยภาพใหม่จะเกิดขึ้นที่ E′ ทำให้รายได้เพิ่มมากกว่ากรณีอัตราแลกเปลี่ยนคงที่



(ค) มีการเคลื่อนย้ายทุนอย่างเสรี

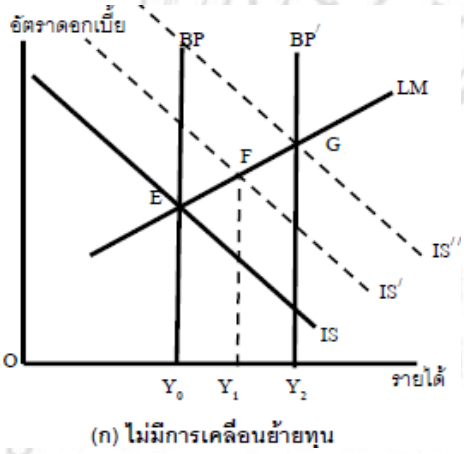
ภาพที่ 2.3 นโยบายการเงินตามรูปแบบของ Mundell – Flemingแบบมีการเคลื่อนย้ายทุนเสรี

กรณีที่มีการเคลื่อนย้ายทุนอย่างเสรี แสดงโดยเส้น BP ขนานกับแกนนอน ถ้ามีการใช้นโยบายการเงินแบบขยาย ทำให้เส้น LM เคลื่อนลงมาทางขวามือเป็น LM′ ทำให้อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ

ลดลงเป็น i_2 ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ จะมีการเคลื่อนย้ายทุนออกนอกประเทศ ทำให้เส้น LM' เคลื่อนกลับเป็นเส้น LM ดุลยภาพจะเกิดที่จุด E ใหม่อีกครั้งซึ่งไม่มีอะไรเปลี่ยนแปลง ถ้าเจ้าหน้าที่ทางการเงินพยายามชดเชย (sterilize) การขาดดุลของดุลการชำระเงินอาจจะทำโดยซื้อพันธบัตรของรัฐบาลในตลาดซื้อขายหลักทรัพย์ ลดอัตราส่วนลดหรือลดอัตราส่วนเงินสดสำรอง เป็นต้น การทำการชดเชยในไม่ช้าทุนสำรองจะหมด ดังนั้นภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ นโยบายการเงินไม่มีผลต่อการเพิ่มรายได้ เพียงแต่ทำให้ปริมาณทุนสำรองลดลง ถ้ารัฐบาลเข้าแทรกแซงในตลาด อย่างไรก็ตาม ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี การเพิ่มปริมาณเงินทำให้ดุลการชำระเงินขาดดุลก็จะทำให้ค่าของเงินเสื่อมค่าลงทำให้สินค้าออกเพิ่มขึ้น สินค้าเข้าลดลง เส้น IS เคลื่อนเป็น IS' ตัดกับ LM' ณ ระดับรายได้ Y_3 ทำให้รายได้เพิ่มขึ้นจนถึงจุดปริมาณเงินเพิ่มเท่ากับความต้องการถือเงินเพิ่มขึ้น (เนื่องจากรายได้เพิ่ม) ณ จุดนั้นประเทศจะมีดุลบัญชีเดินสะพัดเกินดุลเพื่อชดเชยเงินทุนไหลออก ดังนั้น รายได้จะเพิ่มขึ้นมากกว่ากรณีอื่น ๆ

นโยบายการคลัง ภายใต้รูปแบบ Mundell – Fleming

การวิเคราะห์ผลของนโยบายการคลังตามรูปแบบของ Mundell – Fleming จะใช้ทั้ง 3 กรณีคือ



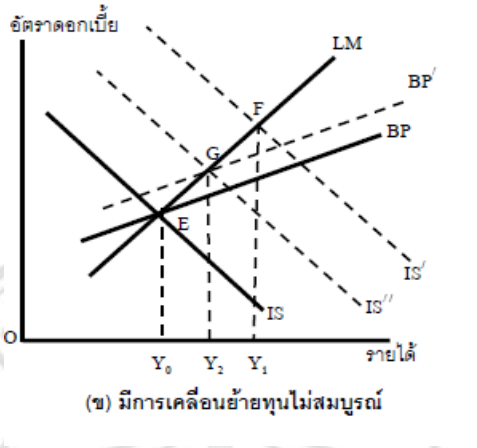
(ก) ไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน

ภาพที่ 2.4 นโยบายการคลังตามรูปแบบของ Mundell – Flemingแบบไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน

กรณีที่ไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน เมื่อมีการใช้นโยบายการคลังแบบขยายโดยการเพิ่มการใช้จ่ายของรัฐบาลหรือลดภาษี ทำให้เส้น IS เคลื่อนขึ้นไปข้างบนเป็น IS' ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ดุลยภาพในระยะสั้นจะเกิดที่ F จุด F อยู่ทางขวาของเส้น BP แสดงว่าดุลการชำระเงินขาดดุล รายได้จะเพิ่มขึ้น แต่ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี เมื่อดุลการชำระเงินขาดดุล ค่าของเงินจะเสื่อมค่าลง ทำให้เส้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

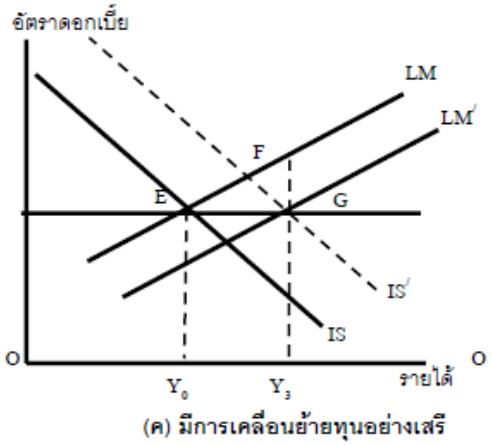
IS และ BP เคลื่อนออกมาทางขวามือกลายเป็น IS″ และ BP′ ดุลยภาพใหม่จะอยู่ที่ G ดังนั้น รายได้จะเพิ่มขึ้นมากกว่ากรณีอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ นโยบายการคลังจึงมีผลเช่นเดียวกับนโยบายการเงินในการเพิ่มรายได้ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรีกรณีที่ไม่มีการเคลื่อนย้ายทุน



ภาพที่ 2.5 นโยบายการคลังตามรูปแบบของ Mundell – Flemingแบบมีการเคลื่อนย้ายทุนไม่สมบูรณ์

