บทที่ 2
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีและแนวคิดที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 แนวคิดและทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์มหภาค

2.1.1.1 แนวคิดเกี่ยวกับการค้าระหว่างประเทศ

เทิดศักดิ์ ศรีสุรพล และคณะ (2545) ให้ความหมายของการค้าระหว่างประเทศว่าหมายถึง การซื้อขายแลกเปลี่ยนสินค้าและบริการระหว่างประเทศหนึ่งกับอีกประเทศหนึ่ง การค้าระหว่างประเทศประกอบด้วยการส่งเสริมสินค้าและบริการออกนอกประเทศ กับการนำเข้าสินค้าและบริการเข้าประเทศ ซึ่งอาจเป็นการซื้อขายแลกเปลี่ยนระหว่างเอกชนกับเอกชน เอกชนกับรัฐบาล หรือรัฐบาลกับรัฐบาล

สาเหตุสำคัญที่ทำให้เกิดการค้าระหว่างประเทศ มีดังนี้

1. ปริมาณและชนิดของปัจจัยการผลิต การค้าระหว่างประเทศเกิดขึ้นเนื่องจากประเทศต่าง ๆ มีปัจจัยหรือทรัพยากรการผลิตในปริมาณไม่เท่ากันหรือไม่เหมือนกัน ปัจจัยการผลิตใด ถ้าอุปทานมาก จะมีผลทำให้ราคาปัจจัยนั้นต่ำ และจะส่งผลให้ต้นทุนการผลิตและราคาสินค้าต่ำไปด้วย นอกจากนี้ยังต้องคำนึงถึงเทคโนโลยีที่ใช้ในกระบวนการผลิตด้วยว่าเน้นการใช้ปัจจัยใดมากเป็นพิเศษ เช่น เน้นการใช้แรงงานมาก เน้นการใช้ทุนมาก เน้นการใช้ที่ดินมาก ดังนั้นในการตัดสินใจเลือกผลิตสินค้าส่งออกนั้น แต่ละประเทศควรที่จะคำนึงถึงอุปทานของส่วนประกอบของปัจจัยการผลิตที่มีอยู่ เพราะจะมีผลกระทบถึงต้นทุนในการเปรียบเทียบระหว่างประเทศ

2. ความเหมาะสมของปัจจัยการผลิต ความเหมาะสมของปัจจัยการผลิตมีอิทธิพลทำให้เกิดการค้าระหว่างประเทศ กล่าวคือ ปัจจัยการผลิตไม่ได้มีคุณสมบัติเหมือนกันทั้งหมด

3. ปริมาณการผลิต การผลิตในปริมาณมากจะมีผลทำให้ต้นทุนในการผลิตลดลง แต่การผลิตในปริมาณมากๆนั้นจำเป็นที่จะต้องมีตลาดรองรับผลผลิตซึ่งตลาดภายในประเทศอาจ ไม่เพียงพอ จึงต้องมีตลาดต่างประเทศรองรับ

4. ต้นทุนการขนส่ง ค่าขนส่งวัตถุดิบและค่าขนส่งสินค้าสำเร็จรูป เป็นต้นทุนส่วนสำคัญส่วนหนึ่งของสินค้า ดังนั้นความแตกต่างในต้นทุนการขนส่งจะก่อให้เกิดความแตกต่างในด้านราคาสินค้าโดยเปรียบเทียบ ซึ่งเป็นบ่อเกิดแห่งการค้าระหว่างประเทศ

ประโยชน์ของการค้าระหว่างประเทศ

1. ทำให้เราได้บริโภคหรือใช้สินค้าอื่นที่จำเป็นในการครองชีพ ซึ่งประเทศของตน ไม่สามารถผลิตได้และมีสินค้าอื่นให้เลือกบริโภคมากขึ้น

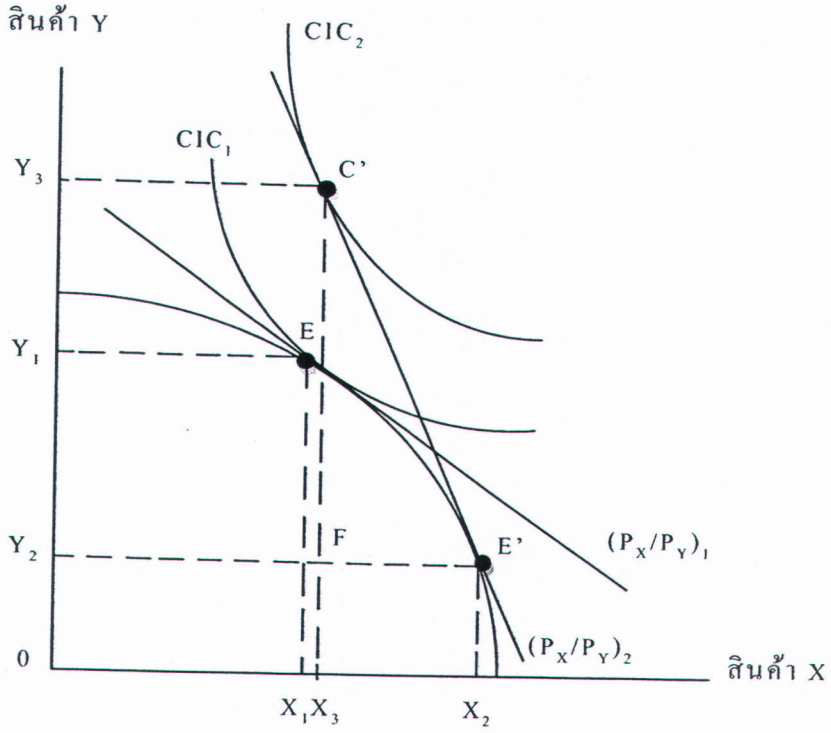
2. ทำให้เราได้ใช้และบริโภคของที่ราคาถูกกว่าและมีสินค้าใช้จำนวนมากขึ้น

3. เกิดการแบ่งงานกันทำระหว่างประเทศ และทำให้มีการใช้ทรัพยากรของโลกซึ่งมีอยู่จำกัดอย่างมีประสิทธิภาพและประหยัดที่สุด และทำให้ประเทศมีความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ (นิสิต พันธมิตร, 2547)

ดุลยภาพของการค้าระหว่างประเทศ

เมื่อมีการค้าระหว่างประเทศ จะเกิดเส้นราคาเปรียบเทียบ (relative price) และเมื่อมีความแตกต่างทางด้านราคา ผู้ผลิตและผู้บริโภคภายในประเทศจะปรับตัวโดยการผลิตและการบริโภคอีกรูปแบบหนึ่ง การปรับตัวดังกล่าวจะก่อให้เกิดผลได้จากการค้า (gains from trade) ดังนั้นจึงต้องพิจารณาความแตกต่างของราคาเปรียบเทียบทั้งสองประเทศ

หากเดิมนั้นระบบเศรษฐกิจของประเทศยังไม่มีการค้าระหว่างประเทศ ผู้ผลิตจะปรับการผลิตบนจุดต่าง ๆ บนเส้นขอบเขตเป็นไปได้ในการผลิต (The Production Possibilities Frontier: PPF) โดยพิจารณาจากต้นทุนของปัจจัยการผลิตเปรียบเทียบกับราคาสินค้าที่ผลิตได้ ซึ่งดุลยภาพของผู้ผลิตบนเส้น PPF จะเป็นจุดที่เส้น PPF สัมผัสกับเส้นราคาของสินค้า X และ Y ซึ่งก็คือจุด E และหากนำผู้บริโภคนำมาพิจารณาด้วย ดุลยภาพในประเทศอยู่ที่จุด E ซึ่งจุดนี้ประเทศจะอยู่ ณ ระดับสวัสดิการที่สูงที่สุดที่เป็นไปได้ภายใต้ผลผลิตที่จำกัดบนเส้น PPF โดยจะทำให้เส้นราคาของสินค้า หรือ $(P_X / P_Y)_1$ สัมผัสเส้น PPF และเส้นความพอใจเท่ากันของผู้บริโภค (Consumer Indifference Curve: CIC)



ที่มา: ธัชวรรณ กนิษฐ์พงศ์ และนิสิต พันธมิตร (2552)

รูป 2.1 ผลได้ของการค้าระหว่างประเทศ

จากรูป 2.1 จุดดุลยภาพที่ไม่มีการค้าระหว่างประเทศ มีการผลิตและการบริโภคสินค้า X จำนวน OX_1 หน่วย และผลิตสินค้า Y จำนวน OY_1 โดยระดับสวัสดิการจะอยู่ที่เส้น CIC_1 และระดับราคาในประเทศคือ $(P_X / P_Y)_1$ ต่อมาถ้าประเทศต้องเผชิญกับราคาระหว่างประเทศที่ $(P_X / P_Y)_2$ เส้นราคาเส้นใหม่นี้จะชันกว่าเส้นราคาในประเทศ สะท้อนถึงราคา X ในประเทศที่ถูกกว่าต่างประเทศ และราคา Y ในประเทศที่แพงกว่าต่างประเทศ ดังนั้น ประเทศแม่ (Home Country) จึงมีความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบในสินค้า X และมีความเสียได้เปรียบโดยเปรียบเทียบในสินค้า Y ความแตกต่างระหว่างราคาเปรียบเทียบ (relative price) ของสินค้าในประเทศและต่างประเทศ ชี้ให้เห็นว่าประเทศแม่ (Home Country) มีประสิทธิภาพในการผลิตสินค้า X มากกว่าโดยเปรียบเทียบ และมีประสิทธิภาพในการผลิตสินค้า Y น้อยกว่าโดยเปรียบเทียบ

เมื่อผู้ผลิตเผชิญหน้ากับ P_X ในตลาดโลกที่มากกว่า P_X ในประเทศ ผู้ผลิตจึงต้องการที่จะเพิ่มการผลิตสินค้า X และลดการผลิตสินค้า Y ลง เพราะกำไรของการผลิตสินค้า X มีมากกว่า ดังนั้นการผลิตจะย้ายจากจุด E ไปยังจุด E' โดยผลิตสินค้า X เพิ่มขึ้นและผลิตสินค้า Y ลดลง ณ จุด E นั้นราคาเปรียบเทียบ (P_X / P_Y) มากกว่าความชันของเส้น PPF (MC_X / MC_Y)

ซึ่ง P_X / P_Y จะมากกว่า MC_X / MC_Y ไปเรื่อยๆ จนกระทั่งเท่ากันที่จุด E' สินค้า X จะเพิ่มขึ้นจาก OX_1 เป็น OX_2 และสินค้า Y ลดลงจาก OY_1 เป็น OY_2 ดังนั้นการผลิตในประเทศแม่ (Home Country) จะย้ายไปสู่จุด E' ส่วนการบริโภคนั้น พิจารณาที่ราคาเปรียบเทียบที่สัมผัสจุด E' ที่เป็นเส้นการค้าของประเทศ หรือเรียกว่า เส้นขอบเขตเป็นไปได้ในการบริโภค (Consumption Possibilities Frontier: CPF) การบริโภค ณ ระดับ E' นั้น ประเทศจะแลกเปลี่ยนสินค้า X กับสินค้า Y ด้วยราคาใหม่ $(P_X / P_Y)_2$ ดังนั้นประเทศจะสามารถผลิตได้ทุกจุดบนเส้นนี้ โดยแลกเปลี่ยนสินค้า X กับสินค้า Y ในตลาดโลก โดยผู้บริโภคจะเลือกบริโภค ณ จุดที่เส้น CIC สัมผัสกับเส้นราคาเปรียบเทียบโดยจุด C' สามารถเกิดขึ้นได้เมื่อมีการค้าและความพอใจของผู้บริโภคในประเทศที่จะสูงที่สุดที่จุด C' ดังนั้น เมื่อมีการค้าและมีราคาเปรียบเทียบใหม่ การผลิตและการบริโภคจะปรับตัวจนกระทั่ง $MC_X / MC_Y = P_X / P_Y = MU_X / MU_Y$ ซึ่งจะเห็นได้ว่าจุด C' อยู่เหนือเส้น PPF ดังนั้น การค้าระหว่างประเทศทำให้สามารถเกิดการบริโภคที่เกินขอบเขตของการผลิตสินค้าในประเทศได้ ก็คือสามารถบริโภคบนเส้น CIC_2 ได้

การค้าทำให้ประเทศมีสวัสดิการที่สูงขึ้น จากการผลิตสินค้า X จำนวน OX_2 หน่วย และบริโภคสินค้า X จำนวน OX_3 หน่วย ส่วนต่างจำนวน X_3X_2 หน่วยจะส่งออกไปยังอีกประเทศ และการผลิตสินค้า Y จำนวน OY_2 หน่วย และบริโภคสินค้า Y จำนวน Y_3Y_2 นั้นมาจากการนำเข้าจากอีกประเทศหนึ่ง รูปแบบการค้าสรุปได้จาก สามเหลี่ยมการค้า $FC'E'$ โดย FE' แสดงถึงการส่งออกของประเทศ และ FC' หมายถึงการนำเข้าของประเทศ ส่วน $C'E'$ คือเส้นการค้าที่มีความชันเป็นลบที่แสดงถึงอัตราราคาโลก (world price ratio) หรืออัตราการค้าโลก (world term of trade) (ธัชวรรณ กนิษฐ์พงศ์ และนิสิต พันธมิตร, 2552)