กรณีมีการเคลื่อนย้ายทุนไม่สมบูรณ์ การใช้นโยบายการคลังแบบขยายทำให้เส้น IS เคลื่อนเป็น IS′ ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ ดุลยภาพระยะสั้นจะอยู่ที่ F ซึ่งดุลการชำระเงินเกินดุลเพราะจุด F อยู่ทางซ้ายมือของเส้น BP ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี ค่าของเงินจะเพิ่มค่าทำให้เส้น IS′ เคลื่อนมาทางซ้ายมือเป็น IS″ และเส้น BP เคลื่อนขึ้นไปทางซ้ายมือเป็น BP′ จนกระทั่งตัดเส้น LM ระหว่างจุด E และจุด F นั่นคือ ดุลยภาพใหม่จะอยู่ที่ G รายได้ยังคงเพิ่มขึ้นภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรีแต่น้อยกว่าระบบอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ แต่ถ้ากรณีเส้น BP ชันกว่าเส้น LM แสดงว่าขนาดของการเคลื่อนย้ายทุนน้อยกว่า รายได้จะเพิ่มขึ้นมากกว่ากรณีที่เส้น LM ชันกว่า BP แต่อย่างไรก็ตาม ทั้ง 2 กรณีรายได้จะเพิ่มขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved



ภาพที่ 2.6 นโยบายการคลังตามรูปแบบของ Mundell – Flemingแบบมีการเคลื่อนย้ายทุนเสรี

กรณีที่มีการเคลื่อนย้ายทุนอย่างเสรี ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่ การใช้นโยบายการคลังแบบขยาย จะทำให้เส้น IS เคลื่อนมาทางขวามือเป็น IS′ ตัดเส้น LM ที่ Fขณะเดียวกัน LM จะเคลื่อนลงมาทางขวามือ เพราะมีเงินทุนไหลเข้าเนื่องจากอัตราดอกเบี้ยที่ F สูงขึ้น นโยบายการคลังจะทำให้รายได้เพิ่มขึ้นจนถึงจุด G อย่างไรก็ตาม ภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี เส้น LM ไม่สามารถเคลื่อนที่ได้ เพราะปริมาณเงินคงที่ แต่เนื่องจากที่ F ดุลการชำระเงินเกินดุล ทำให้เส้น IS′ เคลื่อนกลับมาเป็นเส้น IS ดังนั้นจุดดุลยภาพจะอยู่ที่ E อีกครั้ง รายได้จะไม่เปลี่ยนแปลง ฉะนั้นภายใต้อัตราแลกเปลี่ยนเสรี นโยบายการคลังไม่มีประสิทธิภาพที่จะทำให้รายได้เพิ่มขึ้น

2.1.4 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.1.4.1 ข้อมูลแพแนล (Panel data)

ข้อมูลแบบแพแนลจะมีลักษณะข้อมูลที่ได้มาจากการเก็บข้อมูลของกลุ่มตัวอย่างชุดเดิมเก็บหลายๆครั้งเป็นเวลาซ้ำๆ ภายในระยะเวลาที่ศึกษา ข้อมูลแบบแพแนลนั้นจะประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross-sectional data) และข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) ทำให้สามารถศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรและอธิบายการเปลี่ยนแปลงของหน่วยภาคตัดขวางในแต่ละช่วงเวลาได้ รวมทั้งการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรภาคตัดขวางทุกหน่วยในช่วงเวลาเดียวกันได้ ซึ่งข้อดีของข้อมูลแบบแพแนล มีดังนี้ (Gujarati, 2003)

ประการแรก ข้อมูลแบบแพแนลสามารถอธิบายข้อมูลที่มีความสัมพันธ์กันของบุคคล, ครัวเรือน, หน่วยงานหรือประเทศ ในแต่ละช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และแก้ปัญหาที่มาจากการจัดเก็บหรือแหล่งที่มามีข้อจำกัด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประการที่สอง ข้อมูลแบบแพแนลประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ทำให้ลดปัญหาความแตกต่างระหว่างความสัมพันธ์ของตัวแปร สามารถประมาณค่าได้อย่างมีประสิทธิภาพ

ประการที่สาม การศึกษาข้อมูลซ้ำๆ หลายๆครั้งในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ทำให้สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตรได้ดียิ่งขึ้น

ประการที่สี่ ข้อมูลแบบแพแนลสามารถประมาณค่าและแสดงผลที่มีค่าใกล้เคียงความเป็นจริง ที่ไม่สามารถวัดได้จากการใช้ข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างใดอย่างหนึ่งได้

ประการที่ห้าข้อมูลแพแนลสามารถศึกษาพิจารณาแบบจำลองที่มีความซับซ้อนมากได้

ประการสุดท้าย ข้อมูลแพแนลเป็นการเก็บข้อมูลหลายๆหน่วยที่แตกต่างกัน ทำให้สามารถศึกษาข้อมูลจำนวนมากได้

แบบจำลองของข้อมูลแบบแพแนลสามารถเขียนได้ดังนี้ (Baltagi, 2002)

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (6)$$

กำหนดให้ i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง ที่ i = 1, 2,…, N

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ที่ t = 1, 2,…, T

ซึ่งจำนวนค่าสังเกตของข้อมูลแพแนลเท่ากับ N*T

y_{it} คือ เวคเตอร์ NT×1 ของตัวแปรตาม

α คือ ค่าคงที่ (Intercept)

X_{it} คือ เวคเตอร์ NT × k ของตัวแปรอธิบาย

β คือ เวคเตอร์ k × 1 ของค่าสัมประสิทธิ์ (Slope)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error term)

หากต้องการประมาณค่าความสัมพันธ์แบบจำลองแพแนลของขึ้นอยู่กับข้อสมมติเบื้องต้นของค่าคงที่(α)ค่าสัมประสิทธิ์(β) และค่าความคลาดเคลื่อน (ε) จากสมการ สมมติให้ ε ค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์คงที่สำหรับทุกหน่วยภาคตัดขวางและทุกช่วงเวลาที่พิจารณา และให้ค่าความคลาดเคลื่อนของหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่ต่างกันมีค่าแตกต่างกัน โดยไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวางและความแตกต่างของช่วงเวลาการประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองพาแนล ที่พิจารณาแยกความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่แตกต่างกัน จะทำการประมาณค่าโดยแยกปัจจัยที่มากระทบต่อหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่ต่างกัน โดยข้อสมมติของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์มีได้หลายรูปแบบ ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีข้อสมมติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ต่างกัน แบ่งออกเป็นการประมาณค่าแบบ Fixed Effects, Random Effect และ Pooled Estimator ดังนี้

1) แบบจำลอง Fixed Effects Model

สามารถแบ่งแบบจำลอง Fixed Effects Model จากข้อสมมติเกี่ยวกับค่าคงที่ และค่าสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกันออกไป ได้ดังต่อไปนี้ (Gujarati, 2003)

สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์ (β) คงที่ แต่ค่าคงที่ (α) แตกต่างกันสำหรับหน่วยหรือช่วงเวลาที่ต่างกัน หรือเรียกว่า Least-Square Dummy Variable (LSDV) Regression Model ซึ่งเป็นค่าคงที่ที่ประมาณได้จากสมการมีค่าแตกต่างกันสำหรับหน่วย i ที่ต่างกัน ได้ดังนี้ (Verbeek, 2004)

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{7}$$

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

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j d_{ij} + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