2.1.1.2 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับการส่งออก

ฟังก์ชั่นการส่งออก

รัตนา สายคณิต (2539) กล่าวว่าการที่ประเทศจะส่งสินค้าออกไปจำหน่ายในต่างประเทศได้มากน้อยแค่ไหน ย่อมต้องขึ้นอยู่กับปัจจัยหลายประการ ได้แก่ อุปสงค์ของผู้ซื้อในต่างประเทศ อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศ (exchange rate) ระดับราคาในประเทศ ปริมาณการผลิตภายในประเทศ นโยบายการค้าระหว่างประเทศ และนโยบายการค้าของต่างประเทศ เป็นต้น ถ้าผู้ซื้อในต่างประเทศมีอุปสงค์ต่อสินค้า ของประเทศค่อนข้างสูง เงินตราของประเทศ 1 หน่วยแลกเปลี่ยนเป็นเงินตราต่างประเทศได้น้อย (เช่น 1 บาท = 0.03 ดอลลาร์) ระดับราคาในประเทศค่อนข้างต่ำ ปริมาณการผลิตภายในประเทศมีมากเกินความต้องการบริโภคในประเทศ นโยบายการค้าของประเทศส่งเสริมการส่งออก และนโยบายการค้าของต่างประเทศไม่

กีดกันการนำเข้า เหล่านี้เป็นต้น จะมีผลทำให้ประเทศสามารถส่งออกสินค้าไปขายต่างประเทศได้มาก มูลค่าสินค้าส่งออกจะสูงตามไปด้วย ในที่นี้จะสมมติให้ตัวแปรเหล่านี้คงที่ อย่างไรก็ตาม กัญญา กุนทีกาญจน์ (2550) กล่าวว่าเพื่อให้ง่ายต่อการวิเคราะห์ มูลค่าการส่งออกจะมากหรือน้อยแค่ไหน ขึ้นอยู่กับอุปสงค์ของผู้ซื้อในต่างประเทศ ซึ่งขึ้นอยู่กับตัวแปรที่สำคัญ 2 ตัวแปร ได้แก่ ระดับราคาในประเทศ และอัตราแลกเปลี่ยน

$$X = (\overline{P}, \overline{e}) \quad ; \quad \frac{dX}{dP} < 0 \, , \frac{dX}{de} < 0 \tag{2.1}$$

โดยที่ X = มูลค่าสินค้าส่งออกที่แท้จริง

P = ระดับราคาสินค้าในประเทศ

e = อัตราแลกเปลี่ยน

สมการ (2.1) แสดงว่า มูลค่าสินค้าส่งออกขึ้นอยู่กับระดับราคาสินค้าในประเทศและอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งถ้าระดับราคาสินค้าส่งออกของประเทศเปลี่ยนแปลงสูงขึ้น เมื่อเทียบกับตลาดต่างประเทศในสินค้าชนิดเดียวกัน ประเทศนั้นก็จะส่งออกได้น้อยลงหรือมองอีกแง่หนึ่งเมื่อระดับราคาสินค้าในประเทศมีแนวโน้มสูงขึ้น ต้นทุนการผลิตของประเทศนั้นก็จะเพิ่มขึ้น ทำให้ราคาสินค้าส่งออกสูงขึ้น และทำให้ไม่สามารถแข่งขันกับต่างประเทศได้ ในทางตรงกันข้าม หากระดับราคาสินค้าในประเทศในประเทศต่ำลง มูลค่าการส่งออกที่แท้จริงก็จะสูงขึ้น ($\frac{dX}{dP}$ มีเครื่องหมายลบ)

ส่วนมูลค่าสินค้าส่งออกขึ้นอยู่กับค่าของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะอัตราแลกเปลี่ยนจะมีผลกระทบต่อราคาสินค้าส่งออกในมุมมองของชาวต่างประเทศ กล่าวคือ ถ้าค่าของอัตราแลกเปลี่ยนลดลง เช่น เปลี่ยนจาก 25 บาท ต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐ เป็น 40 บาท ต่อ 1 ดอลลาร์สหรัฐ สินค้าที่ส่งออกจะถูกลงในสายตาของผู้ซื้อชาวต่างประเทศ ทำให้สามารถส่งออกได้เพิ่มขึ้น มูลค่าสินค้าส่งออกที่แท้จริงเพิ่มขึ้นด้วย

แนวคิดความต้องการส่งออกและความต้องการนำเข้า

ความต้องการส่งออก (desire export, X) หมายถึง มูลค่าของสินค้าและบริการที่ประเทศหนึ่งส่งไปจำหน่ายยังต่างประเทศ

ความต้องการนำเข้า (desire import, M) หมายถึง มูลค่าของสินค้าและบริการที่ประเทศหนึ่งนำเข้าจากต่างประเทศ

ความต้องการสุทธิ $(X-M)$ เป็นผลต่างระหว่างความต้องการส่งออกและความต้องการนำเข้า การส่งออกสุทธิจะเป็นบวก ถ้าความต้องการส่งออกมีมูลค่ามากกว่าความต้องการ นำเข้า ในทางตรงข้าม การส่งออกสุทธิจะเป็นลบ ถ้าความต้องการส่งออกมีมูลค่าน้อยกว่าความต้องการนำเข้า (วันรักษ์, 2547)

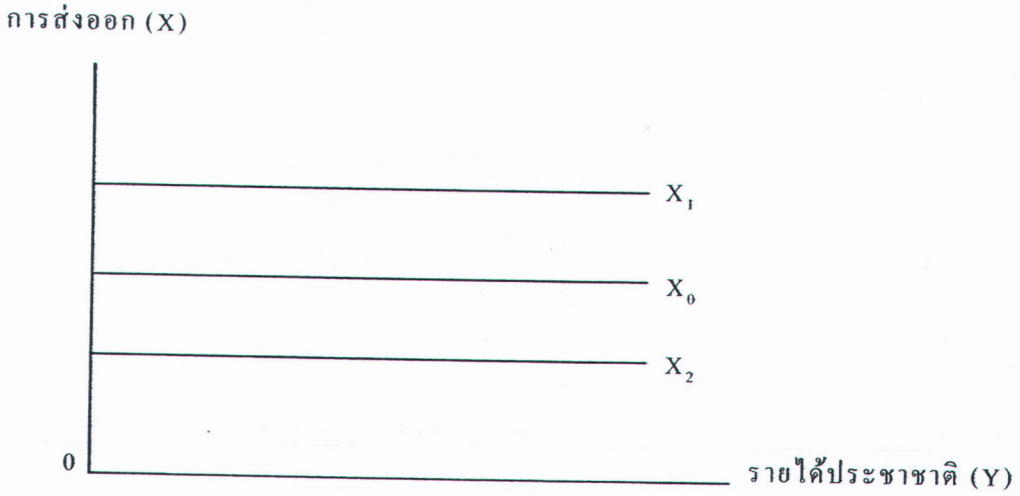
ปัจจัยกำหนดความต้องการส่งออก

1. นโยบายส่งเสริมการส่งออกของรัฐบาล เช่น การลดภาษีส่งออก การลดหรือยกเว้นภาษีนำเข้าวัตถุดิบ และการปรับปรุงพิธีการศุลกากรให้สะดวก รวดเร็ว และโปร่งใส ก็จะทำให้มีการส่งออกมากขึ้น

2. ราคาสินค้า หากราคาสินค้าออกของประเทศใดอยู่ในระดับสูงกว่าตลาดต่างประเทศในสินค้าชนิดเดียวกัน ประเทศนั้นจะส่งออกได้น้อย แต่ถ้าราคาสินค้าออกต่ำกว่าตลาดต่างประเทศ ก็จะส่งออกได้มากขึ้น เนื่องจากราคาของสินค้าออกนั้นขึ้นอยู่กับต้นทุน

3. ความต้องการของตลาดต่างประเทศ ขึ้นอยู่กับภาวะเศรษฐกิจของประเทศผู้นำเข้า หากภาวะเศรษฐกิจทั่วโลกอยู่ในเกณฑ์ดี ความต้องการสินค้าและบริการในตลาดต่างประเทศจะมีมากทำให้การส่งออกดีตาม

จากปัจจัยที่กำหนดการส่งออกนั้น ส่วนหนึ่งเป็นตัวแปรนอกระบบ (exogenous variable) ส่วนระดับรายได้ประชาชาติของผู้ส่งออกมิได้เป็นตัวกำหนดโดยตรงของความต้องการส่งออก เสนความต้องการส่งออกจึงเป็นเส้นตรงขนานกับแกนรายได้ประชาชาติของประเทศผู้ส่งออกดังรูป 2.2



ที่มา: วันรักษ์ (2547)

รูป 2.2 เส้นความต้องการส่งออกและการเปลี่ยนแปลงความต้องการส่งออก

จากรูป 2.2 X_0 เป็นเส้นความต้องการส่งออกเดิมของประเทศ ก สมมติว่าประเทศนี้ได้มีการพัฒนาและค้นพบเทคโนโลยีใหม่ สามารถนำไปใช้ในการลดการต้นทุนการผลิต ทำให้ราคาสินค้าส่งออกลดลงอย่างมาก ทำให้ปริมาณการส่งออกเพิ่มขึ้น เส้นความต้องการส่งออกย้ายจากเส้น X_0 เป็นเส้น X_1 ในกรณีตรงข้าม สมมติว่าทั้งรัฐบาลและเอกชนในประเทศนี้ไม่สนใจพัฒนาเทคโนโลยี เมื่อเวลาผ่านไปต้นทุนการผลิตและราคาสินค้าของประเทศนี้จะสูงกว่าประเทศคู่แข่ง ทำให้การส่งออกของประเทศลดลง เส้นความต้องการส่งออกย้ายจาก X_0 เป็น X_2

2.1.1.3 แนวคิดทางความเสมอภาคในอำนาจซื้อ (Purchasing Power Parity: PPP)

แนวคิดนี้อาศัย "กฎแห่งการมีราคาเดียว" หรือ The Law of One Price ซึ่งอธิบายว่าสินค้าชนิดเดียวกันจะมีราคาเดียวกันเสมอ ไม่ว่าจะซื้อขายกันในประเทศไหนก็ตาม และกลไกการตลาดก็จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตราสุกลต่าง ๆ อยู่ในระดับที่สอดคล้องกับกฎดังกล่าว กล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่าเงินตราสุกลต่าง ๆ ย่อมมีอำนาจซื้อเท่าๆ กัน

1) ความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบสัมบูรณ์ (Absolute PPP)

หากกำหนดให้ P คือ ราคาสินค้าในไทย

P^* คือ ราคาสินค้าในสหรัฐอเมริกา

และ S คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate) ระหว่างเงินบาทและเงินดอลลาร์สหรัฐฯ (มีหน่วยเป็นบาทต่อดอลลาร์)

PPP จะมีแนวโน้มทำให้อัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในไทยและราคาสินค้าในสหรัฐฯ หรือ $S = P / P^*$

2) ความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (Relative PPP)

แนวทางการเปรียบเทียบอำนาจซื้อระหว่างประเทศโดยวิธีนี้เป็นการพยายามแก้ไขข้อบกพร่องของวิธีที่ 1 โดยแทนที่จะกำหนดว่าอัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในประเทศต่างๆ แต่ปรับเป็นว่าอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าเป็นสัดส่วนที่คงที่ของอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในประเทศต่างๆ กล่าวคือ

$$S = k(P / P^*)$$

โดย k คือค่าคงที่ซึ่งไม่จำเป็นต้องเท่ากับ 1 และให้ P คือ ราคาสินค้าในไทย และ P^* คือ ราคาสินค้าในให้รัฐอเมริกาเช่นเดิม

สมมุติให้มีการเปรียบเทียบข้ามเวลา ระหว่างปีที่ 0 กับ ปีที่ 1

$$S_0 = k\left(\frac{P_0}{P_0^*}\right) \tag{2.2}$$

$$S_1 = k\left(\frac{P_1}{P_1^*}\right) \tag{2.3}$$

โดยให้ตัวห้อย (Subscript) 0 และ 1 แสดงปีที่ 0 และ 1 (หรือปีนี้และปีหน้า)

นำสมการ 2.3 หารสมการ 2.2; $$\frac{S_1}{S_0} = \frac{P_1 / P_1^*}{P_0 / P_0^*} \tag{2.4}$$

หรือเขียนใหม่ได้ว่า $$\frac{S_1}{S_0} = \frac{P_1 / P_0}{P_1^* / P_0^*} \tag{2.5}$$

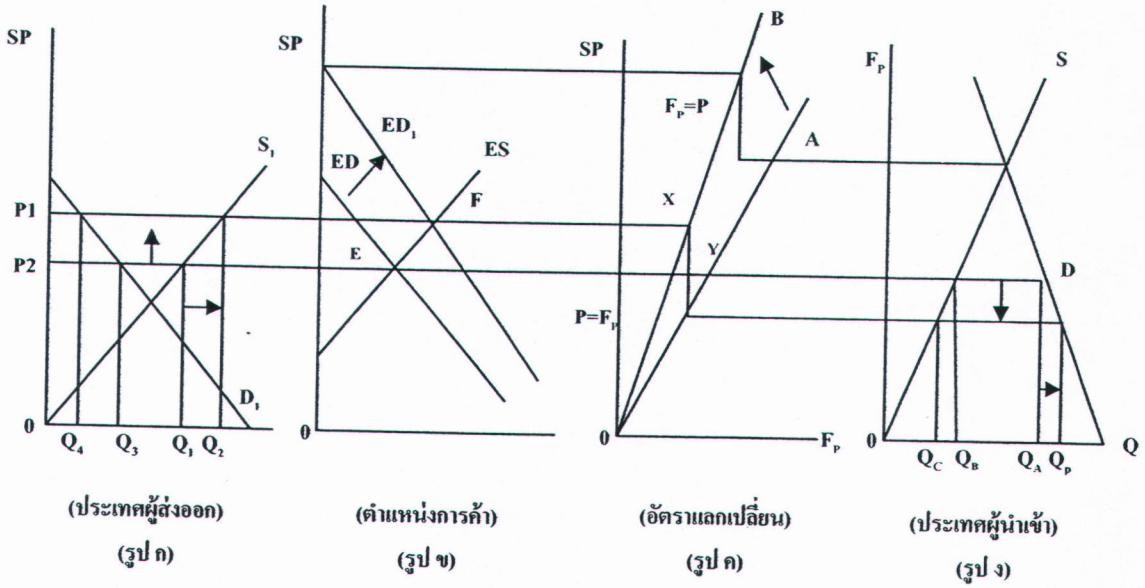
จากสมการที่ (2.5) ค่า P_1 / P_0 สะท้อนให้เห็นอัตราเงินเฟ้อในไทย และค่า P_1^* / P_0^* ชี้แนวโน้มของอัตราเงินเฟ้อในสหรัฐฯ ดังนั้น ตามกฎแห่งการมีราคาเดียว (The Law of One Price) และ PPP แบบเปรียบเทียบแล้ว หากไทยมีอัตราเงินเฟ้อสูงกว่าสหรัฐฯ เงินบาทจะต้องลดค่าเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์ กล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่าอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าที่สอดคล้องกับอัตราเงินเฟ้อในประเทศต่างๆ นั่นเอง อย่างไรก็ตาม การเปรียบเทียบอำนาจซื้อข้ามเวลาของเงินตราสกุลต่างๆ ก็ยังมีปัญหาว่าไม่ได้คำนึงถึงระดับเทคโนโลยี รสนิยม และโครงสร้างประชากรซึ่งอาจเปลี่ยนไปตามกาลเวลา อีกทั้งยังระบุไม่ได้แน่นอนว่าค่า k จะคงที่ตลอดเวลาหรือไม่ (พรายพล คุ้มทรัพย์, 2547)

2.1.1.4 ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ

ภายใต้ข้อสมมติฐานที่ว่าตลาดเป็นตลาดที่มีการแข่งขันกันอย่างเสรีในประเทศผู้ส่งออก ณ ระดับราคา P_2 แสดงดังรูป 2.3 ก ประเทศผู้ส่งออกต้องการส่งสินค้าไปขายเท่ากับ Q_3Q_1 หน่วยซึ่งเป็นปริมาณที่ทำให้เกิดดุลยภาพในตลาดโลก (รูป 2.3 ข) ที่จุด E คือ จุดที่เส้น ED ตัดกับเส้น ES แสดงถึงการไม่เกิดอุปสงค์ส่วนเกินในตลาดโลกและในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้ส่งออกต่อประเทศผู้นำเข้าคงที่อยู่ ณ ระดับหนึ่งแสดงได้ในจุด Y บนเส้น OA

(รูป 2.3 ค) ณ ระดับราคาสินค้าส่งออก P_2 ทำให้เกิด ED และทำให้เกิด ES ในตลาดโลกนั้น ประเทศผู้นำเข้าจะนำสินค้าเข้าเท่ากับ Q_BQ_A หน่วย

ต่อมาเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้นำเข้ามีอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศแข็งค่ามากขึ้น (คือ เงินตราของประเทศผู้นำเข้าแลกกับเงินตราต่างประเทศของประเทศผู้ส่งออกได้ในปริมาณที่มากขึ้น) ซึ่งมีผลทำให้ต้นทุนของอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้นำเข้าลดลงแสดงได้ในรูป 2.3 ค คือ มีผลทำให้ เส้น A ขยับเป็นเส้น B ที่จุด X แสดงถึงต้นทุนของอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้นำเข้าลดลงและมีผลทำให้ราคาสินค้านำเข้าลดลงด้วยทำให้ประเทศผู้นำเข้าต้องการสินค้านำเข้าเพิ่มมากขึ้นซึ่งเพิ่มขึ้นเท่ากับ Q_CQ_P และมีผลทำให้เกิดดุลยภาพตลาดโลกใหม่ที่จุด F ณ ED_1 ตัดกับ ES (รูป 2.3 ข) ในขณะที่ ES คงที่อยู่นั้น เมื่อ ED ขยับขึ้นก็มีผลทำให้ราคาสินค้าส่งออกของประเทศผู้ส่งออกขยับจาก P_2 เป็น P_1 (รูป 2.3 ก) และมีปริมาณการส่งออกเพิ่มมากขึ้นจาก Q_3Q_1 เป็น Q_4Q_2 กระบวนการนี้จะดำเนินต่อไปเรื่อยๆ จนกว่าเส้น B ขยับเป็นเส้น A (ในรูป 2.3 ค) และ ED ตัดกับ ES (ในรูป 2.3 ข) ณ จุด E พร้อมกับระดับราคา P_1 ลดลงมาที่ P_2 (ในรูป 2.3 ก)



ที่มา: Broduhl และ Gallayer (2520)

รูป 2.3 ผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่อปริมาณการค้าระหว่างประเทศ

โดยที่ D_1 = อุปสงค์ภายในประเทศของสินค้าส่งออกของประเทศผู้ส่งออก

S_1 = อุปทานภายในประเทศของสินค้าส่งออกของประเทศผู้ส่งออก

D = อุปสงค์ภายในประเทศของสินค้านำเข้าของประเทศผู้นำเข้า

S = อุปทานภายในประเทศของสินค้านำเข้าของประเทศผู้นำเข้า

ED = อุปสงค์ส่วนเกินของตลาดโลก

ES = อุปทานส่วนเกินของตลาดโลก

F_p = ระดับราคาสินค้าระหว่างประเทศ

P = ราคาสินค้าในประเทศ

2.1.1.5 ทฤษฎีความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ

นักเศรษฐศาสตร์หลายคน เช่น เฮคเชอร์-โอลิน (Heckscher-Ohlin) และแร็กนาร์ เนิร์กซ์ (Ragnar Nurkse)ได้อธิบายไว้ว่า สาเหตุที่ทำให้เกิดการเคลื่อนย้ายทุนระหว่างประเทศชนิดที่หวังผลกำไร (profit oriented capital movements) ก็เนื่องมาจากความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ โดยทุนจะเคลื่อนย้ายจากประเทศที่มีระดับอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศต่ำกว่าไปยังประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศสูงกว่า แต่ปัญหาสำคัญที่ต้องพิจารณาต่อไปคือความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยเกิดขึ้นได้อย่างไร ซึ่งแร็กนาร์ เนิร์กซ์ (Ragnar Nurkse)ได้อธิบายว่าถ้าสมมติให้อัตราดอกเบี้ยถูกกำหนดโดยอุปสงค์และอุปทานของเงินทุนแล้ว การเปลี่ยนแปลงของอุปสงค์และอุปทานของเงินทุนจะมีผลทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในอัตราดอกเบี้ย จะมีผลต่อไปทำให้เกิดการเคลื่อนย้ายของเงินทุนระหว่างประเทศ ซึ่งการเปลี่ยนแปลงอุปทานของเงินทุนนั้นเป็นเรื่องง่ายต่อการพิจารณา ซึ่งที่น่าสนใจกว่า คือ ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศอันเกิดจากการเปลี่ยนแปลงทางด้านอุปสงค์ที่มีต่อเงินทุน

การเปลี่ยนแปลงทางด้านอุปสงค์ที่มีต่อเงินทุน

ในทัศนะของแร็กนาร์ เนิร์กซ์ (Ragnar Nurkse, 1934) อุปสงค์ที่มีต่อเงินทุนอาจจะเปลี่ยนแปลงไปเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงในเทคโนโลยีในการผลิต หรือการเปลี่ยนแปลงในอุปสงค์ที่มีต่อสินค้าอันเป็นผลจากการเปลี่ยนแปลงในรสนิยมของผู้บริโภค

แร็กนาร์ เนิร์กซ์ (Ragnar Nurkse)ได้เริ่มพิจารณาโดยสมมติให้อุปทานของเงินทุนในประเทศ ก. เพิ่มขึ้น (อาจเกิดจากอัตราการออมเพิ่มสูงขึ้นหรือมีการขยายสินเชื่อเพิ่มขึ้นในประเทศ) ผลการเพิ่มขึ้นของอุปทานเงินทุน อัตราดอกเบี้ยในประเทศ ก. จะลดลง ทำให้การผลิตในประเทศ ก. ขยายตัวและใช้การผลิตแบบใช้ทุนมากขึ้น (more capital intensive) ซึ่งหมายความว่าประเทศ ก. จะมีอุปสงค์ในสินค้ากึ่งสำเร็จรูปและสินค้าประเภททุนจากประเทศ ข. เพิ่มขึ้น ผลจาก

การขยายตัวในอุปสงค์สินค้าของประเทศ ข. ทำให้ราคาสินค้าในประเทศ ข. สูงขึ้น และทำให้อัตราการค้า (term of trade) ของประเทศ ข. ดีขึ้นกว่าเดิม การเพิ่มขึ้นของราคาทำให้ประเทศ ข. ขยายปริมาณการผลิตและการลงทุน อุปสงค์ต่อเงินทุนก็จะเพิ่มขึ้น ดังนั้นอัตราดอกเบี้ยในประเทศ ข. จะเพิ่มขึ้น ซึ่งจะดูดอุปทานเงินทุนบางส่วนจากประเทศ ก. การไหลเข้าของเงินทุนจากต่างประเทศยิ่งสนับสนุนให้ประเทศ ข. สามารถขยายการผลิตสินค้าออกไปได้ ซึ่งจะมีผลต่อไปทำให้ประเทศ ข. เพิ่มความต้องการสินค้าขั้นปฐมจากประเทศ ค. สถานการณ์ในประเทศ ค. ก็จะเปลี่ยนแปลงไปเช่นเดียวกันกับที่เกิดขึ้นในประเทศ ข. กล่าวคือ อัตราดอกเบี้ยในประเทศ ค. จะเพิ่มสูงขึ้น ดึงดูดให้เงินทุนเคลื่อนย้ายเข้าประเทศ นั่นคือ อุปทานเงินทุนที่เพิ่มขึ้นในประเทศ ก. บางส่วนจะไหลเข้าประเทศ ค. ทำให้ประเทศ ค. สามารถขยายการผลิตสินค้าของตน การขยายตัวของการผลิตในประเทศ ข. และ ค. ทำให้ประเทศทั้งสองมีรายได้ประชาชาติที่แท้จริงสูงขึ้น ซึ่งมีผลทำให้ประเทศทั้งสองสามารถเพิ่มการนำเข้าสินค้าสำเร็จรูปจากประเทศ ก. ได้และก็จะส่งผลให้ประเทศ ก. สามารถขยายการผลิต และเปลี่ยนแปลงเทคนิคการผลิตแบบใช้ทุนมากขึ้น

ตามที่ได้กล่าวมาข้างต้น จะเห็นว่าความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ เป็นปัจจัยสำคัญต่อการเคลื่อนย้ายทุนระหว่างประเทศซึ่งจะส่งผลต่ออัตราการค้าระหว่างประเทศ อย่างไรก็ตาม ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศที่จะกระตุ้นให้มีการเคลื่อนย้ายทุนระหว่างประเทศจะต้องสูงเพียงพอที่จะคุ้มกับปัจจัยเสี่ยง (risk factor) ที่อาจจะเกิดขึ้น เช่นเดียวกับกรณีการเคลื่อนย้ายสินค้าระหว่างประเทศที่เกิดขึ้นได้ก็ต่อเมื่อความแตกต่างของราคาหน่วยสุดท้าย (price margin) ระหว่างประเทศจะต้องสูงเพียงพอกับความคุ้มในต้นทุนการขนส่ง

กล่าวโดยสรุปในทัศนะของแร็กนาร์ เนิร์กซ์ (Ragnar Nurkse) การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศเกิดขึ้นได้เนื่องจาก มีความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ เงินทุนจะเคลื่อนย้ายจากประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศต่ำกว่าไปยังประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยสูงกว่า ดังนั้นถ้าหากอัตราดอกเบี้ยในประเทศของใดสูงขึ้นเรื่อย ๆ เมื่อเปรียบเทียบกับอัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศ และความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยภายในและภายนอกประเทศสูงมากพอกับความเสี่ยงที่อาจจะเกิดขึ้นแล้ว เงินทุนจะเคลื่อนย้ายออกจากประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยต่ำกว่าไปยังประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยสูงกว่า ทฤษฎีของแร็กนาร์ เนิร์กซ์ (Ragnar Nurkse) ยังอาจใช้อธิบายได้ว่า สาเหตุสำคัญประการหนึ่งที่ทำให้มีการเคลื่อนย้ายเงินทุนจากประเทศพัฒนาแล้วมายังประเทศกำลังพัฒนา เนื่องจากประเทศพัฒนาแล้วมีอุปทานเงินทุนในประเทศค่อนข้างมาก อัตราดอกเบี้ยจึงค่อนข้างต่ำกว่าประเทศกำลังพัฒนา ซึ่งประเทศกำลังพัฒนามีความต้องการเงินทุนสูงกว่าอุปทานเงินทุนที่ประเทศมีอยู่ จึงทำให้เกิดการไหลของเงินทุน ซึ่งก็จะทำให้ประเทศพัฒนาแล้วจึงเป็นประเทศผู้ส่งออกทุน ส่วนประเทศกำลังพัฒนาเป็นประเทศผู้นำเข้าทุน