โดยให้ $d_{it} = 1$ ถ้า i = j

และ $d_{it} = 0$ อื่นๆ

กลุ่มของตัวแปรหุ่นจำนวน N และค่าพารามิเตอร์ คือ $\alpha_1,...,\alpha_2$ และ β ให้ y_{it} คือตัวแปรตาม x_{it} คือตัวแปรอิสระ และ ε_{it} คือค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่ง $i = 1, 2, ..., N$ และ $t = 1, 2, ..., T$ โดย d_{it} เป็นตัวแปรหุ่นของหน่วยที่ต่างกัน

2) แบบจำลอง Random Effects Model

แบบจำลองนี้ได้สมมติให้มีปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อตัวแปรตามแต่ไม่ได้รวมอยู่กับตัวแปรถดถอยมารวมอยู่ในการวิเคราะห์สมการถดถอย โดยจะแสดงในรูปของค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error Term) ข้อสมมติที่ได้คือ α_i คือ ตัวแปรสุ่ม (Random Factors) ซึ่งเป็นอิสระและมีการกระจายในแต่ละหน่วย ดังนั้นสามารถเขียนแบบจำลอง Random Effects Model ได้ดังนี้ (Verbeek, 2004)

$$y_{it} = \mu + \beta x_{it}' + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \alpha_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\alpha^2) \tag{9}$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3) แบบจำลอง Pooled Estimator

เป็นการวิเคราะห์ไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างหน่วยหรือทุกประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา โดยสมมติให้ค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วยหรือทุกประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งมีแบบจำลองพื้นฐานเป็นสมการที่ (6) คือ

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (10)$$

เนื่องจากค่าเฉลี่ย (Means) และค่าความแปรปรวน (Variance) จะมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป เป็นผลให้ข้อมูลแพแนลส่วนใหญ่จะมีลักษณะเป็นข้อมูล แพแนลแบบไม่นิ่ง (Nonstationary Panel data) เพราะในการศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) และเมื่อนำไปทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS) อาจเกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) ทำให้ได้ค่าสถิติที่ขาดความเชื่อมั่น และไม่มีประสิทธิภาพเท่าที่ควร ดังนั้นก่อนนำข้อมูลแพแนลแบบไม่นิ่ง ซึ่งประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลาไปทดสอบ จึงได้นำเอาวิธีการและแนวคิดจากการวิเคราะห์อนุกรมเวลามาใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลแบบแพแนลที่ต้องให้ความสำคัญกับความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) และการทดสอบ Cointegration ทำได้ด้วยการทดสอบแพแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests) และการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือที่เรียกว่าการทดสอบแพแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Tests) โดยการประมาณค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองแพแนลโคอินทิเกรชัน

2.1.4.2 การทดสอบแพแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests)

การทดสอบแพแนลยูนิทรูทเป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลองแพแนลโคอินทิเกรชัน ซึ่งมีความจำเป็นที่ต้องทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลแพแนล (Panel Unit Root Tests)ก่อนเป็นอันดับแรก ในกรณีที่ข้อมูลแพแนลมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary Panel Data) สามารถทดสอบได้หลายวิธีด้วยการพิจารณาสมการ AR (1) ของข้อมูลแพแนล ดังนี้

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + x_{it}^{'}\delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (11)$$

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

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

$x_{it}^{'}$ คือ ตัวแปรภายนอก (Exogenous Variable) ซึ่งรวมผลกระทบ (Fixed Effects) หรือแนวโน้มของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Individual Trends)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ρ_i คือ ค่าสัมประสิทธ์ของ Autoregressive

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

จากสมการข้างต้น ถ้าหาก $|\rho_i| < 1$ แสดงว่า y_{it} ไม่มียูนิทรูท หรือข้อมูลแพแนลมีความนิ่ง แต่ถ้าหาก $|\rho_i| = 1$ แสดงว่า y_{it} มียูนิทรูท หรือข้อมูลแพแนลไม่นิ่ง สำหรับสมมติฐานของค่า ρ_i สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 สมมติฐาน คือกรณีแรก ถ้ากำหนดให้ $\rho = \rho_i$ สำหรับทุก i หรือทุกหน่วยภาคตัดขวางจะใช้การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC Test), วิธี Breitung Test และวิธี Hadri Test ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process) ส่วนกรณีสอง กำหนดให้ ρ_i ของแต่ละหน่วย i หรือแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเป็นอิสระต่อกัน จะใช้การทดสอบแพแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS Test) และวิธี Fisher-Type โดยจะใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Process)

การทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process)

จากข้อสมมติฐานที่กำหนดให้ ρ_i ของทุกหน่วยภาคตัดขวางมีค่าเท่ากัน โดยการทดสอบด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC Test), วิธี Breitung Test ซึ่งมีสมมติฐานหลัก คือ ข้อมูลแพแนลมียูนิทรูท แต่การทดสอบด้วยวิธี Hadri Test มีสมมติฐานหลัก คือ ข้อมูลแพแนลไม่มี ยูนิทรูท รายละเอียดของแต่ละวิธีแสดงได้ ด้วยวิธีดังต่อไปนี้

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

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x_{it}^{'} \delta + \varepsilon_{it} \qquad (12)$$

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

y_{it} คือ ข้อมูลแพแนล (Panel Data)

α คือ $\rho - 1$

p_i คือ จำนวน Lag Order สำหรับพจน์ผลต่าง (Difference Terms)

$x_{it}^{'}$ คือ ตัวแปรภายนอก (Exogenous Variable)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานการทดสอบแพแนลยูนิทรูท คือ

$H_0 : \alpha = 0$ ข้อมูลแพแนลมียูนิทรูท

$H_1 : \alpha < 0$ ข้อมูลแพแนลไม่มียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1) วิธี Levin, Lin and Chu (LLC Test) (2002)

ขั้นตอนแรก ทำการถดถอยเพื่อประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α จากตัวแทน (Proxies) ณ ระดับ Lag Order ที่กำหนด เป็นการประมาณค่าสมการ 2 สมการ โดยถดถอยจาก Δy_{it} และ y_{it-1} ที่ Lag term $\Delta y_{it-1}(j=1,\ldots,p_i)$ และตัวแปรภายนอก x_{it} ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณได้จากการถดถอยสองสมการ คือ $(\hat{\beta},\hat{\delta})$ และ $(\dot{\beta},\dot{\delta})$

สมการแรก เมื่อหาค่า $\Delta\bar{y}_{it}$ จาก Δy_{it} จากการแก้ปัญหาอัตสหสัมพันธ์ (Autoregression) แล้วเขียนสมการใหม่ได้ ดังนี้

$$\Delta\bar{y}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p}\hat{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j} + x_{it}'\hat{\delta} \tag{13}$$

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

$$\Delta\bar{y}_{it} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i}\dot{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j} + x_{it}'\dot{\delta} \tag{14}$$

การหาค่าตัวแทนจาก $\Delta\bar{y}_{it}$ และ $\bar{y}_{it-1}$ หารด้วยความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ได้ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = (\Delta\bar{y}_{it}/s_i) \tag{15}$$

$$\tilde{y}_{it} = (\bar{y}_{it-1}/s_i) \tag{16}$$

โดย s_i คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ที่ได้จากการประมาณค่า ADF แต่ละค่าในสมการที่ (12)

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α หาได้จากสมการ ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \alpha\tilde{y}_{it-1} + \eta_{it} \tag{17}$$

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

$$t_\alpha^* = \frac{t_\alpha.(N\tilde{T})S_N\hat{\sigma}^{*2}se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} \rightarrow N(0,1) \tag{18}$$

กำหนดให้ t_α^* คือ ค่าสถิติ t-Statistic สำหรับ $\hat{\alpha}=0$

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

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

และ $$\tilde{T} = T - (\textstyle\sum_i P_i/N) - 1 \tag{19}$$

S_N คือ อัตราส่วนค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Average Standard Deviation Ratio) ซึ่งเป็นค่าเฉลี่ยส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางซึ่งประมาณค่าด้วยวิธี Kernel

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

ถ้าค่าสถิติ t – Statistic ของ t_α^* มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า t_α^* ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลมียูนิทรูท

2) วิธี Breitung Test (2000)

ในการทดสอบเบื้องต้นวิธีการนี้จะมีวิธีการทดสอบแพแนลยูนิทรูท เช่นเดียวกับวิธี LLC Test แต่มีข้อแตกต่างคือ มีเฉพาะส่วนของอัตราถดถอย (Autoregression Portion) และไม่มีส่วนของตัวแปรภายนอก ที่ถูกเอาออกในการหาค่าตัวแทน (Proxies) โดยทำได้ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = (\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j}) / s_i \tag{20}$$

$$\tilde{y}_{it-1} = (y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j}) / s_i \tag{21}$$

โดย $\hat{\beta}, \dot{\beta}$ และ s_i สามารถหาได้เช่นเดียวกับวิธี LLC Test ดังนั้น ตัวแทน (Proxies) สามารถเขียนใหม่ได้เป็น

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}}\left(\Delta\tilde{y}_{it} - \frac{\Delta\tilde{y}_{it+1} + \ldots + \Delta\tilde{y}_{it+T}}{T-t}\right) \tag{22}$$

$$y_{it-1}^* = \tilde{y}_{it-1} - c_{it} \tag{23}$$

โดย $c_{it} = 0$ ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้ม

$c_{it} = \tilde{y}_{i1}$ มีค่าคงที่ แต่ไม่มีแนวโน้ม

$c_{it} = \tilde{y}_{i1} - (t-1/T)\tilde{y}_{iT}$ มีทั้งจุดตัดและแนวโน้ม

การประมาณค่าพารามิเตอร์ α สามารถหาได้จากสมการตัวแทน

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + \upsilon_{i1} \tag{24}$$

ภายใต้สมมติฐานหลัก ผลจากการประมาณค่า α^* มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}\left(y_{it-1}^{*}\right)^2\right]^{-\frac{1}{2}}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}\left(\Delta y_{it}^{*}\right)\left(y_{it-1}^{*}\right)\right)\right] \quad (25)$$

หรือ $$B_{nT} = \left[B_{2nT}\right]^{-\frac{1}{2}} B_{1nT} \quad (26)$$

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

B_{nT} คือ ค่าสถิติ t-Statistic ของ Breitung

ถ้าค่าสถิติ t – Statistic ของ B_{nT} มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า B_{nT} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลมียูนิทรูท

3) วิธี Hadri Test

การทดสอบแพแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Hadri Test (Hadari,2000)มีสมมติฐานหลัก คือ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท โดยทำการทดสอบจากส่วนที่หรือตกค้างส่วนที่คงเหลือ (Residual) จากสมการถดถอย OLS (OLS Regression) ของ y_{it} ที่คงที่ (Constant) หรือคงที่และมีแนวโน้ม (Trend)

จาก $$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

โดย y_{it} คือ ข้อมูลแพแนล ซึ่ง *i = 1, 2,...,N* และ *t = 1, 2,..., T*

δ_i คือ ค่าคงที่ (Constant)

η_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ t หรือแนวโน้ม (Trend)

ε_{it} คือ ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (Residual)

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

$$LM_1 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t} s_i(t)^2 / T^2\right) / \bar{f}_0\right) \quad (28)$$

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

$$s_i(t) = \sum_{s=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{it} \quad (29)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

และ $\bar{f}_0$ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^{N} f_{i0} / N \tag{30}$$

สำหรับค่าสถิติ LM (LM Statistic) ในกรณีที่ i มีความแตกต่างกัน (Heteroscedasticity) สามารถเขียนสมการได้ ดังนี้

$$LM_2 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t} s_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right) \tag{31}$$

ดังนั้นจึงใช้ LM_1 ในกรณีที่มีความเหมือนกัน (Homoscedasticity) และใช้ LM_2 ในกรณีที่มีความแตกต่างกัน (Heteroscedasticity)

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z-Statistic ซึ่งเขียนได้ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\varsigma} \rightarrow N(0,1) \tag{32}$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลแพแนล

$\xi = 1/6$	และ	$\zeta = 1/45$	ถ้าแบบจำลองมีค่าคงที่เพียงอย่างเดียว (η_i มีค่าเป็นศูนย์สำหรับทุกๆ i)
$\xi = 1/15$	และ	$\zeta = 11/6300$	สำหรับกรณีอื่นๆ

ถ้าค่าสถิติ Z – Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลมียูนิทรูท แต่ถ้า Z – Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลไม่มียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Process)

การทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง ซึ่งกำหนด ρ_i ของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจึงมีค่าต่างกัน โดยจะทดสอบแพแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS Test) และวิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ ADF และ PP-Tests ซึ่งการทดสอบด้วยวิธีดังกล่าวจะเป็นการรวมผลการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง เพื่อใช้เป็นผลการทดสอบแพแนลยูนิทรูท โดยรายละเอียดของการทดสอบแต่ละวิธี มีดังนี้

1) วิธี Im, Pesaran and Shin (IPS Test) (2003)

สามารถทดสอบได้โดยใช้ Augmented Dickey-Fuller (ADF) โดยแยกพิจารณาข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross Section) แต่ละหน่วย มีสมการดังนี้

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x_{it}^{'} \delta + \varepsilon_{it} \tag{33}$$

สมมติฐานการทดสอบแพแนลยูนิทรูท คือ

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

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

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ t-Statistic สำหรับ α_i คือ

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{t=1}^{N} t_{iT}(p_i) \right) / N \tag{34}$$

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

$$W_{\bar{t}_{NT}} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^{N} E(\bar{t}_{iT}(p_i)) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^{N} Var(\bar{t}_{iT}(p_i))}} \rightarrow N(0,1) \tag{35}$$

ถ้า $W_{\bar{t}_{NT}}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า $W_{\bar{t}_{NT}}$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลมียูนิทรูท

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

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

โดย $\pi_i (i = 1,2,\ldots, N)$ คือค่า p-value ของการทดสอบยูนิทรูทของข้อมูลภาคตัดขวาง i จากข้อมูลภาคตัดขวางทั้งหมด N เป็นตัวแปรอิสระที่มี $u(0,1)$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

$$P_\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} \log_e \pi_i \rightarrow \chi^2 2N \tag{36}$$

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

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p) \tag{37}$$

โดยค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \phi^{-1}(p_i) \tag{38}$$

โดย $\phi(.)$ มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน $N(0,1)$ และสมมติฐานการทดสอบแพแนลยูนิทรูท คือ

$H_0 : \rho_i = 1$ ข้อมูลมีพาแนลยูนิทรูท

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

ถ้าทั้ง Fisher's ($P\lambda$) Test และ Z – Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าทั้ง Fisher's ($P\lambda$) Test และ Z – Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแพแนลมียูนิทรูท จากที่กล่าวมาแล้ว สามารถสรุปออกมาดังตารางที่ 2.1 ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 2.1 สมมติฐานและค่าสถิติที่ใช้ใน Panel unit root ด้วยวิธีการทดสอบที่แตกต่างกัน

การทดสอบ unit root แบบธรรมดา (Test with Common Unit Root Process)			
วิธีทดสอบ	**สมมติฐานหลัก**	**สมมติฐานรอง**	**ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ**
LLC	มี *unit root*	ไม่มี *unit root*	t^* *- Statistic*
Breitung	มี *unit root*	ไม่มี *unit root*	*Breitung t – Statistic*
Hadri	ไม่มี *unit root*	มี *unit root*	*Z - Statistic*
IPS	มี *unit root*	ข้อมูลบางประเทศไม่มี *unit root*	*w – Statistic*

ตารางที่ 2.1 สมมติฐานและค่าสถิติที่ใช้ใน Panel unit root ด้วยวิธีการทดสอบที่แตกต่างกัน (ต่อ)

การทดสอบ unit root แบบธรรมดา (Test with Common Unit Root Process)			
วิธีทดสอบ	**สมมติฐานหลัก**	**สมมติฐานรอง**	**ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ**
Fisher – ADF Fisher – PP	มี *unit root*	ข้อมูลบางประเทศไม่มี *unit root*	*Fisher Chi – Square*

เมื่อทำการทดสอบ *Panel unit root* ของตัวแปรแต่ละตัวโดยวิธีทดสอบทุกวิธีดังกล่าว จากนั้นทำการพิจารณาเปรียบเทียบผลการทดสอบของแต่ละวิธี โดยในการศึกษาครั้งนี้จะเลือกใช้ผลการทดสอบ *Panel unit root* จากวิธีที่ให้ผลการทดสอบดีที่สุด มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (*Order of Integration*) อันดับเดียวกัน คือ อันดับที่ *1* หรือ *I(1)* ทั้งนี้เพื่อนำไปทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชัน ต่อไป

2.1.4.3 การทดสอบแพแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test)

การทดสอบแพแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test) หรือการทดสอบความสัมพันธ์ในแบบจำลองสำหรับการศึกษาจะทำการทดสอบด้วยวิธี Pedroni Test วิธี Kao Test ซึ่งมีรายละเอียด ดังนี้

1) วิธี Pedroni Test

Pedroni (1999, 2001, 2004) ได้เสนอวิธีการทดสอบแพแนลโคอินทิเกรชันที่มีพื้นฐานมาจากการทดสอบโคอินทิเกรชัน (Cointegration) ของ Engle-Granger ซึ่งวิธีการทดสอบของ Pedroni จะกำหนดให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีค่าคงที่ (Intercept) และแนวโน้ม (Trend) ที่แตกต่างกัน (Heterogeneous) โดยพิจารณาได้จากสมการถดถอย ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + ... + \beta_{ki} x_{ki,t} + e_{i,t} \qquad (39)$$

โดย $i = 1,2,..., N$ คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

$t = 1,2,...T$ คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

$k = 1,2,..., K$ คือ ตัวแปรถดถอย

สมมติให้ y_{it} และ $x_{ki,t}$ มี Order of Integration = 1 หรือ $I(1)$ สำหรับแต่ละหน่วย i และค่าสัมประสิทธิ์ $\beta_{1i}, \beta_{2i},..., \beta_{ki}$ ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยจะแตกต่างกัน สำหรับ

ค่าพารามิเตอร์ α_i คือผลกระทบของภาคตัดขวางแต่ละหน่วย (Individual Effect) ซึ่งแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจะมีความแตกต่างกัน ส่วน $\delta_i t$ คือผลกระทบจากแนวโน้ม (Trend Effect) ซึ่งแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจะมีความแตกต่างกัน หรืออาจจะกำหนดให้ไม่มีผลกระทบจากแนวโน้ม

ภายใต้สมมติฐานหลัก H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน ส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือ (Residual) $e_{i,t}$ ซึ่งได้จากการถดถอยสมการ จะเป็น $I(1)$ และทดสอบได้จากสมการ ดังนี้

$$e_{i,t} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \tag{40}$$

หรือ

$$e_{i,t} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \tag{41}$$

สำหรับข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย มีหลายวิธีในการสร้างค่าสถิติเพื่อทดสอบสมมติฐานหลัก และมีสมมติฐานรอง 2 แบบที่แตกต่างกัน โดยในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน $\rho_i = 1$

H_1 : มีโคอินทิเกรชัน $\rho_i < 1$ สำหรับทุก i

สมมติฐานในการทดสอบแพแนลโคอินทิเกรชัน ในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน $\rho_i = 1$

H_1 : มีโคอินทิเกรชัน $\rho_i < 1$ สำหรับทุก i

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบโคอินทิเกรชัน คือ $\aleph_{N,T}$ ซึ่งได้จากส่วนตกค้างจากสมการที่ (37) หรือ (38) ซึ่งจะได้ค่าสถิติทั้งหมด 7 ค่า เพื่อใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก ได้แก่ (Pedroni, 1999)

1. ค่าสถิติ *Panel* $v - Statistic$ คือ

$$T^2 N^{\frac{3}{2}} Z\bar{v}_{N,T} \equiv T^2 N^{\frac{2}{3}} \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{1/i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1} \right)^{-1} \tag{42}$$

2. ค่าสถิติ *Panel* $\rho - Statistic$ คือ

$$T\sqrt{N} Z\hat{\rho}_{N,T} \equiv T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{1/i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{1/i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \tag{43}$$

3. ค่าสถิติ *Panel* $pp - Statistic$ คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$Zt_{N,T} \equiv \left(\tilde{\sigma}^2_{N,T} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \hat{e}^2_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \quad (44)$$

4. ค่าสถิติ *Panel* $ADF - Statistic$ คือ

$$\tilde{Z}^* t_{N,T} \equiv \left(\tilde{s}^{*2}_{N,T} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \hat{e}^2_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \hat{e}^*_{i,t-1} \Delta \hat{e}^*_{i,t} \quad (45)$$