อย่างไรก็ตาม เมื่อได้มีการศึกษาเชิงประจักษ์ (empirical studies) ได้มีการพบว่า การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศโดยผ่านการลงทุนทางอ้อม ไม่จำเป็นต้องเคลื่อนย้ายไปยังแหล่งที่อัตราดอกเบี้ยต่ำกว่าโดยได้เปรียบ ซึ่งนักเศรษฐศาสตร์คนอื่น ๆ เช่น จอห์นสัน (Harry G. Johnson) และกรูเบล (Herbert G. Grubel) จึงมีความเห็นเพิ่มเติมว่า ไม่เฉพาะแต่ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศเท่านั้นที่เป็นตัวกำหนดการเคลื่อนย้ายทุนระหว่างประเทศ แต่ยังมีปัจจัยอื่น ๆ ที่เป็นตัวกำหนด เช่น อัตราความเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ อัตราการเจริญเติบโตของสินทรัพย์ที่ทั้งสองประเทศถืออยู่ (asset holdings) ดังนั้นแม้ว่าความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศจะเป็นศูนย์ การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศก็ยังเกิดขึ้นได้เนื่องจากอิทธิพลของปัจจัยอื่น ๆ (รัตนา สายคณิต, 2530)

2.1.2 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.1.2.1 ข้อมูลพาแนล (Panel Data)

ข้อมูลพาแนล เป็นชุดของข้อมูลที่เกิดจากการสังเกตซ้ำๆ หลายๆครั้ง จากข้อมูลชุดเดิมตามช่วงระยะเวลาที่เลือกทำการศึกษา ดังนั้นจึงเป็นข้อมูลที่ประกอบไปด้วย ข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross-Section Data) กับข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) การประมาณโดยศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอธิบายของหน่วยภาคตัดขวางแต่ละหน่วยในช่วงเวลาที่เปลี่ยนไป เรียกอีกอย่างหนึ่งว่า Panel Data Estimation ซึ่งข้อดีของการคำนวณโดยการใช้ Panel Data Estimation มีดังต่อไปนี้ (Gujarati, 2003)

1. สามารถอธิบายข้อมูลเฉพาะหน่วยที่มีความสัมพันธ์กันแบบข้ามช่วงเวลาได้ และแก้ปัญหาที่เกิดจากการขาดข้อมูลในบางช่วงเนื่องจากอาจมีข้อจำกัดทางด้านข้อมูลอันเนื่องมาจากปัญหาการจัดเก็บหรือแหล่งที่มาของข้อมูล

2. ให้ผลการคำนวณที่มีประสิทธิภาพมากกว่าเนื่องจากเป็นข้อมูลที่มีทั้งข้อมูลภาคตัดขวาง และข้อมูลอนุกรมเวลาไม่ว่าจะเป็นในเรื่องความละเอียด ความหลากหลายของข้อมูล ความแตกต่างระหว่างค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรมีน้อย รวมถึงมีค่า degree of freedom สูงกว่า

3. อธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตรของข้อมูลที่เกิดจากสังเกตซ้ำ ๆ ได้ดี

4. วัดได้ง่ายและให้ค่าที่ใกล้เคียงความเป็นจริงมากกว่าการคำนวณโดยใช้ข้อมูลภาคตัดขวาง และข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างใดอย่างหนึ่ง

5. สามารถใช้วิเคราะห์แบบจำลองที่มีความยุ่งยากซับซ้อนได้ดีกว่า

6. ข้อมูลพาแนลเป็นการเก็บรวบรวมข้อมูลจากหน่วยบุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศ จำนวนหลาย ๆ หน่วยที่แตกต่างกัน ทำให้ได้ข้อมูลจำนวนมาก จึงทำให้ลดการเอนเอียงของผลที่จะได้

จากแบบจำลองข้อมุลพาแนลเชิงเส้นโดยทั่วไป (Verbeek, 2004)

$$y_{it} = X'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2.6}$$

เมื่อเพิ่ม Intercept Term จะเขียนได้เป็น

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{2.7}$$

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

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

ซึ่งจำนวนค่าสังเกตของข้อมูลพาแนลเท่ากับ $N \times T$

โดยที่ y_{it} คือ เวกเตอร์ $NT \times 1$ ของตัวแปรตาม

α คือ จำนวนจริง (Scalar)

β คือ เวกเตอร์ $K \times 1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

X'_{it} คือ เวกเตอร์ $K \times 1$ ของตัวแปรอธิบาย

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

2.1.2.2 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Test)

การทดสอบความนิ่งของข้อมูลพาแนลด้วยวิธีการทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Verbeek, 2004) มีวิธีการทดสอบดังนี้

พิจารณาจาก autoregressive model

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.8}$$

สามารถเขียนได้เป็น

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \pi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.9}$$

โดยที่ $\pi_i = \gamma_i - 1$

$i = 1, 2, \ldots, N$ (ข้อมูลภาคตัดขวาง) ในช่วงเวลา $t = 1, 2, \ldots, T$

y_{it} คือ ตัวแปรภายนอก (Exogenous Variables)

π_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ Autoregressive

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานหลัก คือ $H_0: \pi_i = 0$ ข้อมูลมีความนิ่งหรือไม่มียูนิทรูท

$H_1: \pi_i = \pi < 0$ ข้อมูลไม่นิ่งหรือมียูนิทรูท

ซึ่งในการทดสอบพาแนลยูนิทรูทนั้นมีวิธีการทดสอบทั้งหมด 5 วิธี ดังนี้

สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ ห้องสมุดงานวิจัย

1) วิธีทดสอบของ Levin, Lin, and Chu (LLC)

Levin, Lin, and Chu (2008) เป็นวิธีหนึ่งในการทดสอบยูนิทรูท ซึ่งใช้ได้ดีกับการเบี่ยงเบนที่มากจากดุลยภาพ โดยเฉพาะในกลุ่มตัวอย่างจำนวนไม่มาก โดยสมมติฐานหลักคือ

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \ , \ m = 1, 2, 3 \qquad (2.10)$$

โดย Δy_{it} คือ Difference term ของ y_{it}

y_{it} คือ ข้อมูลพาแนล

p_i คือ จำนวน lag order สำหรับ difference terms

d_{mt} คือ จำนวนตัวแปรภายนอก (Exogenous variable) ที่ทราบค่า

α_{mi} คือ เวคเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ในแบบจำลอง

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

เนื่องจากไม่ทราบจำนวน lag order ของ p_i การทดสอบโดยวิธี LLC จึงได้ทำการทดสอบโดยถดถอยสมการ ADF แยกกันสำหรับแต่ละตัวแปรของภาคตัดขวาง โดย lag order p_i กำหนดให้แปรผันไปตามแต่ละตัวแปร จากนั้นเลือก lag ที่เหมาะสมที่สุด โดยให้เลือก lag ที่สูงที่สุด $p_{\max}$ และใช้ค่า t-Statistics ของ $\hat{\theta}_{iL}$ ในการกำหนดถ้า lag order มีขนาดเล็กกว่าที่ต้องการ

เมื่อ P_i ถูกกำหนดแล้ว แล้วทำการถดถอยจาก Δy_{it} และ y_{it-1} ที่พจน์ความล่าช้า (lag term) $\Delta y_{it-L}(L=1,...,p_i)$ และตัวแปรภายนอก d_{mt} ซึ่งจะได้ส่วนตกค้างคือ $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{it-1}$

เพื่อควบคุมส่วนตกค้างที่มีความแปรปรวนแตกต่างกัน จึงทำการปรับ $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{it}$ จะได้

$$\tilde{e}_{it}=\frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}},\hat{v}_{it-1}=\frac{\hat{v}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \tag{2.11}$$

โดย $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ คือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานจากการถดถอยสมการ ADF

จากนั้นทำการคำนวณหาอัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะยาวกับส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะสั้น โดยค่าความแปรปรวนระยะยาวของสมการที่ (2.10) หาได้จาก

$$\hat{\sigma}_{yi}^2=\frac{1}{T-1}\sum_{t=2}^{T}\Delta y_{it}{}^2+2\sum_{L=1}^{\bar{k}}W_{\bar{K}L}\left[\frac{1}{T-1}\sum_{t=2}^{T}\Delta y_{it}\Delta y_{it-L}\right] \tag{2.12}$$

จากนั้นคำนวณหาค่า t-Statistics โดยวิธี Pooled จากสมการ

$$\tilde{e}_{it}=\delta\tilde{v}_{it-1}+\tilde{\varepsilon}_{it} \tag{2.13}$$

โดยมีปัจจัยพื้นฐาน คือ มีจำนวนค่าสังเกตเท่ากับ $N\tilde{T}$

$\tilde{T}=T-\bar{p}-1$ คือ ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตต่อหน่วยในข้อมูลพาแนล

$\bar{p}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}p_i$ คือ ค่าเฉลี่ยของ Lag สำหรับแต่ละหน่วยจากการถดถอย ADF

โดยทั่วไปการหาค่า t-Statistic เพื่อทดสอบว่า $\delta=0$ หาได้จาก

$$t_\delta=\frac{\hat{\delta}}{STD(\hat{\delta})} \tag{2.14}$$

โดยที่

$$\hat{\delta}=\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{it-1}\tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{it-1}^2} \tag{2.15}$$

$$STD(\hat{\delta})=\hat{\sigma}_{\varepsilon i}\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{it-1}^2\right]^{-1/2} \tag{2.16}$$

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{2}=\left[\frac{1}{N\tilde{T}}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\left(\tilde{e}_{it}-\hat{\delta}\tilde{v}_{it-1}\right)^{2}\right] \tag{2.17}$$

ความแปรปรวนที่ประมาณค่าแล้วของ $\tilde{\varepsilon}_{it}$ หาได้จากการปรับค่า t-Statistic ดังนี้

$$t_{\alpha}^{*}=\frac{t_{\delta}-N\tilde{T}\hat{S}_{N}\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}STD\left(\hat{\delta}\right)\mu_{m\tilde{T}}^{*}}{\sigma_{m\tilde{T}}^{*}} \tag{2.18}$$

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

$$t_{\alpha}^{*}=\frac{t_{\alpha}-\left(N\tilde{T}\right)S_{N}\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^{*}}}{\sigma_{m\tilde{T}^{*}}}\rightarrow N(0,1) \tag{2.19}$$

โดยที่ t_{α}^{*} คือ ค่าสถิติ t-Statistic สำหรับ $\hat{\alpha}=0$

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

$se(\hat{\alpha})$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ $(\hat{\alpha})$

SN คือ อัตราส่วนค่าเฉลี่ย Standard Deviation (Average Standard Deviation Ratio)

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

ถ้าค่าสถิติ t-Statistic ของ t_{α}^{*} มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพานเนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า t_{α}^{*} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2) วิธีทดสอบของ Breitung

Breitung (2000) มีวิธีการทดสอบพาแนลยูนิทรูทเช่นเดียวกับ LLC test แต่การหาค่าตัวแทนแตกต่างกัน คือ

จาก

$$\Delta\tilde{y}_{it}=\left(\Delta y_{it}-\sum_{j=1}^{p_i}\hat{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j}\right)/s_i \tag{2.20}$$

$$\tilde{y}_{it-1}=\left(y_{it-1}-\sum_{j=1}^{p_i}\hat{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j}\right)/s_i \tag{2.21}$$

สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ ห้องสมุดงานวิจัย

สามารถเขียนได้เป็น

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

$$y_{it-1}^{*} = \Delta \tilde{y}_{it-1} - C_{it} \qquad (2.23)$$

โดย

$$\begin{cases} 0 & \text{ไม่มีค่าคงที่ หรือแนวโน้ม} \\ c_{it} = \tilde{y}_{i1} & \text{มีค่าคงที่ และไม่มีแนวโน้ม} \\ \tilde{y}_{i1} - \left((t-1)/T\right)\tilde{y}_{iT} & \text{มีค่าคงที่ และมีแนวโน้ม} \end{cases}$$

ค่าพารามิเตอร์ α หาได้จากสมการตัวแทน

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

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ

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

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

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

B_{nT} คือ ค่าสถิติ t-Statistic ของ Breitung

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0 : ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_1 : ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

ถ้าค่าสถิติ t-Statistic ของ B_{nT} มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า B_{nT} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

3) วิธีทดสอบของ Hadri

Hadri (2000) ทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือ (Residual) จากสมการ Ordinary Least Square ของ y_{it} ที่คงที่ (Constant) และมีแนวโน้ม (Trend)

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

โดย y_{it} คือ ข้อมูลพาแนล ซึ่ง i = 1, 2,...., N คือ จำนวนของหน่วยข้อมูลภาคตัดขวางและ t คือ 1, 2,..., T คือ ค่าสังเกตในช่วงเวลาต่างๆ

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)

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

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

$$S_i(t) = \sum_s^t \hat{\varepsilon}_{it} \tag{2.28}$$

และ $\bar{f}_0$ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^{N} f_{i0} / N \tag{2.29}$$

สำหรับค่าสถิติ *LM* (*LM* Statistic) ในกรณีที่ i มีความแตกต่างกัน (Heteroskedasticity) เขียนสมการได้ดังนี้

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

ดังนั้นจึงใช้ LM_1 ในกรณีเป็น Homoskedasticity และใช้ LM_2 ในกรณีที่เป็น Heteroskedasticity

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z -Statistic ดังนี้

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

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลพาแนล

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

$\xi = 1/15$ และ $\zeta = 11/6300$ สำหรับกรณีอื่น

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0 : ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

H_1 : ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

ถ้าค่าสถิติ Z -Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท แต่ถ้า Z -Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

4) วิธีทดสอบของ Im, Pesaran and Shin

Im, Pesaran and Shin (2003) ได้ใช้ Augmented Dickey – Fuller (ADF) ในการทดสอบ โดยแยกพิจารณาข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross section) แต่ละหน่วย มีสมการดังนี้

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

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ H_0 : $\alpha_i = 0$ สำหรับทุก i

$$H_1 : \begin{cases} \alpha_i = 0 & \text{สำหรับ } i = 1, 2, \ldots, N_1 \\ \alpha_i < 0 & \text{สำหรับ } i = N+1, N+2, \ldots, N \end{cases}$$

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ t-Statistic สำหรับ α_i คือ

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

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

$$W_{\bar{t}_{NT}} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^{N} E(\bar{t}_{iT}(p_i)) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^{N} Var(\bar{t}_{iT}(p_i))}} \rightarrow N(0, 1) \tag{2.34}$$

โดย $W_{\bar{t}_{NT}}$ คือ W-Statistic

ถ้า $W_{\bar{t}_{NT}}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า $W_{\bar{t}_{NT}}$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

5) วิธีทดสอบ Fisher type test

โดยวิธี Fisher type test ได้ใช้ ADF และ PP -test (Maddala and Wu (1999) and Choi (2001) ใช้ Fisher's (P_λ) Test ในการทดสอบโดยการรวมค่า p-value

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

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Chi-Squared: χ^2) และมี Degree of Freedom เท่ากับ $2N$ ดังนี้

$$P_\lambda = -2 \sum_{i=1}^{N} \log_e \pi_i \tag{2.35}$$

ในกรณีของ Choi ให้ $p_i (i = 1, 2, ..., N)$ คือ ค่า p-value ของการทดสอบยูนิทรูท ของข้อมูลภาคตัดขวาง i จากข้อมูลภาคตัดขวางทั้งหมด

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p_i) \rightarrow \chi^2_{2N} \tag{2.36}$$

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ $$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \phi^{-1}(p_i) \tag{2.37}$$

โดย $\phi(.)$ มีการแจกแจงปกติมาตรฐาน $N(0, 1)$ และ

$$L = \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \tag{2.38}$$

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท ด้วย Fisher's (ρ_λ) Test และ Z -Statistic Test คือ

H_0 : $\rho_i = 1$ ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

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

ถ้าทั้ง Fisher's (P_λ) Test และ Z -Statistic Test มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าทั้ง Fisher's (P_λ) Test และ Z–Statistic Test ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2.1.2.3 การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test)

การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันนั้น จะทำการทดสอบตามวิธีของ Padroni และวิธีของ Kao ซึ่งมีพื้นบานแนวคิดมาจาก Engle-Granger (1987) ซึ่งในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันทั้งสองวิธีจะมีรายละเอียดดังนี้

1) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Padroni (Engle-Granger)

การทดสอบโคอินทิเกรชันตามแบบของ Engle-Granger (1987) มีพื้นฐานอยู่บนการทดสอบส่วนตกค้าง (residual) ถ้าตัวแปรมีลักษณะการร่วมกันไป (cointegrated) ส่วนตกค้างจะมีลักษณะข้อมูลเป็น I(0) (order of Integration zero) ในทางตรงกันข้าม ถ้าตัวแปรไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (not cointegrated) ส่วนตกค้างจะมีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) (order of Integration one) Padroni (1999, 2004) และ Kao (1999) ได้ทำการขยายกรอบการศึกษาตามแบบของ Engle-Granger โดยการทดสอบข้อมูลพาแนล (Panel Data)

Padroni เสนอวิธีการทดสอบโคอินทิเกรชันไว้หลายรูปแบบ ซึ่งสมมติให้พจน์ส่วนตัด (intercept) และค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) มีความแตกต่างกันได้ระหว่างข้อมูลแต่หน่วย พิจารณาจากสมการต่อไปนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + ... + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \qquad (2.39)$$

โดยที่ $t = 1,...,T$; $i = 1,...,N$; $m = 1,...,M$ ซึ่ง y และ x ถูกสมมติให้มีลักษณะร่วมกันไป เมื่อข้อมูลมีลักษณะเป็น I(1) α_i คือพจน์ตัวตัด (intercept) δ_i คือสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) ซึ่ง α_i และ δ_i อาจถูกเซตให้เท่ากับศูนย์ก็ได้

ภายใต้สมมติหลักที่ว่า ไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (no cointegration) ส่วนตกค้าง $e_{i,t}$ จะต้องมีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) โดยส่วนตกค้างดังกล่าวจะได้มาจากการถดถอยสมการ (2.39) หลังจากนั้นก็นำไปทดสอบว่าเป็น I(1) หรือไม่ โดยการถดถอยช่วย (auxiliary regression) สำหรับข้อมูลแต่ละหน่วย (each cross-section) ดังนี้

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

หรือ

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \qquad (2.41)$$

สำหรับข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย มีหลายวิธีในการสร้างค่าสถิติเพื่อทดสอบสมมติฐานหลักและมีสมมติฐานรอง 2 แบบที่แตกต่างกัน

สมมติฐานในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

$H_0 : \rho_i = 1$ ไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน

$H_1 : \rho_i < 1$ สำหรับทุก i มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน

สมมติฐานในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

$H_0 : \rho_i = 1$ ไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน

$H_1 : \rho_i < 1$ สำหรับทุก i มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน

ค่าสถิติในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันของ Padroni โดย $\aleph_{N,T}$ ถูกสร้างขึ้นมาจากส่วนตกค้างทั้งสมการ (2.40) และ (2.41) Padroni ได้ชี้ว่าสถิติมาตรฐาน

(standardized statistic) ได้มีการแจกแจงแบบปกติเชิงเส้นกำกับ (asymptotically normally distribution)

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\upsilon}} \rightarrow N(0, 1) \qquad (2.42)$$

โดย μ และ υ คือ Monte Carlo Generated adjustment Term

2) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Kao (Engle-Granger based)

การทดสอบแบบ Kao มีวิธีพื้นฐานเช่นเดียวกับการทดสอบแบบ Padroni แต่กำหนดให้พจน์ส่วนตัวตัด (intercept) และค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) มีค่าคงที่ในข้อมูลแต่ละหน่วยสำหรับการถดถอยขั้นแรก (the first-stage regression)

กรณีสองตัวแปร (bivariate case) ที่อธิบายโดย Kao (1999) แสดงได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + e_{i,t} \qquad (2.43)$$

สำหรับ

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \qquad (2.44)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (2.45)$$

เมื่อ $t = 1,\ldots,T \;\; ; \;\; i = 1,\ldots,N$

ส่วนมากเรามักจะถดถอยสมการ (2.39) ก่อน โดยกำหนดให้ α_i มีค่าแตกต่างกัน แต่ β_i จะต้องมีค่าคงที่ในข้อมูลแต่ละหน่วย และกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) δ_i เท่ากับศูนย์ หลังจากนั้น Kao เสนอให้ถดถอยช่วยแบบรวมกลุ่ม (pooled auxiliary regression) ดังนี้

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \upsilon_{it} \qquad (2.46)$$

หรือ

$$e_{it} = \tilde{\rho}_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \psi_j \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \qquad (2.47)$$

ภายใต้สมมติฐานหลักว่า ไม่มีการร่วมไปด้วยกัน (no cointegration) Kao ได้เสนอสถิติทดสอบ ดังนี้

$$DF_\rho = \frac{T\sqrt{N}(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \rightarrow N(0,1) \tag{2.48}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_\rho + \sqrt{1.875N} \tag{2.49}$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2/\hat{\sigma}_{0v}^2}{\sqrt{3+36\hat{\sigma}_v^4/5\hat{\sigma}_{0v}^4}} \tag{2.50}$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v^2/(2\hat{\sigma}_{0v}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2/(2\hat{\sigma}_{0v}^2)+3\hat{\sigma}_v^2/10\hat{\sigma}_{0v}^2}} \tag{2.51}$$

และกรณีที่ $\rho > 0$ ค่าสถิติในการทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) คือ

$$ADF = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v^2/(2\hat{\sigma}_v^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2/(2\hat{\sigma}_v^2)+3\hat{\sigma}_v^2/10\hat{\sigma}_{0v}^2}} \tag{2.52}$$

ซึ่งลู่เข้าหา $N(0,\ 1)$ แบบเชิงเส้นกำกับ โดยที่ค่าความแปรปรวนจากการประมาณค่าเป็น $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\sigma}_v^2 - \hat{\sigma}_{v\varepsilon}^2\sigma_\varepsilon^{-2}$ และค่าความแปรปรวนระยะยาวเป็น $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\sigma}_{0u}^2 - \hat{\sigma}_{0u\varepsilon}^2\sigma_{0\varepsilon}^{-2}$

ความแปรปรวนร่วม (covariance) ของ $w_{it} = \begin{bmatrix} u_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$

ประมาณค่าได้เป็น $$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_u^2 & \hat{\sigma}_{u\varepsilon} \\ \hat{\sigma}_{u\varepsilon} & \hat{\sigma}_u^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}' \tag{2.53}$$

และความแปรปรวนร่วมระยะยาว (long run covariance) ประมาณค่าได้ดังนี้

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{0u}^2 & \hat{\sigma}_{0u\varepsilon} \\ \hat{\sigma}_{0u\varepsilon} & \hat{\sigma}_{0u}^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}' + k(\hat{w}_i)\right] \tag{2.54}$$

โดยที่ คือ ฟังก์ชั่นใดๆ (any kernel function)

2.1.2.4 แบบจำลองในการวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนล

แบบจำลองในการวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนลมีวิธีการวิเคราะห์ 3 วิธี คือ pooled OLS, Fixed Effect Model และ Random Effects Model ซึ่งมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

1) การวิเคราะห์แบบจำลองด้วยวิธี pooled OLS

Pooled OLS เป็นการทดสอบอย่างง่าย โดยมีข้อสมมติว่าค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วย/ทุกประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างหน่วย/ประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา

แบบจำลองของ Pooled OLS คือ

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{2.55}$$

2) การวิเคราะห์แบบจำลองด้วยวิธี Fixed Effect Model

Fixed Effect Model เป็นโมเดลเชิงเส้นอย่างง่าย ที่ intercept term แปรผันไปตามแต่ละหน่วยเฉพาะ (ประเทศ) แบบจำลอง คือ

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \;\; ; \; \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{2.56}$$

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

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

y_{it} คือ เวกเตอร์ 1×1 ของตัวแปรตาม

α คือ จำนวนจริง (Scalar)

β คือ เวกเตอร์ Kx1 ของค่าสัมประสิทธิ์

x'_{it} คือ เวกเตอร์ Kx1 ของตัวแปรอธิบาย

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

และเมื่อเพิ่มตัวแปรหุ่นสำหรับแต่ละหน่วยเข้าไปในแบบจำลอง จะได้

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{2.57}$$

โดย $d_{ij} = 1$ ถ้า $i = j$ และ $d_{ij} = 0$ ถ้า $i \neq j$ กำหนดให้แบบจำลองมีตัวแปรหุ่นจำนวน N ตัว ค่าพารามิเตอร์ $\alpha_1, \ldots, \alpha_n$ และ β จากสมการ $y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ สามารถคำนวณหาค่าได้โดยการใช้ Ordinary Least Square (OLS) โดย β คำนวณได้โดยใช้ Least

Squares Dummy Variable (LSDV) โดยวิธีนี้จะทำให้ค่า β ที่ได้มีความเบี่ยงเบน ดังนั้นจึงกำจัดปัญหาดังกล่าวด้วยการเปลี่ยนแปลงข้อมูล โดยการเปลี่ยนสมการเป็น

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}_i'\beta + \bar{\varepsilon}_i \tag{2.58}$$

โดย $\bar{y}_i = T^{-1}\sum y_{it}$ และของตัวแปรอื่นๆ ก็เช่นกัน ดังนั้นสามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \tag{2.59}$$

จากสมการ (2.59) ถือเป็นโมเดลที่แบ่งแยกออกจากค่าเฉลี่ยของแต่ละหน่วยเฉพาะและไม่ได้รวมผลกระทบเฉพาะหน่วยของ α_i กระบวนการปรับเปลี่ยนข้อมูลโดยแยกส่วนออกจากค่าเฉลี่ยดังกล่าวเรียกว่า within transformation ค่า β ที่คำนวณได้จากโมเดลดังกล่าวเรียกว่า withinestimator หรือ fixed effect estimator และเช่นเดียวกันสามารถอธิบายโดยใช้ Least Squares Dummy Variable (LSDV) ได้ดังนี้

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_t) \tag{2.60}$$

ถ้าตั้งข้อสมมติว่าทุก ๆ x_{it} เป็นอิสระจากทุก ๆ ε_{it} การคำนวณโดยใช้ Fixed effect จะทำให้ค่า β ไม่เกิดการเบี่ยงเบน เพราะ ε_{it} เป็นตัวกำหนด และ $\hat{\beta}_{FE}$ ก็จะมีการกระจายแบบปกติ นั่นคือ

$$E\{(x_{it} - \bar{x}_i)\varepsilon_{it}\} = 0 \tag{2.61}$$

แสดงให้เห็นว่า x_{it} ไม่เกี่ยวข้องกับ ε_{it} และ $\bar{x}_i$ ไม่เกี่ยวข้องกับ error term นั่นคือเงื่อนไข

$$E\{(x_{it}\varepsilon_{it}\} = 0 \quad \text{ทุกๆ } s,t \tag{2.62}$$

สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ ห้องสมุดงานวิจัย

ในกรณีดังกล่าวจะเรียก x_{it} ว่า Strictly exogenous ที่ไม่ขึ้นอยู่กับค่า error term ทั้งในอดีต ปัจจุบัน และอนาคต (แต่ในบางกรณีก็อาจจะกลายเป็นข้อจำกัดได้) แต่ขึ้นอยู่กับค่าในอดีตของ y_{it} อธิบายตัวแปรอิสระของทุก ๆ ค่าความคลาดเคลื่อน โดยไม่มีค่าความเบี่ยงเบนได้

โดย $$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i' \hat{\beta}_{FE},\ i = 1,\ldots,N \tag{2.63}$$

จากสมมติฐาน $E\{(x_{it} - \bar{x}_i)\varepsilon_{it}\} = 0$ กำหนดให้ ค่า $T \to \infty$ ค่าของ $\bar{y}_i$ และ $\bar{x}_i$ จะไม่เบี่ยงเบนเข้าหากันถ้าหากว่าจำนวนค่าเฉพาะเพิ่มขึ้น

สามารถสร้างเมทริกซ์แสดงค่า $\hat{\beta}_{FE}$ ได้ดังนี้

$$V\left\{\hat{\beta}_{FE}\right\} = \sigma_\varepsilon^2 \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \tag{2.64}$$

ถ้า T มีขนาดใหญ่ ก็ใช้ OLS estimate ในการคำนวณหา covariance matrix โดยมีพื้นฐานอยู่ใน within regression จากสมการ $(y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$ จะให้ค่าความแปรปรวนที่ถูกต้อง เพราะการเปลี่ยนรูปสมการจะทำให้เมทริกซ์ที่ได้เป็น Singular Matrix และค่าความแปรปรวนของ $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$ คือ $(T-1)/T\sigma_\varepsilon^2$ ค่อนข้างจะตรงข้ามกับ σ_ε^2 การคำนวณหาค่า σ_ε^2 ทำได้โดย

$$\begin{aligned} \sigma_\varepsilon^2 &= \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(y_{it} - \hat{\alpha}_i - x_{it}' \hat{\beta}_{FE} \right)^2 \\ &= \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(y_{it} - \bar{y}_i - (x_{it} - \bar{x}_i)' \hat{\beta}_{FE} \right)^2 \end{aligned} \tag{2.65}$$

มีความเป็นไปได้ในการนำมาประยุกต์ใช้กับตัวแปรที่ต้องการคำนวณค่าออกจากจำนวนชุดของข้อมูลทั้งหมดนั่นคือ degree of freedom = $n-k$ ด้วยการใช้ OLS covariance matrix ในสมการ $y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it}$ โดยมีจำนวนตัวแปรหุ่น N ตัวแปร ซึ่งถือว่าให้ค่าที่เชื่อถือได้ เพราะ degree of freedom ถูกต้องและมีความสัมพันธ์กับจำนวนตัวแปรหุ่น

สิ่งสำคัญคือ Fixed Effect Model เป็นโมเดลที่รวมเอาความแตกต่าง ภายใน (within) ของแต่ละหน่วย (ประเทศ) นั่นคือ อธิบายได้ว่าอะไรคือความแตกต่างของ y_{it} กับ $\bar{y}_i$ แต่ไม่สามารถอธิบายได้ว่าทำไม $\bar{y}_i$ แตกต่างจาก y_{it}

จากเมทริกซ์ค่าของ β ก็ได้รับผลกระทบมาจาก x ไม่ว่าจะเป็นการเปลี่ยนแปลงข้ามช่วงเวลาหรือเฉพาะหน่วย จากการคำนวณโดยใช้ Fixed Effect Model ทำให้ทราบว่า β ได้มาจากเปลี่ยนแปลงภายในของข้อมูลแต่ละหน่วย

จาก Fixed Effect Model มีข้อสมมติที่อาจเป็นไปได้เกี่ยวกับ ค่าคงที่ (Intercept) ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน (Slope coefficients) และค่าความคลาดเคลื่อน (Error term, ε_{it}) ดังนี้ (Gujarati, 2003)

1. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน และ ค่าคงที่ คงที่ตลอดระยะเวลาและข้ามช่วงเวลาแต่ค่าความคลาดเคลื่อน แตกต่างกันในแต่ละหน่วยและข้ามช่วงเวลา
2. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชันคงที่ แต่ค่าคงที่ แตกต่างกันในแต่ละหน่วย
3. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชันคงที่แต่ค่าคงที่แตกต่างกันในแต่ละหน่วยและข้ามช่วงเวลา
4. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน และค่าคงที่แตกต่างกันในแต่ละหน่วย
5. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน และค่าคงที่แตกต่างกันในแต่ละหน่วยและข้ามช่วงเวลา

3) การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ด้วยวิธี Random Effect Model

กำหนดให้ ε_{it} เป็นปัจจัยสุ่ม มีความเป็นอิสระ และมีกระจายเหมือนกันในแต่ละข้ามช่วงเวลา ดังนั้นเขียนแบบจำลอง Random Effect ได้ดังนี้

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \; ; \; \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2), \alpha_i \sim IID(0,\sigma_\alpha^2) \qquad (2.66)$$

โดย $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนซึ่งประกอบด้วยสองส่วน ส่วนแรกเป็นค่าความคลาดเคลื่อนของแต่ละหน่วยเฉพาะซึ่งไม่ผันแปรตามข้ามช่วงเวลา ส่วนที่สองเป็นส่วนคงเหลือของค่าความคลาดเคลื่อนที่มีข้อสมมติว่าไม่มีความเกี่ยวข้องกันในแต่ละข้ามช่วงเวลา ความสัมพันธ์ทั้งหมดของ error terms ในช่วงต่อของเวลาเป็นผลมาจากผลกระทบที่เกิดขึ้นเฉพาะ α_i จึงมีข้อสมมติว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ มีความสัมพันธ์ที่เป็นอิสระและไม่ขึ้นอยู่กับ x_{it} นั่นแสดงให้เห็นว่าการคำนวณเพื่อหาค่า μ และ β โดยใช้ OLS estimator ไม่เบี่ยงเบนและมีค่าสม่ำเสมอ จากโครงสร้างของ error term แสดงให้เห็นว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ เป็นส่วนหนึ่งของ autocorrelation (ปัญหาที่เกิดจากการที่ค่าความผันแปรที่ไม่สามารถอธิบายได้โดยตัวแปรอิสระในแบบจำลองที่มีการผันแปร

อย่างเป็นแบบแผน) ดังนั้น จึงทำให้ค่าที่ได้ไม่ถูกต้องและถ้าใช้ GLS estimator จะมีประสิทธิภาพมากกว่า

จาก GLS estimator สำหรับแต่ละหน่วย i ทุก error term จะสามารถเขียนรวมกันได้เป็น $\alpha_i \iota_T + \varepsilon_i$ โดย $\iota_T = (1,1,...,1)'$ ของมิติ T และ $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1},...,\varepsilon_{iT})'$ Covariance Matrix ของเวกเตอร์นี้คือ

$$V\{\alpha_i \iota_T + \varepsilon_i\} = \Omega = \sigma^2 \iota_T \iota_T' + \sigma_\varepsilon^2 I_T \tag{2.67}$$

โดย I_T คือ T – dimensional identity matrix

จากสมการนี้ทำให้สามารถใช้ GLS ในการคำนวณหาค่าพารามิเตอร์ของแต่ละหน่วยโดยการคูณเพิ่มด้วยเวกเตอร์ ให้เป็น Ω^{-1} ดังนี้

$$\Omega^{-1} = \sigma_\varepsilon^2 \left[I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2} \iota_T \iota_T' \right] \tag{2.68}$$

และสามารถเขียนได้เป็น

$$\Omega^{-1} = \sigma_\varepsilon^2 \left[\left(I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \right) + \psi \frac{1}{T} \iota_T \iota' \right] \tag{2.69}$$

โดย
$$\psi = \Omega^{-1} = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2} \tag{2.70}$$

ดังนั้นสามารถหาค่า β โดยใช้ GLS estimator ดังนี้

$$\hat{\beta}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^{N} (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \times \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^{N} (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right) \tag{2.71}$$

โดย $\bar{x} = (1/(NT)) \sum_{i,t} x_{it}$ แทนค่าแทนค่าเฉลี่ยตลอดช่วงเวลาของ x_{it} ซึ่งเห็นได้ชัดว่าถ้า $\psi = 0$ ผลจากการคำนวณโดย Fixed effect model จะเพิ่มขึ้นเพราะ $\psi \to 0$ ถ้า $T \to \infty$ ถ้า $\psi = 1$ การคำนวณโดยใช้ GLS ก็เป็นเพียงแค่ OLS

จากรูปทั่วไปของ GLS estimator สามารถเขียนได้เป็น

$$\hat{\beta}_{GLS} = \Delta\hat{\beta}_B + (I_k - \Delta)\hat{\beta}_{FE} \tag{2.72}$$

โดย $\hat{\beta}_B = \left(\sum_{i=1}^{N}(\overline{x}_i - \overline{x})(\overline{x}_i - \overline{x})'\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}(\overline{x}_i - \overline{x})(\overline{y}_i - \overline{y})$ เรียกว่า Between estimator สำหรับค่า β ซึ่งก็คือ OLS estimator ในรูปของโมเดลของค่าเฉลี่ยเฉพาะ

$$y_{it} = \mu + x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1,\ldots,N \tag{2.73}$$

ให้เมทริกซ์ Δ เป็นเมทริกซ์ถ่วงน้ำหนัก และเป็นส่วนกลับของ covariance matrix ของ $\hat{\beta}_B$ นั่นคือ GLS estimator เป็นเมทริกซ์ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักระหว่างตัวแปร (between estimator)และ ภายในตัวแปร (within estimator) โดยตัวถ่วงน้ำหนักขึ้นอยู่กับ ความสัมพันธ์ของค่าความแปรปรวนระหว่างสองตัวแปร ซึ่งมีประสิทธิภาพกว่าการคำนวณด้วย OLS estimator เพราะถ้า ตัวแปรอธิบายมีความเป็นอิสระทุก ε_{it} และ α_i การคำนวณด้วย GLS estimator จะไม่ทำให้เกิดการเอนเอียง (biased) นั่นคือ

$$E\{\overline{x}_i\alpha_i\} = 0 \tag{2.74}$$

และในทางปฏิบัติ σ_α^2 และ $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ ไม่สามารถหาค่าได้ ดังนั้นในกรณีนี้สามารถใช้ The Feasible GLS estimator (FGLS) โดยความแปรปรวนที่ไม่ทราบค่ายังคงคำนวณในขั้นตอนแรกโดยค่า $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ คำนวณได้มาจากส่วนคงเหลือภายใน ดังสมการ

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{N(T-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \overline{y}_i - (x_{it} - \overline{x}_i)'\hat{\beta}_{FE}\right)^2 \tag{2.75}$$

สำหรับ between regression ค่าความคลาดเคลื่อนของความแปรปรวนคือ $\sigma_\alpha^2 + (1/T)\sigma_\varepsilon^2$ ซึ่งสามารถคำนวณได้โดย

$$\sigma_B^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\overline{y}_i - \hat{\mu}_B - \overline{x}_i'\hat{\beta}_B\right)^2 \tag{2.76}$$

โดย $\hat{\mu}_B$ คือ The between estimator สำหรับ μ และสามารถหา σ_α^2 ได้จาก

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \hat{\sigma}_B^2 - \frac{1}{T}\hat{\sigma}_\varepsilon^2 \tag{2.77}$$

และมีความเป็นไปได้ในการปรับค่าการประมาณโดยทำ degree of freedom ให้ถูกต้องให้เป็น $K+1$ จึงเป็นเหตุผลที่ FGLS ถูกนำมาใช้ใน random effect estimator เพื่อหาค่า β และ μ แทนด้วย $\hat{\beta}_{RE}$ สร้าง Covariance matrix ได้ดังนี้

$$V\left\{\hat{\beta}_{RE}\right\} = \sigma_\varepsilon^2\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\overline{x}_i)(x_{it}-\overline{x}_i)' + \psi\sum_{i=1}^{N}(\overline{x}_i-\overline{x})(\overline{x}_i-\overline{x})'\right)^{-1} \tag{2.78}$$

จากสมการ (2.78) แสดงให้เห็นว่า การใช้ Random Effect estimator มีประสิทธิภาพมากกว่า Fixed Effect estimator ตราบเท่าที่ $\psi > 0$ โดยประสิทธิภาพที่เพิ่มขึ้นมาจาก $\overline{x}_i - \overline{x}$ ความแตกต่างระหว่าง Pooled OLS, Fixed Effect Model กับ Random Effect Mod

2.1.2.5 การทดสอบสมการพาแนล (Panel Equation Testing)

การทดสอบสมการพาแนล (Panel Equation Testing) เป็นการทดสอบว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันในรูปแบบใดระหว่าง Pooled Estimator, Fixed Effects Model หรือ Random Effects Model เพื่อทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบที่เหมาะสม โดยการทดสอบแบบจำลองในครั้งนี้จะทำการทดสอบด้วยวิธี Hausman Test และวิธี Redundant Fixed Effect Test ซึ่งมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

1) วิธี Hausman Test

เป็นการทดสอบว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่าง Fixed Effects หรือ Random Effects ภายใต้ข้อสมมติฐานหลักที่ว่า ค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรอิสระ

$$H_0 : E(u_{it} / X_{it}) = 0 \tag{2.79}$$

โดยวิธีการของ Hausman (1978) ทดสอบโดยสมมติให้การประมาณค่าความแปรปรวนร่วมของ Fixed Effects หรือ Random Effects มีค่าเท่ากัน $\left(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE} = 0\right)$ โดยที่ถ้าหากยอมรับสมมติฐานหลักควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects แต่ว่าถ้าหากปฏิเสธสมมติฐานหลักควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

2) วิธี Redundant Fixed Effect Test

เป็นการทดสอบว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่าง Pooled Estimator หรือ Fixed Effect โดยที่ Moulton and Randolph (1989) พบว่า Anova F-test ที่ใช้ทดสอบ Fixed Effect เหมาะสำหรับทดสอบ One-way Error Component ซึ่ง Anova F-test มีสมการในรูปทั่วไปคือ

$$F = \frac{y'MD(D'MD) - D'My/(p-r)}{y'Gy/\left[NT - \left(\bar{k} + p - r\right)\right]} \tag{2.80}$$

โดยมีสมมติฐานหลักที่ว่าข้อมูลมีการกระจายแบบ F-distribution

$$H_0^a : \sigma_\mu^2 = 0 \tag{2.81}$$

ซึ่งวิธีของ Moulton and Randolph (1989) ทดสอบโดยสมมติให้ข้อมูลมีการกระจายเท่ากัน ถ้ายอมรับสมมติฐานหลักแสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Pooled Estimator แต่ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effect

2.1.2.6 การประมาณค่าแบบจำลองพาแนล (Panael Estimation)

เนื่องจากแบบจำลอง Panel Cointegrated Regression Models มีคุณสมบัติแตกต่างจาก Time series Cointegration Regression Models คือ สัมประสิทธิ์การถดถอยและค่าสถิติร่วม ซึ่งแสดงอยู่ใน Kao and Chiang (2000), Philip and Moon (1999) and Pedroni (2000, 2001) โดยแสดงให้เห็นถึงความสอดคล้องซึ่งตรวจสอบโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) และวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS) แต่มีหลายกรณีที่ตัวแปรอธิบาย (explanatory variable) มีความสัมพันธ์กับพจน์ความคลาดเคลื่อน

(error term) ทำให้ตัวประมาณค่า OLS (OLS estimator) มีลักษณะเอนเอียง (biased) และไม่สอดคล้อง (inconsistent) สำหรับพารามิเตอร์ในแบบจำลอง ทำให้ตัวประมาณค่า OLS (OLS estimator) ไม่สามารถนำมาใช้ได้ จึงต้องใช้ตัวประมาณค่าอื่น ซึ่งทางเลือกอีกหนึ่งวิธีนอกเหนือจากที่กล่าวมาก็คือการประมาณค่าโดยใช้วิธีการ โมเมนต์ในรูปทั่วไป (generalized method of moments: GMM)

1) วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS)

แนวคิดของวิธีการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยด้วยวิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) คือการประมาณค่าเส้นถดถอยที่สามารถหาได้ โดยการทำให้ผลบวกของกำลังสองของส่วนที่เบี่ยงเบนไปจากเส้นถดถอย (ค่าความคลาดเคลื่อน: Error Term) ของค่าสังเกตของตัวแปรมีค่าน้อยที่สุด การคำนวณ OLS พิจารณาจากสมการ

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2.82}$$

สามารถ ประมาณค่า β จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) จากสมการ

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = \left[\sum_{t=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(X_{it} - X_i^* \right)^2 \right]^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(X_{it} - X_i^* \right)\left(Y_{it} - Y_i^* \right) \tag{2.83}$$

โดยที่ i = ข้อมูลภาคตัดขวาง และ N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t = ข้อมูลอนุกรมเวลา และ T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

$\hat{\beta}_{i,OLS}$ = A Standard panel OLS Estimator

X_{it} = Exogenous Variable ในแบบจำลอง

X_i^* = ค่าเฉลี่ยของ X_i^*

Y_{it} = Exogenous Variable ในแบบจำลอง

Y_i^* = ค่าเฉลี่ยของ Y_i^*

นอกจากนี้ยังมีอีกทางเลือกหนึ่งสำหรับการแก้ปัญหา Serial Correlation และ non-exogeneity ที่ใช้เป็นตัวถดถอย คือการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

2) วิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

Pedroni (2001) ได้สร้างการประมาณแบบ Between-Dimension, Group-Means Panel DOLS โดยประกอบด้วยการแก้ไข Endogeneity และ Serial Correlation Parametrically โดยการประมาณแบบ DOLS จะคล้ายกับการประมาณแบบ OLS แต่มีการเพิ่ม Dynamic Term เข้าไปในสมการ พิจารณาได้ในสมการ (2.84)

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \sum_{j=-k}^{ki} \gamma_{ik} \Delta X_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \qquad (2.84)$$

สามารถประมาณค่า β จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (DOLS) ได้จาก

$$\hat{\beta}_{i.OLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} Z_{it}^{*} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} \hat{Z}_{it} \right) \right] \qquad (2.85)$$

โดยที่ i = ข้อมูลภาคตัดขวาง และ N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t = ข้อมูลอนุกรมเวลา และ T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

$\hat{\beta}_{iDOLS}$ = Dynamics OLS Estimator

Z_{it} = คือ $2(K+1) \times 1$

$\hat{Z}_{it}$ = $(X_{it} - X_t^*)$

X_t^* = ค่าเฉลี่ยของ X_t^*

$\Delta X_{i,t-k}$ = Differential Term of X

กระบวนการข้างต้น ใช้เพื่อประมาณการ Panel Cointegration Models ที่ส่วนใหญ่พัฒนาโดย Pedroni (2000, 2001) ดังนั้นงานวิจัยนี้เน้นไปยังการประมาณการแบบ OLS และ DOLS ที่ใช้สำหรับการประมาณ Panel Cointegration

2.1.2.7 การประมาณค่าโดยวิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments: GMM)

วิธีการ โมเมนต์ในรูปทั่วไปเป็นวิธีการประมาณที่ใช้ในแบบจำลองข้อมูลพาแนลเชิงพลวัตร (Dynamics Panel Data Models) ซึ่ง Arellano and Bond (1991) ได้ยืนยันว่าการ

เพิ่มเครื่องมือ (instruments) สามารถหาได้ในแบบจำลองข้อมูลพาแนลเชิงพลวัตร หากใช้เงื่อนไข orthogonality ที่อยู่ระหว่างค่าความล่าช้า (lagged) ของ y_{it} และตัวรบกวน (disturbances) v_{it} ซึ่งจะแสดงให้เห็นโดยตัวอย่างแบบจำลองอัตถดถอย (autoregressive) ที่ไม่มีตัวถดถอย (regressors) ดังนี้

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it} \qquad i = 1,\dots,N \;;\; t = 1,\dots,T \tag{2.86}$$

โดยที่

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \tag{2.87}$$

ซึ่ง $\mu_i \sim \text{IID}(0,\ \sigma_\mu^2)$ และ $v_{it} \sim \text{IID}(0,\ \sigma_v^2)$ เป็นอิสระจากกันและมีอิสระในตัวเอง

โดย

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta\left(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}\right) + \left(v_{it} - v_{i,t-1}\right) \tag{2.88}$$

จากสมการที่ (2.88) นั้นเพื่อที่ขจัดผลกระทบของตัวแปรแต่ละตัว หากสมมติให้ $t = 3$ เป็นช่วงเวลา (period) แรกจะได้

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta\left(y_{i2} - y_{i1}\right) + \left(v_{i3} - v_{i2}\right) \tag{2.89}$$

ซึ่งในกรณีนี้ y_{i1} เป็นเครื่องมือที่ถูกต้อง เนื่องจาก มีความสัมพันธ์กันสูงกับ $\left(y_{i2} - y_{i1}\right)$ และไม่มีความสัมพันธ์กันเลยกับ $\left(v_{i3} - v_{i2}\right)$ ตราบเท่าที่ v_{it} ไม่มีความสัมพันธ์เชิงอันดับ และในกรณีที่ $t = 4$ จะทำให้ y_{i2} เป็นเครื่องมือที่ถูกต้อง เนื่องจากไม่มีความสัมพันธ์กันเลยกับ $\left(v_{i4} - v_{i3}\right)$ ดังนั้นสำหรับช่วงเวลา T การเซตของเครื่องมือที่ถูกต้องจะมีตั้งแต่ $\left(y_{i1},\ y_{i2},\dots,\ y_{i,T-2}\right)$

ขั้นตอนนี้ตัวแปรเครื่องมือยังไม่มีบัญชี (account) สำหรับความแตกต่างของพจน์ความคลาดเคลื่อน (error term) ในสมการที่ (2.88) ซึ่งโดยแท้จริงแล้ว

$$E\left(\Delta v_i \Delta v_i'\right) = \sigma_v^2\left(I_N \otimes G\right) \tag{2.90}$$

โดยที่

$$\Delta v_i' = \left(v_{i3} - v_{i2},\dots,\ v_{iT} - v_{i,T-1}\right)$$

และ $$G=\begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix}$$

คือ $(T-2)\times(T-2)$, เนื่องจาก Δv_i คือ MA(1) ที่ยูนิทรูท (unit root) โดยกำหนดให้

$$W_i=\begin{bmatrix} [y_{i1}] & & 0 \\ & [y_{i1},y_{i2}] & \\ & & \ddots \\ 0 & & [y_{i1},\ldots,y_{i,T-2}] \end{bmatrix} \tag{2.91}$$

เมตริกซ์ของเครื่องมือคือ $W=\left[W_1^{'},\ldots,W_N^{'}\right]^{'}$ และสมการโมเมนต์ที่อธิบายข้างต้นจะได้จาก $E\left(W_i^{'}\Delta v_i\right)=0$ จากเงื่อนไขโมเมนต์เหล่านี้ (moment conditions) ยังได้สนใจงานของ Holtz-Eakin (1988), Newey and Rosen (1988) และ Ahn and Schmidt (1995)

การคูณข้างหน้า (Premultiplying) ของสมการที่แตกต่างกันในสมการที่ (2.88) ในเวคเตอร์ของ W' จะได้

$$W'\Delta y=W'(\Delta y_{-1})\delta+W'\Delta v \tag{2.92}$$

การดำเนินการ GLS บนสมการที่ (2.92) ได้จาก Arellano and Bond (1991) ที่ตัวประมาณสอดคล้อง one-step เบื้องต้นคือ

$$\begin{aligned}\hat{\delta}_1=&\left[(\Delta y_{-1})^{'}W(W'(I_N\otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y_{-1})\right]^{-1}\\ &\times\left[(\Delta y_{-1})^{'}W(W'(I_N\otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y)\right]\end{aligned} \tag{2.93}$$

ตัวประมาณค่า GMM นี้จำเป็นต้องไม่มีความรู้เกี่ยวกับเงื่อนไขเบื้องต้นหรือ การแจกแจงของ v_i และ μ_i ในการดำเนินการตัวประมาณค่านี้ Δv จะถูกแทนที่ด้วย

ส่วนตกค้างที่แตกต่าง (differenced residuals) ที่ได้จากตัวประมาณค่าสอดคล้องเบื้องต้น $\hat{\delta}_1$ ซึ่งผลของตัวประมาณค่าคือ ตัวประมาณค่า GMM two-step

$$\hat{\delta}_2 = \left[(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1}) \right]^{-1} \left[(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y) \right] \qquad (2.94)$$

การประมาณที่สอดคล้องของ asymptotic $\text{var}(\hat{\delta}_2)$ จะได้จากพจน์แรกในสมการที่ (2.94) คือ

$$\hat{\text{var}}(\hat{\delta}_2) = \left[(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1}) \right]^{-1} \qquad (2.95)$$

สังเกตว่า $\hat{\delta}_1$ และ $\hat{\delta}_2$ คือ asymptotically equivalent ถ้า v_{it} คือ IID(0, σ_v^2) (Baltagi, 2002)

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

เขมิกา ฤกษ์วันเพ็ญ (2547) ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างการส่งออกและการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้วิธี Granger Causality ซึ่งประกอบด้วยตัวแปรทั้งหมด 4 ตัวแปร โดยตัวแปรตาม คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ ส่วนตัวแปรอิสระ ได้แก่ มูลค่าการส่งออก ปริมาณการลงทุนภาคเอกชน และการจ้างงาน โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายปีในช่วงปี พ.ศ. 2512 ถึง พ.ศ. 2544 ซึ่งการศึกษานี้ใช้เทคนิคทางเศรษฐมิติ Vector Autoregression Model (VAR) ในการทดสอบความสัมพันธ์

ผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรโดยใช้วิธี Augment Dikey-Fuller (ADF) test พบว่าตัวแปรทุกตัวมี Order of Integration คือ I(1) ต่อจากนั้นจึงสร้างแบบจำลอง VAR order เท่ากับ 6 เมื่อนำแบบจำลองมาทดสอบ Granger Causality เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผลระหว่างการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจการส่งออก พบว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักในกรณีที่การส่งออกไม่ได้เป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และปฏิเสธสมมติฐานหลักในกรณีที่การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจไม่ได้เป็นตัวส่งเสริมการส่งออก ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% เช่นกัน โดยทั้งสองกรณีค่าสัมประสิทธิ์รวมมีค่าเป็นบวก หมายความว่า การส่งออกเป็นตัวขับเคลื่อนการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ในขณะเดียวกันการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจก็ส่งเสริมการส่งออกด้วย นั่นคือ การส่งออกและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจส่งผลกระทบซึ่งกันและกัน (Bidirectional Causality) โดยความยืดหยุ่นของการส่งออกต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีค่า

เท่ากับ 0.362 ในขณะที่ความยืดหยุ่นของการเจริญเติบโตต่อการส่งออกมีค่ามากถึง 2.726 นั่นแสดงให้เห็นว่าการเจริญเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมีส่วนช่วยผลักดันให้เกิดการส่งออกมากกว่าที่การส่งออกมีส่วนในการผลักดันการเจริญเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

บุณยกร บุณยรัตพันธุ์ (2551) ทำการศึกษาผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่ส่งผลต่อความผันผวนของมูลค่าการส่งออกและการลงทุนโดยตรงระหว่างประเทศ ซึ่งตัวแปรที่ใช้ในการวิเคราะห์ประกอบด้วย ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน อัตราเงินเฟ้อ อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ สัดส่วนของมูลค่าการส่งออกต่อ GDP และอัตราดอกเบี้ยของประเทศที่เข้ามาลงทุน ซึ่งประเทศที่ทำการศึกษาได้แก่ สหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น มาเลเซีย เดนมาร์ก และแคนาดา โดยข้อมูลที่ใช้ศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิแบบอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2542 ถึงธันวาคม พ.ศ. 2549 ในการศึกษาจะใช้เครื่องมือทางเทคนิค Genneralized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) ในการวิเคราะห์ข้อมูล

ผลการศึกษาโดยใช้ Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) ในการทดสอบผลกระทบที่เกิดขึ้นกับความผันผวนของการส่งออกพบว่าตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบต่อความผันผวนของการส่งออกในประเทศสหรัฐอเมริกา มาเลเซีย และเดนมาร์ก ส่วนความผันผวนของรายได้ของประเทศคู่ค้าจะส่งผลกระทบต่อประเทศสหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น และแคนนาดา ส่วนความผันผวนของระดับราคาสินค้าส่งออกโดยเปรียบเทียบส่งผลกระทบเพียงประเทศสหรัฐอเมริกา และการศึกษาผลกระทบของความผันผวนของการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศพบว่า ตัวแปรทุกตัวมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับความผันผวนของการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ โดยความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบต่อประเทศสหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น มาเลเซีย และเดนมาร์ก ส่วนความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อส่งผลกระทบต่อทุกประเทศที่ศึกษา ส่วนความผันผวนของอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจส่งผลกระทบต่อประเทศสหรัฐอเมริกา และแคนนาดา ความผันผวนของสัดส่วนมูลค่าการส่งออกกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ส่งผลกระทบต่อทุกประเทศที่ศึกษายกเว้นประเทศมาเลเซีย ส่วนความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศส่งผลกระทบเพียงประเทศญี่ปุ่น

วันวสา วิโรจนารมย์ (2551) ได้ศึกษาปัจจัยที่มีผลกระทบต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวต่างชาติในประเทศไทย โดยตัวแปรตาม ได้แก่ อุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวต่างชาติในประเทศไทย ตัวแปรอิสระ ได้แก่ ระดับรายได้ของประชากรในประเทศต้นทาง ค่าใช้จ่ายในการเดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทย ระดับราคาโดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศไทยและ

ประเทศต้นทาง และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ โดยในการศึกษานี้ใช้ข้อมูลแบบพาแนล (Panel Data) ซึ่งได้ทำการศึกษาจำนวน 10 ประเทศ ได้แก่ มาเลเซีย ญี่ปุ่น เกาหลี จีน สิงคโปร์ สหราชอาณาจักร สหรัฐอเมริกา ออสเตรเลีย เยอรมนี และไต้หวัน ซึ่งใช้ข้อมูลรายปีของแต่ละประเทศ ตั้งแต่ปีค.ศ. 1981 ถึงปีค.ศ. 2006 โดยใช้เทคนิคการประมาณข้อมูลพาแนล ด้วยวิธี Group-Mean FMOLS ในการประมาณแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

ผลการศึกษาพบว่าตัวแปรในแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวนักท่องเที่ยวต่างชาติในประเทศไทย อุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากกลุ่มประเทศเอเชีย และอุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากกลุ่มประเทศนอกเอเชีย มีความสัมพันธ์กัน โดยการประมาณด้วยวิธี Group-Mean FMOLS มีผลดังนี้ ผลการประมาณอุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวต่างชาติในประเทศไทย และผลการประมาณอุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากกลุ่มประเทศนอกเอเชีย พบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวมากที่สุด คือ ระดับรายได้ของประชากร แต่ผลการประมาณอุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากกลุ่มประเทศเอเชีย พบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวมากที่สุด คือ ระดับราคาโดยเปรียบเทียบ และผลการประมาณอุปสงค์การท่องเที่ยวของประเทศต้นทางแต่ละประเทศ พบว่า ระดับรายได้ของประชากร มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวของทุกประเทศ โดยมีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากประเทศเยอรมนีมากที่สุด สำหรับค่าใช้จ่ายในการเดินทาง มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากประเทศสิงคโปร์ในทิศทางตรงกันข้ามเพียงประเทศเดียว ส่วนระดับราคาโดยเปรียบเทียบพบว่า มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยว 2 แบบ คือ มีอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามต่ออุปสงค์ การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากประเทศเกาหลีมากที่สุด และมีอิทธิพลในทิศทางเดียวกับอุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากประเทศสิงคโปร์มากที่สุด ส่วนอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวจากประเทศไต้หวันในทิศทางเดียวกันเพียงประเทศเดียว

ขจรพรรณ วณิชมหานนท์ (2553) ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์กับอัตราแลกเปลี่ยนบางประเทศในกลุ่มจี 20 โดยมีตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาประกอบด้วย ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ และอัตราแลกเปลี่ยนของบางประเทศในกลุ่มจี 20 จำนวน 25 ประเทศ ได้แก่ ออสเตรเลีย อาร์เจนตินา บราซิล เม็กซิโก แคนาดา ฟินแลนด์ สหรัฐอเมริกา จีน ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ อินเดีย อินโดนีเซีย ซาอุดิอาระเบีย ออสเตรีย เบลเยียม เดนมาร์ก กรีซ ไอร์แลนด์ ฝรั่งเศส เยอรมนี อิตาลี รัสเซีย ตุรกี สหราชอาณาจักร และแอฟริกาใต้ โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนมีนาคม พ.ศ. 2544 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2553 ซึ่งใช้การวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนลด้วยการทดสอบ

สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ ห้องสมุดงานวิจัย

พาแนลยูนิทรูท ทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน ทดสอบสมการพาแนล การประมาณค่าแบบจำลอง และการหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (ECM)

ผลการศึกษาการทดสอบพาแนลยูนิทรูท พบว่า การทดสอบด้วยวิธี LLC Test, Breitung Test และวิธี IPS Test ตัวแปรทั้งหมดมีความนิ่งที่ระดับ I(1) ส่วนผลการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน พบว่า แบบจำลองมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว การประมาณค่าแบบจำลอง พบว่าควรใช้การประมาณค่าแบบ Fixed Effect โดยผลการประมาณค่าด้วยวิธี OLS, DOLS และ GMM พบว่า อัตราแลกเปลี่ยน มีค่าเท่า 1.484037 1.554024 และ 7.466492 ตามลำดับ โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม และในส่วนผลการหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (ECM) ด้วยวิธี OLS, DOLS และ GMM พบว่าในระยะสั้นหากดัชนีตลาดหลักทรัพย์เบนออกจากดุลยภาพในช่วงที่ผ่านมาจะมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพร้อยละ 1.8742 1.8293 และ 13.9018 ในช่วงเวลาปัจจุบันตามลำดับ

ชาติชาย เขียวงามดี (2553) ได้ศึกษาปัจจัยทางด้านเศรษฐกิจและนวัตกรรมสร้างสรรค์ที่ส่งผลกระทบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิในการศึกษาซึ่งตัวแปรที่ใช้ศึกษาประกอบด้วย ตัวแปรตาม ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อหัว ส่วนตัวแปรอิสระ ได้แก่ การออมในประเทศในรูปร้อยละต่อGDP มูลค่าการส่งออกคิดเป็นร้อยละต่อGDP และตัวชี้วัดนวัตกรรมของประเทศ จีน ฮ่องกง ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ นิวซีแลนด์ ฟิลิปปินส์ ไทย และอินเดีย โดยใช้ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2527 ถึงปี พ.ศ. 2549 โดยใช้การวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนลด้วยการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน และการประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธี OLS, DOLS และ Error Correction Mechanism (ECM)

จากผลการศึกษาพบว่าการทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Breitung Test และ PP-fjsher Test ตัวแปรทุกตัวมีลักษณะนิ่งที่ระดับ 1st difference ส่วนการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันโดยวิธีของ Pedroni และ Kao พบว่าตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์กัน ซึ่งโดยผลการประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธี OLS และ DOLS พบว่า ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อหัวของประเทศมากที่สุด คือ นวัตกรรม ซึ่งการประมาณค่าของตัวแปรอิสระทุกตัวนั้นต่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนการประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธี ECM พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวระยะสั้นของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อหัวมีค่าเท่ากับ -0.02849 และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

ธารทิพย์ ศรีสุวรรณเกศ (2553) ทำการศึกษาผลกระทบจากเศรษฐกิจของประเทศคู่ค้าที่สำคัญต่อระบบเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยมีตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาประกอบด้วย ผลิตภัณฑ์มวลรวม

ภายในประเทศ อัตราดอกเบี้ยระยะสั้น อัตราเงินเฟ้อ อัตราแลกเปลี่ยน ราคาน้ำมันดิบของตลาดโลก ซึ่งประเทศที่ใช้ในการศึกษา ได้แก่ ไทย จีน ญี่ปุ่น สิงคโปร์ มาเลเซีย และสหรัฐอเมริกา โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิอนุกรมเวลารายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2533 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2551 ซึ่งใช้เทคนิคทางเศรษฐมิติ VARX (Vector Autoregressive with Exogenous) ในการศึกษา

ผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรที่ศึกษาทุกตัวมีความนิ่งที่อันดับความสัมพันธ์ I(1) ผลการทดสอบการร่วมไปด้วยกัน พบว่า ตัวแปรทุกตัวมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว ส่วนอัตราเงินเฟ้อประเทศมาเลเซีย และสหรัฐอเมริกามีคุณสมบัติความเป็นปัจจัยภายนอกแบบแอบแฝง เมื่อพิจารณาโดยรวม พบว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวม อัตราดอกเบี้ยระยะสั้น และอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศสิงคโปร์ จะมีผลกระทบต่อเสถียรภาพภายในประเทศของไทยมากกว่าประเทศอื่น ๆ ส่วนอัตราเงินเฟ้อภายในประเทศของไทยมีขนาดความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวม และอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศสิงคโปร์ เท่ากับ 0.0878 และ 0.047 ตามลำดับ ส่วนอัตราดอกเบี้ยระยะสั้นภายในประเทศของไทยมีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกันกับอัตราดอกเบี้ยระยะสั้น และอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศสิงคโปร์ 1.315 และ 0.011 ตามลำดับ

วราภรณ์ เปาหลิมหลี้ (2553) ได้ศึกษาปัจจัยที่กำหนดการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศในเอเชียแปซิฟิก โดยข้อมูลที่ใช้ศึกษาประกอบด้วย ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น อัตราแลกเปลี่ยน อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ มูลค่าการส่งออก และดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศในเอเชียแปซิฟิก ได้แก่ ออสเตรเลีย แคนาดา ชิลี อินโดนีเซีย ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ เม็กซิโก นิวซีแลนด์ เปรู ฟิลิปปินส์ รัสเซีย และไทย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 ถึง พ.ศ. 2551 ซึ่งใช้การวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนลด้วยการทดสอบพาแนลยูนิทรูทและการประมาณค่าความสัมพันธ์โดยวิธี Pooled OLS, Fixed Effects Model และRandom Effects Model

ผลการศึกษาการทดสอบพาแนลยูนิทรูทพบว่า ข้อมูลทั้งหมดมีลักษณะข้อมูลแบบ I(0) ตามวิธีของ Levin, Lin and Chu (LLC), Im, Pesaran and Shin (IPS) และ Fisher โดยใช้ ADF-test และ PP-test อยู่ในช่วงปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าข้อมูลมียูนิทรูท ยกเว้นอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ที่ไม่ได้มีลักษณะข้อมูลแบบ I(0) โดยนิ่งที่ระดับ 1st difference I(1) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ส่วนการวิเคราะห์โดยใช้วิธี Pooled OLS, Fixed Effects Model และRandom Effects Model จากผลการทดสอบ The Hausman Test พบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมคือ Fixed Effects Model โดยผลจากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์วิธีดังกล่าวพบว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น อัตราแลกเปลี่ยน อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ มูลค่าการส่งออก และดัชนีราคาผู้บริโภค ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