5. ค่าสถิติ *Group* $\rho - Statistic$ คือ

$$TN^{-1/2} \tilde{Z} \hat{\rho}_{N,T-1} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{e}^2_{i,t-1} \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \quad (46)$$

6. ค่าสถิติ *Group* $pp - Statistic$ คือ

$$N^{-1/2} \tilde{Z} t_{N,T} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\sigma}^2_i \sum_{i=1}^{T} \hat{e}^2_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{T} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \quad (47)$$

7. ค่าสถิติ *Group* $ADF - Statistic$ คือ

$$N^{-1/2} \tilde{Z}^* t_{N,T} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{s}^{*2}_{N,T} \hat{e}^{*2}_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}^*_{i,t-1} \Delta \hat{e}^*_{i,t} \quad (48)$$

ซึ่งค่าสถิติพื้นฐานที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \rightarrow N(0,1) \quad (49)$$

โดย $\aleph_{N,T}$ คือรูปแบบที่เหมือนกันของค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบโคอินทิเกรชันของแต่ละวิธีที่ใช้ทดสอบ ให้ μ และ ν คือตัวปรับค่า Monte Carlo ของค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน จะใช้ค่าสถิติ Panel Statistics ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่ ซึ่งเป็นการทดสอบแพแนลโคอินทิเกรชัน หรือ Within Dimension และค่าสถิติ Group Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก ในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน ซึ่งเป็นการทดสอบ Group Mean Panel Cointegration Tests หรือ Between Dimension

ถ้าค่าสถิติ Panel Statistics ปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่าตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันของทุกหน่วยภาคตัดขวางมีความสัมพันธ์กัน แต่ถ้าค่าสถิติ Group Panel Statistics ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันของภาคตัดขวางอย่างน้อย 1 หน่วยมีความสัมพันธ์กัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) วิธี Kao Test

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

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \tag{50}$$

สำหรับ $y_{it} = y_{it-1} + u_{it}$

$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$

โดยที่ *i=1, 2,..., N ; t=1, 2,..., T* ทำการถดถอยสมการ ซึ่งให้ α_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยแตกต่างกัน β_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยเหมือนกัน และให้ค่าสัมประสิทธิ์ γ_i ทั้งหมดของแนวโน้มมีค่าเข้าสู่ *0*

ทำการถดถอย $e_{it} = \rho e_{it-1} + v_{it}$ (51)

หรือ $e_{it} = \tilde{\rho} e_{it-1} \sum_{j=1}^{\rho} \psi_j \Delta e_{it-j} + v_{it}$ (52)

สมมติฐานหลักการทดสอบ คือ $H_0 : \rho = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน) ค่าสถิติในการทดสอบด้วยวิธี *Dickey-Fuller (DF)* คือ

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \tag{53}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25} t_\rho + \sqrt{1.875 N} \tag{54}$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2 / \hat{\sigma}_{0v}^2}{\sqrt{3 + 36\hat{\sigma}_v^4 / 5\hat{\sigma}_{0v}^4}} \tag{55}$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v / (2\hat{\sigma}_{0v}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2 / (2\hat{\sigma}_v^2) + 3\hat{\sigma}_v^2 / (10\hat{\sigma}_{0v}^2)}} \tag{56}$$

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

$$ADF = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v / (2\hat{\sigma}_{0u}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2 / (2\hat{\sigma}_v^2) + 3\hat{\sigma}_v^2 / (10\hat{\sigma}_{0v}^2)}} \tag{57}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

ค่าความแปรปรวนของ $w_{it} = \begin{bmatrix} u_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$ (58)

ประมาณค่าโดย $\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{u}^{2} & \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^{2} \\ \hat{\sigma}_{u\varepsilon} & \hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}^{'} + \kappa(\hat{w}_{i})\right]$ (59)

โดย κ คือ Kernel Function (วันวิสา วิฒรจนารมย์, 2551)

2.1.4.4 การทดสอบสมการแพแนล (Panel Equation Testing)

การทดสอบสมการแพแนล คือการทดสอบว่าควรทำการประมาณแบบจำลองแพแนลโคอินทิเกรชันในรูปแบบใด ระหว่าง Pooled Estimator, Fixed Effects หรือ Random Effects สำหรับการศึกษาในครั้งนี้จะทำการทดสอบสมการพาแนล 2 วิธี คือ วิธี Hausman Test และวิธี Redundant Fixed Effects Test ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

1) วิธี Hausman Test

วิธีการของ Hausman (1978) ทดสอบโดยสมมติให้การประมาณค่าความแปรปรวนร่วมของ Fixed Effects และ Random Effects มีค่าเท่ากัน โดยมีสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : Random Effects

H_1 : Fixed Effects

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

2) วิธี Redundant Fixed Effects Test

Moulton and Randolph (1989) พบว่า Anova F-test ที่ใช้ทดสอบ Fixed Effects เหมาะสำหรับทดสอบ One-way Error Component ซึ่ง Anova F-test มีสมการในรูปแบบทั่วไป คือ

$$F = \frac{y^{'}MD(D^{'}MD) - D^{'}My/(p-r)}{y^{'}Gy/\left(NT - (\tilde{k} + p - r)\right)} \quad (60)$$

โดยมีสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : No Fixed Effects

H_1 : Fixed Effects

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

2.1.4.5 การประมาณค่าแบบจำลองแพแนล (Panel Estimation)

สำหรับประมาณค่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระและตัวแปรตามในการศึกษาครั้งนี้จะใช้การประมาณค่าแบบจำลองแพแนลทั้งหมด 3 วิธีด้วยกัน ได้แก่ วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS) วิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS) และวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) เพื่อศึกษาอิทธิพลของตัวแปรอิสระว่าส่งผลต่อตัวแปรตามอย่างไร โดยรายละเอียดของแต่ละวิธีมี ดังนี้

1) การประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS)

วิธีประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด เป็นการประมาณค่าเส้นการถดถอย โดยทำให้ผลบวกของกำลังสองของส่วนที่เบี่ยงเบนไปจากเส้นถดถอย (ค่าคลาดเคลื่อน, Error Term) ของค่าสังเกตของตัวแปรมีค่าน้อยที่สุด โดย Kao and Chiang (2000) ได้เสนอสมการถดถอยแบบพาแนล ดังนี้

$$y_{it} = x_{it}^{'}\beta + z_{it}^{'}\gamma + u_{it} \tag{61}$$

เมื่อ $\{x_{it}\}$ คือ เวคเตอร์ K x 1 ของตัวแปรอิสระ สามารถประมาณค่า β ได้จากสมการ OLS ดังนี้

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}^{'}\tilde{x}_{it}\right]^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}^{'}\tilde{y}_{it}\right] \tag{62}$$

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

$\tilde{x}_{it}$ คือ ตัวแปร Exogeneous Variable ของแบบจำลอง โดยเท่ากับ $x_{it} - \bar{x}_{it}$

$\tilde{y}_{it}$ คือ ตัวแปร Endogeneous Variable ของแบบจำลอง โดยเท่ากับ $y_{it} - \bar{y}_{it}$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ซึ่งการประมาณค่าข้างต้นอาจยังไม่มีความเหมาะสมพอสำหรับการใช้กับข้อมูลแบบพาแนล เพราะอาจเกิดปัญหา Serial Correlation และ Non-exogeneity ที่ใช้เป็นตัวแปรในการถดถอย จึงมีการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS) เพิ่มเติม

2) การประมาณค่าแบบวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS)

การประมาณค่าด้วยวิธี DOLS (Phillips and Loretan, 1991) เป็นการประมาณค่าแบบ OLS แต่มีการเพิ่ม Dynamic Term เข้าไปในสมการ OLS สามารถพิจารณาได้จากสมการพื้นฐาน คือ

$$y_{it} = x_{it}^{'}\beta + \sum_{k=-K_i}^{K_i}\gamma_{ik}\Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \tag{63}$$

สามารถประมาณค่า β จากสมการ DOLS ได้ดังนี้

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = \left[N^{-1}\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=1}^{T} z_{it}z_{it}^{*})^{-1}(\sum_{t=1}^{T} z_{it}\tilde{y}_{it}) \right] \tag{64}$$

โดย

	i	คือ	ข้อมูลภาคตัดขวาง
	N	คือ	จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง
	t	คือ	ข้อมูลอนุกรมเวลา
	T	คือ	จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา
	z_{it}	คือ	2(K+1)x1
	$\tilde{y}_{it}$	คือ	$y_{it} - \bar{y}_{it}$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2 เอกสาร และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

กรรณิการ์ ดวงเนตร (2543) ได้ศึกษาถึงการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินกับอัตราเงินเฟ้อของประเทศสมาชิกกลุ่มอาเซียน โดยที่ใช้ข้อมูลแบบแพแนล ตั้งแต่เดือนมีนาคม พ.ศ.2543 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ.2553 จากประเทศไทย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ อินโดนีเซียและสิงคโปร์ รวมทั้งสิ้น 600ตัวอย่าง โดยประยุกต์ใช้เทคนิคPanel Cointegration ร่วมกับการใช้สมการถดถอยแบบ Pooled OLS, Fixed Effect Modelและ Random Effect Model ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลแบบแพแนลพบว่าข้อมูลอัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินและดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศ

สมาชิกกลุ่มอาเซียน มีunit rootและมีลักษณะนิ่งที่ order of integrationเท่ากับ1 หรือที่ระดับI จึงสามารถนำไปวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวในแบบpanelได้ ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแบบpanel พบว่า อัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินและดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศสมาชิกกลุ่มอาเซียนไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ดังนั้น จึงทำการทดสอบโดยใช้สมการถดถอยแบบ Pooled OLS, Fixed Effect Modelและ Random Effect Model โดยให้ได้ผลตรงกันคือ อัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินของประเทศในกลุ่มอาเซียนขึ้นอยู่กับอัตราเงินเฟ้ออย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

สวราชย์ ธีรการุณวงศ์ (2549) ได้ศึกษาเรื่อง การทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย เพื่อดูความสัมพันธ์ทั้งในระยะสั้นและในระยะยาวโดยวิธี Cointegration และ Error Correction ตามวิธีโจแฮนเซ่นและจูเซเลียส แบบจำลองที่ใช้จะเป็นแบบจำลองที่แสดงความสัมพันธ์ ระหว่างผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศและมูลค่าการลงทุนรวมไปถึงภาษี การใช้จ่ายภาครัฐบาล การส่งออกและปริมาณเงินในระบบเศรษฐกิจ โดยที่จำแนกการลงทุนรวมเป็นการลงทุนภาคเอกชนและการลงทุนภาครัฐ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิรายไตรมาสระหว่างไตรมาสแรกของปี2539ถึงไตรมาสที่4ของปี2546 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนรวมและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยวิธีCointegrationพบว่าโดยที่เมื่อลงทุนรวมเปลี่ยนแปลงไป1ล้านบาท จะทำให้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเปลี่ยนแปลงไป0.6235ล้านบาทในทิศทางเดียวกันและเมื่อทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ระยะยาวพบว่าความเร็วในการปรับตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศมีค่าร้อยละ23.25 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนเอกชนและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยวิธี Cointegration พบว่าโดยที่เมื่อลงทุนเอกชนเปลี่ยนแปลงไป1ล้านบาท จะทำให้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเปลี่ยนแปลงไป4.6271ล้านบาทในทิศทางเดียวกันและเมื่อทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ระยะยาวพบว่าความเร็วในการปรับตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศมีค่าร้อยละ2.49 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนภาครัฐและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยวิธี Cointegration พบว่าโดยที่เมื่อลงทุนภาครัฐเปลี่ยนแปลงไป1ล้านบาท จะทำให้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเปลี่ยนแปลงไป3.0747ล้านบาทในทิศทางเดียวกันและเมื่อทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ระยะยาวพบว่าความเร็วในการปรับตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศมีค่าร้อยละ 25.7

อรรถพล มาพวง (2551)ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศกับตัวแปรทางเศรษฐกิจในประเทศจีน เวียดนาม และไทย ปัจจัยที่ใช้คือมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น อัตราเงินเฟ้อภายในประเทศโดยเปรียบเทียบอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ภายในประเทศโดยเปรียบเทียบและมูลค่าของการส่งออกต่างประเทศโดยประเทศที่ใช้

ในการศึกษาประกอบด้วยประเทศจีน เวียดนาม และไทย ใช้ข้อมูลแบบรายไตรมาส ช่วงระหว่างปี 2540ถึงปี2549โดยใช้วิธีการทดสอบความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะยาวตามวิธีโจแฮนเซ่นและจูเซเลียส ผลการศึกษาพบว่าในประเทศจีนมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ภายในประเทศโดยเปรียบเทียบและอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราที่แท้จริง มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศสำหรับมูลค่าของการส่งออก และอัตราเงินเฟ้อภายในประเทศโดยเปรียบเทียบมีความสัมพันธ์ทิศทางเดียวกันกับการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ ในประเทศเวียดนามปัจจัยทางด้านเศรษฐศาสตร์มีความสัมพันธ์ทิศทางเดียวกันกับการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศหมด มีเพียงอัตราแลกเปลี่ยนเปลี่ยนเงินตราที่แท้จริงเท่านั้น ที่มีความสัมพันธ์กันในทิศทางตรงกันข้าม ในส่วนของประเทศไทยอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ภายในประเทศโดยเปรียบเทียบและมูลค่าการส่งออก มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามการลงทุนจากต่างประเทศสำหรับมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราที่แท้จริง อัตราเงินเฟ้อภายในประเทศโดยเปรียบเทียบ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ

ณัฐพล ถ้วยเหล็ก (2553)ได้ทำการศึกษาเรื่องการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับการลงทุนโดยตรงในประเทศไทยจากประเทศญี่ปุ่น ฮ่องกง และสิงค์โปร์โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและการลงทุนโดยตรงของประเทศญี่ปุ่น ฮ่องกง และสิงค์โปร์ในประเทศไทย โดยใช้เทคนิคทางเศรษฐมิติโดยวิธี การทดสอบด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยศึกษาข้อมูลทุติยภูมิอนกรมเวลารายเดือนมกราคม2547ถึงมีนาคม2553 ผลการทดสอบความสัมพันธ์พบว่าที่ระดับนัยสำคัญ0.05พบว่า อัตราแลกเปลี่ยน(บาทต่อเยน)มีความสัมพันธ์กับการลงทุนโดยตรงจากประเทศญี่ปุ่นมายังประเทศไทยและอัตราแลกเปลี่ยน(บาทต่อดอลล่าร์ฮ่องกง)มีความสัมพันธ์กับการลงทุนจากฮ่องกงมาประเทศไทยแต่อัตราแลกเปลี่ยน(บาท่อดอลล่าร์สิงค์โปร์)ไม่มีความสัมพันธ์กับการลงทุนโดยตรงจากประเทศสิงคโปร์มาประเทศไทย

เอกจรินทร์ รอดเจริญ(2553)ได้ทำการศึกษาเรื่องการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างดุลการค้า อัตราแลกเปลี่ยนและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศไทยและดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมเป็นตัวชี้วัดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และได้จำแนกเงินสกุลเป็นสองรูปแบบ คือดอลล่าร์สหรัฐและเยนญี่ปุ่น ในรูปแบบอัตราแลกเปลี่ยนค่ากลางที่ใช้ตามปกติและอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงถ่วงน้ำหนักดัชนีราคาผู้บริโภค โดยทำการทดสอบวิธี Cointegration Error Correction ModelตามกระบวนการARDL จากการศึกษาการปรับตัวจากระยะสั้นเข้าสู่ระยะยาว โดยที่มีเพียงกรณี ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศไทยและอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ของเงินสกุลเยนต่อเงินบาทและอีกกรณีดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมและอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินสกุลเยนต่อเงินบาท เท่านั้นที่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาวโดยมีนัยทางสถิติ

อัมพร ศิริรัตน์หอมสุด (2554) ได้ศึกษาถึงความสัมพันธ์แบบเชิงพลวัตรระหว่างความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบกับความผันผวนของการเคลื่อนย้ายเงินทุนภาคเอกชนของประเทศไทย โดยใช้วิธีการทางเศรษฐมิติได้แก่ การทดสอบความนิ่งของข้อมูลวิธีADF Testการประมาณความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขแบบตัวแปรเดียวของตัวแปรทั้งหมดด้วยแบบจำลองGARCHและGJR และทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของของอัตราดอกเบี้ยโดยที่เปรียบเทียบกับความผันผวนของการเคลื่อนย้ายเงินทุนภาคเอกชนของประเทศไทยด้วยแบบจำลองCCCและDCCผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนระหว่างตัวแปรต่างๆด้วยวิธีความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขเป็นค่าคงที่(CCC)และความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตร(DCC) พบว่าส่วนมากมีความสัมพันธ์กันทั้งในรูปแบบคงที่ทุกช่วงเวลาและแบบเชิงพลวัตรที่มีการเคลื่อนไหวเปลี่ยนแปลงไปตามการเปลี่ยนแปลงของเวลา ยกเว้นกรณีของอัตราเปลี่ยนแปลงเงินทุนไหลเข้าประเทศไทยและอัตราการเปลี่ยนแปลงของสัดส่วนอัตราดอกเบี้ยประเทศไทยต่อสหภาพยุโรปและกรณีของอัตรากรเปลี่ยนแปลงของเงินทุนไหลออกของประเทศไทยและอัตราการเปลี่ยนแปลงของสัดส่วนของอัตราดอกเบี้ยไทยต่อสิงคโปร์ ที่มีไม่สัมพันธ์กันทั้งในรูปแบบคงที่ทุกช่วงเวลาและแบบเชิงพลวัตรที่มีการเคลื่อนไหวเปลี่ยนแปลงไปตามการเวลา

Campbell and Clarida (1987) ได้ทำการศึกษาถึงส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่คาดคะเน สามารถอธิบายความแปรผันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงได้หรือไม่ โดยใช้วิธีการศึกษาแบบ panel cointegration techniques ผลการศึกษาปรากฏว่า อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีความผันแปรมากกว่าส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง และการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีเพียงส่วนน้อยเท่านั้น ที่ได้รับอิทธิพลมาจากการเคลื่อนไหวของส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ซึ่งสรุปผลการศึกษาได้ว่า ไม่ปรากฏความสำคัญทางสถิติว่ามีความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง

Macdonald and Nagayasm (1999) ได้ทำการศึกษาถึงความสัมพันธ์ในระยะยาวของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง โดยทำการศึกษาด้วยวิธี panel cointegration ด้วยสมการ single equation ของ Johansen โดยการศึกษาใช้ข้อมูลประเทศอุตสาหกรรม 14 ประเทศ ข้อมูลเป็นรายไตรมาสตั้งแต่ 1976Q1 – 1997Q4 ของประเทศออสเตรเลีย ออสเตรีย เบลเยี่ยม แคนนาดา เดนมาร์ก ฝรั่งเศส เยอรมัน อิตาลี ญี่ปุ่น เนเธอร์แลนด์ นิวซีแลนด์ นอร์เวย์ สวิตเซอร์แลนด์ และอังกฤษ โดยใช้เงินสกุลท้องถิ่น/ดอลลาร์สหรัฐ ซึ่งผลการศึกษาพบว่า การใช้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

panel cointegration จะเป็นการช่วยเพิ่มความชัดเจนของการปฏิเสธสมมติฐานหลักของการไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว เมื่อมีสมมติฐานดุลยภาพของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคงที่และการปฏิเสธสมมติฐานหลัก เมื่อใช้อัตราดอกเบี้ยอยู่ในรูประยะยาว โดยพวกเขาให้เหตุผลว่าอาจจะให้ความสัมพันธ์กับพื้นฐานอัตราแลกเปลี่ยนหลังจากข้อมูลทั้งหมดและความล้มเหลวของการประมาณค่าความสัมพันธ์ อาจเกิดจากการประมาณค่าที่ใช้มากกว่าความบกพร่องของแบบจำลองที่มีอยู่เดิม

Edison and Pauls (2002) ได้ทำการศึกษาเกี่ยวกับการกลับไปประเมินความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในช่วงเวลาปี ค.ศ. 1974 – ค.ศ. 1990 โดยใช้ panel cointegration techniques และ error – cointegration models เพื่อกลับไปพิจารณาเชื่อมโยงกับความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง จากการศึกษาพบว่า ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว แต่ในทางตรงข้ามแบบจำลองวัฏจักรชี้ว่าอาจมีความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างตัวแปรนี้ได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved