บทที่ 2
แนวคิดทฤษฎีและเอกสารที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดและทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์

2.1.1 ทฤษฎีความได้เปรียบโดยสัมบูรณ์ (Law of Absolute Advantage)

ใน Wealth of Nation อดัม สมิธได้อธิบายว่าประเทศจะได้ผลได้จากการค้าก็ต่อเมื่อมีการค้าเสรี โดยการค้าเสรี การแบ่งแยกแรงงาน (Division of labor) และการผลิตตามความชำนาญเฉพาะอย่าง (Specialization) จะทำให้ทรัพยากรของโลกถูกจัดสรรอย่างมีประสิทธิภาพ และใช้อย่างมีประสิทธิภาพเพื่อทำการผลิตสินค้า ตามแนวคิดของ อดัม สมิธ การค้าระหว่างประเทศสองประเทศจะได้เปรียบอย่างสมบูรณ์โดยถ้าประเทศสองประเทศมีประสิทธิภาพในการผลิตสินค้าสองชนิดแตกต่างกัน ประเทศทั้งสองจะมีการติดต่อค้าขายแลกเปลี่ยนสินค้ากันโดยจะผลิต และส่งออกสินค้าที่มีประสิทธิภาพมากกว่า หรือได้เปรียบอย่างสมบูรณ์ แล้วนำเข้าสินค้าสินค้าที่มีประสิทธิภาพในการผลิตต่ำกว่า หรือเสียเปรียบอย่างสัมบูรณ์ การได้เปรียบอย่างสัมบูรณ์เป็นการเปรียบเทียบจำนวนแรงงานที่ใช้ในการผลิตสินค้าในเวลาใดเวลาหนึ่ง โดยทุ่มปัจจัยการผลิตไปในสินค้าที่ได้เปรียบ การแบ่งกันผลิตเฉพาะสินค้าที่ได้เปรียบอย่างสัมบูรณ์ แล้วแลกเปลี่ยนกัน ในที่สุดจะทำให้การใช้ทรัพยากรของโลก เป็นไปอย่างมีประสิทธิภาพมากที่สุด ได้ผลผลิตสูงที่สุด แต่ข้อบกพร่องของทฤษฎีความได้เปรียบโดยสัมบูรณ์ ก็คือ ถ้าเกิดกรณีที่ประเทศใดประเทศหนึ่งไม่มีการได้เปรียบอย่างสมบูรณ์ (Absolute Disadvantage) ในการผลิตสินค้าทั้งสองชนิด ส่วนอีกประเทศหนึ่งมีความได้เปรียบอย่างสมบูรณ์ (Absolute Advantage) ในการผลิตสินค้าทั้งสองชนิด จะไม่ทำให้เกิดการค้าภายใต้สถานการณ์นี้

2.1.2 ทฤษฎีความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบ (Principle of Comparative Advantage)

ทฤษฎีของการได้เปรียบโดยเปรียบเทียบ(Principle of Comparative Advantage) ถูกพัฒนาโดย เดวิด ริคาร์โด(David Ricardo) โดยทฤษฎีได้อธิบายเพิ่มเติมเกี่ยวกับการค้าว่าสามารถ เกิดขึ้นได้ แม้ประเทศหนึ่งจะมีประสิทธิภาพมากกว่าประเทศอื่น ในการผลิตสินค้าทุกชนิด โดย ประเทศที่ได้เปรียบทุกสินค้าควรมุ่งผลิตสินค้าที่ตนได้เปรียบมากที่สุด และประเทศที่เสียเปรียบทุก สินค้าควรเลือกที่จะมุ่งผลิตในสินค้าที่ตนเสียเปรียบน้อยที่สุด หรือจะกล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่า ประเทศต่างๆ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จะได้รับประโยชน์จากการค้า เมื่อแต่ละประเทศเลือกที่จะผลิตและส่งออกสินค้าตาม ความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบ เดวิด ริคาร์โด เชื่อว่าแรงงานเป็นปัจจัยในการผลิตเพียงชนิดเดียว ซึ่งเป็นต้นทุนการผลิต และแรงงานจะถูกใช้ไปในสัดส่วนคงที่ในการผลิตสินค้าทุกชนิด ข้อสมมุติฐานของทฤษฎีการได้เปรียบโดยเปรียบเทียบ คือ มี 2 ประเทศ และสินค้า 2 ชนิด มีการค้า เสรี มีต้นทุนการผลิตคงที่ ไม่มีต้นทุนค่าขนส่ง รสนิยมและเทคโนโลยีของประเทศต่างๆเหมือนกัน มีการเคลื่อนย้ายแรงงานได้อย่างสมบูรณ์ภายในประเทศ แต่ไม่สามารถเคลื่อนย้ายได้ระหว่างประเทศ และแรงงานในแต่ละประเทศมีประสิทธิภาพต่างกันโดยประเทศผู้ผลิต จะเลือกผลิตสินค้าที่ตนผลิตได้ในต้นทุนการผลิตที่ต่ำกว่า เมื่อเปรียบเทียบกับการผลิตสินค้าชนิดเดียวกันในอีกประเทศหนึ่ง และนำเข้าสินค้าอีกชนิดที่ตนมีความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบน้อยกว่าจากอีกประเทศหนึ่ง แทนที่ จะทำการผลิตสินค้าเองทั้งสองชนิด นั่นคือประเทศหนึ่งสามารถผลิตสินค้าชนิดหนึ่ง ด้วย จำนวนแรงงานที่น้อยกว่าอีกประเทศหนึ่ง ประเทศนั้นก็จะผลิตสินค้าที่เสียต้นทุนต่ำกว่า แล้วนำไป แลกกับสินค้าอีกชนิดหนึ่งซึ่งตนไม่ได้ผลิตจากอีกประเทศหนึ่ง ประเทศหนึ่งสามารถผลิตสินค้าชนิดหนึ่งได้ผลผลิตมากกว่าอีกประเทศหนึ่งด้วย จำนวนแรงงานที่เท่ากัน ประเทศนั้นก็จะผลิตเฉพาะสินค้าที่ตนได้เปรียบเป็น สินค้าออกแลกกับสินค้าอีกชนิดหนึ่งที่ตนเสียเปรียบโดยเปรียบเทียบในการผลิต การทำเช่นนี้ประเทศที่มีความเสียเปรียบในการผลิตสินค้าทั้งสองชนิด ก็ไม่ต้องหยุดการผลิต แต่เลือกการผลิตสินค้าที่ตนมีความเสียเปรียบโดยเปรียบเทียบน้อยที่สุดแทน และประเทศที่มีความได้เปรียบโดยสมบูรณ์นั้น ก็เลือกผลิตสินค้าที่ตนมีความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบสูงสุด ซึ่งแสดงถึงการใช้ปัจจัยการผลิตอย่างมีประสิทธิภาพที่สุดในการผลิตสินค้านั้น เกิดการโยกย้ายแรงงานในการผลิต ทำให้มีประสิทธิภาพในการใช้ทรัพยากรมากขึ้น ดังนั้นถ้าทุกประเทศกำหนดแบบการค้าในลักษณะนี้แล้ว ทุกประเทศก็จะได้รับประโยชน์จากการค้าระหว่างประเทศร่วมกัน

ข้อจำกัดของทฤษฎี ก็คือ ผลผลิตที่ได้มาจากการใช้แรงงานเพียงอย่างเดียว สามารถวิเคราะห์ได้ว่าประเทศควรจะผลิตสินค้าชนิดใด ทฤษฎีนี้มีข้อจำกัดในจุดนี้ เพราะสภาพการผลิตมีเทคนิคแบบคงที่ เทคโนโลยีไม่ได้มีบทบาทในการกำหนดผลผลิต แต่เป็นความชำนาญ เชี่ยวชาญทางฝีมือของแรงงานทำให้เกิดความแตกต่างในสินค้าที่ผลิตได้ ซึ่งการพิจารณาปัจจัยแรงงานเป็นหลักเกณฑ์ในการพิจารณาต้นทุนการผลิตเพียงอย่างเดียว ทั้งที่ในความเป็นจริงนั้นนอกจากคุณภาพของแรงงานที่แตกต่างกันจะมี ผลกระทบต่อการผลิตสินค้าแล้ว การผลิตสินค้ายังต้องอาศัยปัจจัยอื่นๆ เช่น ที่ดิน และทุน ประกอบด้วย ซึ่งปัจจัยการผลิตเหล่านี้สามารถใช้ทดแทนกันได้ ดังนั้นปริมาณแรงงานที่ใช้ในการผลิตสินค้าจึงไม่ได้เป็นเครื่องวัดมูลค่าของสินค้านั้นได้อย่างถูกต้อง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.3 ทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศสมัยใหม่ของเฮคเชอร์-โอห์ลิน

การค้าระหว่างประเทศตามแนวความคิดของสำนักคลาสสิก เกิดขึ้นจากความแตกต่างของราคาเปรียบเทียบของสินค้าทั้ง 2 ประเทศ แต่ไม่ได้อธิบายว่าอะไรเป็นสาเหตุ ของความแตกต่างของราคาเปรียบเทียบของสินค้า ซึ่ง ทฤษฎี Heckscher-Ohlin ได้อธิบาย ถึงสาเหตุของความแตกต่างของราคาเปรียบเทียบของสินค้า และความแตกต่างของการ ได้เปรียบโดยเปรียบเทียบระหว่างประเทศทั้งสอง ตาม ทฤษฎี Heckscher-Ohlin ได้สมมติว่า เทคโนโลยี และรสนิยมของประเทศต่าง ๆ เหมือนกัน ฉะนั้นการได้เปรียบโดยเปรียบเทียบ เป็นเรื่องของความแตกต่างของความอุดมสมบูรณ์ของปัจจัยการผลิต ใจความสำคัญของ ทฤษฎีนี้สรุปได้ 2 ประการ คือ (Heckscher & Ohlin อ้างถึงใน Snider, 1975, p. 45) (1) สาเหตุของการค้าระหว่างประเทศ เกิดขึ้นจากความแตกต่างของความอุดมสมบูรณ์ของปัจจัยการผลิตของประเทศต่าง ๆ ประเทศจะมีความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบ ในการผลิตสินค้าที่ใช้ปัจจัยการผลิตที่ประเทศนั้นมีความอุดมสมบูรณ์ (2) ผลของการค้าระหว่างประเทศทำให้ราคาของปัจจัยการผลิตเท่ากันระหว่าง ประเทศต่าง ๆ และสิ่งนี้เป็นการทดแทนการเคลื่อนย้ายปัจจัยการผลิตระหว่างประเทศ Heckscher (อ้างถึงใน Snider, 1975, p. 45) กล่าวว่า ต้นทุนเปรียบเทียบแตกต่างกัน ระหว่างประเทศ เพราะแต่ละประเทศมีความสมบูรณ์ของปัจจัยการผลิตต่างกัน และใน การผลิตสินค้าแต่ละชนิดใช้สัดส่วนของปัจจัยการผลิตแตกต่างกัน ดังนั้นจึงสรุปได้ว่า การค้าระหว่างประเทศเกิดจากความแตกต่างของความอุดมสมบูรณ์ของปัจจัยการผลิต(different factor endowment) และการผลิตสินค้าแต่ละชนิดใช้สัดส่วนปัจจัยการผลิตต่างกัน (different factor intensity)

Ohlin (อ้างถึงใน Snider, 1975, p. 46) ได้กล่าวเพิ่มเติมว่า ประเทศแต่ละประเทศ จะส่งสินค้าที่ผลิตจากปัจจัยการผลิตที่ประเทศนั้นมีความอุดมสมบูรณ์มากกว่า และจะสั่งสินค้าที่ผลิตด้วยปัจจัยการผลิตที่ประเทศนั้นมีอยู่น้อย

เมื่อรวมแนวคิดของ Heckscher และ Ohlin จึงได้ทฤษฎีการค้าซึ่งกล่าวว่า การค้า ระหว่างประเทศเกิดขึ้นจากความแตกต่างของต้นทุนเปรียบเทียบ เนื่องจากมีความแตกต่าง ของความอุดมสมบูรณ์ของปัจจัยการผลิต และสัดส่วนของการใช้ปัจจัยการผลิตของสินค้า แต่ละชนิดแตกต่างกัน แต่ละประเทศที่มีความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบจะส่งสินค้าที่ผลิต ด้วยปัจจัยการผลิตที่ประเทศนั้นมีความอุดมสมบูรณ์เป็นสินค้าออกและประเทศจะสั่งนำเข้า สินค้าที่ตนมีความเสียเปรียบ ซึ่งผลิตด้วยปัจจัยการผลิตที่ประเทศนั้นมีอยู่น้อย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.4 ทฤษฎีการรวมกลุ่มทางเศรษฐกิจ

ปี ค.ศ. 1950 Viner (อ้างถึงใน Chacholiades, 1990, p. 228) ได้เขียนหนังสือ เกี่ยวกับสหภาพศุลกากรขึ้นมาเล่มหนึ่ง ชื่อว่า The Custom Union Issue ซึ่งมีแนวคิดว่า การรวมกลุ่มเศรษฐกิจจะเกิดผลประโยชน์หรือผลเสียต่อสวัสดีการของประเทศต่าง ๆ ขึ้นอยู่กับผลสุทธิของการขยายการค้า (trade creation) และการเบี่ยงเบนทางการค้า (trade diversion)

การขยายการค้า (trade creation) เกิดขึ้นเมื่อประเทศสมาชิกของความตกลง (ประเทศ I) เพิ่มการนำเข้าจากประเทศคู่ค้า(ประเทศ J) โดยมิได้ลดการนำเข้าจากประเทศ อื่นๆ (Rest of the World-ROW) เนื่องจากการลดภาษีสินค้านำเข้าระหว่างประเทศคู่ค้า ทำให้สินค้าที่นำเข้าจากประเทศ J มีราคาต่ำลง การเพิ่มการนำเข้าเป็นผลจากการเพิ่มการ บริโภค และการลดการผลิตในประเทศ I การขยายการค้าจึงถือเป็นผลประโยชน์ (benefit) ที่เกิดกับประเทศสมาชิกและกับโลกโดยรวม (Viner อ้างถึงใน Chacholiades, 1990, pp. 228-289)

การเบี่ยงเบนทางการค้า (trade diversion) เกิดขึ้นเมื่อประเทศสมาชิก (ประเทศ I) นำเข้าสินค้าจากประเทศคู่ค้า (ประเทศ J) ที่ราคาสินค้าต่ำกว่าราคาสินค้านำเข้าจากประเทศ อื่น ๆ (ROW) ทั้งที่ประเทศ J ไม่ได้มีต้นทุนที่ต่ำกว่าอย่างแท้จริง แต่ราคาสินค้าต่ำกว่า ประเทศอื่น ๆ เนื่องจากประเทศ J ได้รับการลดภาษีจากการทำความตกลงการค้าเสรี ดังนั้นการที่ประเทศ I ลดการนำเข้าสินค้าจากประเทศอื่น ๆ ลงและเพิ่มการนำเข้าจาก ประเทศ J ทดแทน ถือว่าเป็นการเบี่ยงเบนทางการค้าซึ่งถือว่าเป็นผลเสีย (loss) ผลสุทธิ ต่อสวัสดิการของประเทศจากการรวมกลุ่มเศรษฐกิจจึงไม่อาจสรุปได้ชัดเจนล่วงหน้าว่า จะเกิดประโยชน์หรือผลเสียต่อประเทศ จำเป็นต้องเปรียบเทียบระหว่างการขยายการค้า และการเบี่ยงเบนการทางการค้าว่า ส่วนใดมีค่ามากกว่ากัน (Viner อ้างถึงใน Chacholiades, 1990, p. 289)

จากทฤษฎีดังกล่าวของ Viner (อ้างถึงใน Chacholiades, 1990, p. 289) ได้สร้าง แบบจำลองทางเศรษฐศาสตร์ที่ประกอบไปด้วยสินค้าที่เหมือนกัน (homogenous products) ผลิตโดยประเทศสมาชิกของกลุ่มเศรษฐกิจและประเทศที่มิได้เป็นสมาชิก โดยสมมติให้ กลุ่มเศรษฐกิจประกอบด้วย 2 ประเทศ และประเทศอื่น ๆ (ROW) โดยใช้แบบจำลอง ดุลยภาพบางส่วน (partial equilibrium) อย่างไรก็ตาม ต่อมาได้มีการปรับปรุงพัฒนาให้ แบบจำลองสามารถวิเคราะห์ประเทศหลายประเทศและสินค้าจำนวนมากได้รวมทั้งเพิ่ม ข้อสมมติฐานให้ใกล้เคียงกับโลกที่เป็นจริงมากขึ้น ประเด็นข้อพิจารณาที่สำคัญต่อการ รวมกลุ่มทางเศรษฐกิจ คือ การทำความตกลงการค้าระหว่างประเทศหรือการรวมกลุ่มทาง เศรษฐกิจจะเป็นตัวเร่งหรือเป็นอุปสรรคต่อการนำไปสู่การค้าเสรีแบบพหุภาคีในทางหนึ่ง การรวมกลุ่มเศรษฐกิจและการทำความตกลงการค้าเสรีแบบทวิภาคีจะช่วยเร่งให้เกิดการ เจรจาพหุภาคีเร็วขึ้น เนื่องจากประเทศคู่ค้าสามารถเจรจาในประเด็นต่าง ๆ เพิ่มเติมจาก การ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เจรจาพหุภาคี โดยเริ่มจากกลุ่มประเทศเล็ก ๆ ก่อน ในอีกทางหนึ่ง การรวมกลุ่มทาง เศรษฐกิจจะทำให้เกิดการเบี่ยงเบนทางการค้าและการปกป้องทางการค้าเฉพาะกลุ่ม ทำให้ เป็นอุปสรรคต่อการเปิดเสรีการค้าทั่งโลก

2.1.5 ทฤษฎีภูมิศาสตร์และการค้าระหว่างประเทศ

ปัจจัยทางภูมิศาสตร์มีผลกระทบต่อการค้าระหว่างประเทศ ประเทศที่มีที่ตั้งห่างกันจะมีต้นทุนค่าขนส่งสินค้าจากประเทศหนึ่งไปสู่อีกประเทศหนึ่งในระดับสูง ทำให้การเคลื่อนย้ายสินค้าระหว่างประเทศไม่สะดวก สินค้านำเข้ามีราคาสูง และการค้ามีปริมาณต่ำกว่าศักยภาพ ดังนั้นต้นทุนค่าขนส่งจึงนับเป็นอุปสรรคต่อการค้าประเภทหนึ่ง(ไพฑูรย์ วิบูลชุติกุล พ.ศ.2555)

2.1.6 แบบจำลองแรงโน้มถ่วง(Gravity Model)

ในทศวรรษที่ 1980 การศึกษาการค้าระหว่างประเทศแนวใหม่ที่บุกเบิกโดย Krugman 1979 มีความก้าวหน้ามากทางด้านทฤษฎี แต่ผลงานวิจัยเชิงประจักษ์กลับมีจำนวนไม่มาก เนื่องจากข้อจำกัดของวิธีการศึกษา และข้อมูลด้านการผลิตในระดับจุลภาค งานวิจัยเชิงประจักษ์ส่วนใหญ่นำแบบจำลองแรงโน้มถ่วงที่เคยใช้ในอดีตมาอธิบายปริมาณการค้าระหว่างสองประเทศคู่ค้า(Bilateral Trade) ซึ่ง ถูกวิจารณ์ว่าเป็นแบบจำลองที่ไม่มีรากฐานรองรับโดยทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ทำให้ในระยะเวลาต่อมามีการศึกษาทางด้านทฤษฎีเพิ่มมากขึ้นเพื่อเชื่อมโยงแบบจำลองแรงโน้มถ่วงกับทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศแนวใหม่

การนำแบบจำลองแรงโน้มถ่วงมาใช้ในการอธิบายการค้าระหว่างประเทศคู่ค้าต่างๆ ริเริ่มจากผลงานของ Tinbergen (1962) ซึ่งได้นำแนวคิดทางด้านฟิสิกส์คือกฎของนิวตันว่าด้วยแรงโน้มถ่วงของโลก(Universal Law of Gravity) มาประยุกต์ใช้กับปริมาณการค้าในระดับทวิภาคี ใจความสำคัญของกฎนิวตัน คือ สมมติมีวัสดุสองชนิดที่มีมวล(mass) เท่ากับ M_1 และ M_2 และวัสดุมีระยะห่างกันเท่ากับ d พลังงานการดึงดูดกันระหว่างวัสดุทั้งสองคือ F_g และสามารถเขียนเป็นสูตรได้ดังนี้

$$F_g = G.\frac{M_1 M_2}{d^2} \qquad (2.1)$$

จากสมการ (2.1) พลังดึงดูด F_g มีค่าเพิ่มขึ้นตามการเพิ่มขึ้นของมวลวัสดุทั้งสองชนิด M_1 และ M_2 แต่แปรผกผันกับระยะห่างระหว่างวัสดุ d ส่วนขนาดของความสัมพันธ์ระหว่าง F_g กับ M_1 M_2 และ d วัดได้เท่ากับค่าของสัมประสิทธิ์ G หมายความว่าวัสดุทั้งสองยิ่งมีมวลสูง และอยู่ใกล้เคียงกัน พลังดึงดูดระหว่างวัสดุจะยิ่งมาก และ F_g จะเพิ่มขึ้นเป็น G เท่าของ $\frac{M_1 M_2}{d^2}$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Tinbergen นำกฎว่าด้วยแรงดึงดูดของนิวตันมาประยุกต์กับการวิจัยเชิงประจักษ์ของการค้าระหว่างประเทศ โดยตั้งสมมติฐานให้ปริมาณการค้าระหว่างสองประเทศคู่ค้าขึ้นอยู่กับรายได้ประชาชาติ และระยะห่างระหว่างสองประเทศ จากสมการ (2.1) Tinbergen แทนตัวแปรพลังดึงดูด F_g ด้วยปริมาณการค้าระหว่างประเทศคู่ค้า แทนตัวแปร M_1 M_2 ด้วยรายได้ประชาชาติของแต่ละประเทศ และแทน d ด้วยระยะทางระหว่างสองประเทศ ทำให้สมการ (2.1) เป็นสมการใหม่ได้

$$Trade_{ij} = B.\frac{GDP_i GDP_j}{d^n} \qquad (2.2)$$

โดยที่ $Trade_{ij}$ คือ มูลค่านำเข้า มูลค่าส่งออก หรือมูลค่านำเข้ารวมกับมูลค่าส่งออกระหว่างประเทศ i กับประเทศ j

GDP_i และ GDP_j คือ รายได้ประชาชาติของประเทศ i และประเทศ j

d คือ ระยะห่างระหว่างประเทศคู่ค้าคือประเทศ i กับ j

n คือ ค่าคงที่ใดๆที่สามารถอธิบายสมการการค้าทวิภาคีได้ดี ซึ่งFeestra(2006) ได้สำรวจงานวิจัยต่างๆและสรุปว่าค่า n ที่เหมาะสมคือ 1.25

B คือ ตัวแปรค่าคงที่ในสมการซึ่งใช้แทนปัจจัยอื่นๆ ที่กำหนดปริมาณการค้าระหว่างประเทศ i กับ j นอกเหนือจากรายได้และระยะทาง ปัจจัยอื่นๆ เหล่านี้ได้แก่ ภาษีศุลกากร มาตรการที่มิใช่ภาษีศุลกากร กฎระเบียบวิธีปฏิบัติของแต่ละประเทศ ภาษาและวัฒนธรรมที่แตกต่างกัน รวมทั้งปัจจัยอื่นๆ ซึ่งเป็นอุปสรรคต่อการค้าระหว่างประเทศ เป็นต้น

สมการ (2.2) คือ สมการแรงโน้มถ่วงที่มาจากสมมติฐาน คือ หากกำหนดให้ปัจจัยอื่นๆคงที่ ปัจจัยหลักกำหนดปริมาณการค้าระหว่างสองประเทศได้แก่ 1) รายได้ของแต่ละประเทศคู่ค้าและระยะห่างระหว่างสองประเทศ ยิ่งแต่ละประเทศยิ่งมีรายได้สูงมากเท่าใด ปริมาณการค้าก็จะยิ่งมาก นอกจากนี้ ปริมาณการค้าก็ยังแปรตามรายได้ของประเทศหนึ่งเมื่อเทียบกับอีกประเทศหนึ่ง(relative size) หากมีขนาดใหญ่ใกล้เคียงกันและมีรายได้เพิ่มขึ้นมากด้วยกันทั้งคู่ ประเทศทั้งสองก็จะยิ่งค้าขายกันมาก และ 2) ยิ่งประเทศมีระยะทางใกล้เคียงกันปริมาณการค้าระหว่างประเทศทั้งสองก็จะยิ่งเพิ่มมากขึ้นไปอีก ต่อมาได้มีหลายงานวิจัยที่ประยุกต์ใช้แบบจำลองแรงโน้มถ่วงกับการวิจัยเชิง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประจักษ์ของการค้าระหว่างประเทศ ด้วยการเพิ่มตัวแปรอิสระเข้าในแบบจำลอง ซึ่ง มนิสา นวลเต็ม (2553) ได้สรุปรูปแบบทั่วไปของการประยุกต์ใช้แบบจำลองแรงโน้มถ่วง(Gravity Model) ดังนี้

$$X_{ij} = \beta_0 Y_i^{\beta_1} Y_j^{\beta_2} N_i^{\beta_3} N_j^{\beta_4} D_{ij}^{\beta_5} A_{ij}^{\beta_6} u_{ij} \tag{2.3}$$

สามารถจัดสมการ (2.3) ให้อยู่ในรูปของ log linear ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \ln X_{ij} = {} & \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln N_i + \beta_4 \ln N_j \\ & + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 \ln A_{ij} + u_{ij} \end{aligned} \tag{2.4}$$

โดยที่

X_{ij} คือ มูลค่าส่งออก หรือมูลค่านำเข้าจากประเทศ i ไป j

Y_i , Y_j คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศในรูปตัวเงินของประเทศ i และ j ตามลำดับ

N_i , N_j คือ จำนวนประชากรของประเทศ i และ j ตามลำดับ

D_{ij} คือ ระยะห่างระหว่างประเทศ i และ j

A_{ij} คือ ปัจจัยอื่นๆที่สนับสนุน หรือขัดขวางการส่งออกหรือนำเข้าระหว่างประเทศ i และ j

u_{ij} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term)

β คือ ค่าสัมประสิทธิ์ (n = 0,1,2,…,6)

โดยจากงานที่เขาศึกษาในอดีตส่วนใหญ่พบว่าตัวแปรอธิบายในสมการจะมีผลต่อการส่งออก และการนำเข้าระหว่างประเทศ ดังนี้

1) ประเทศที่มีรายได้สูง จะมีการส่งออกและการนำเข้ามากกว่าประเทศที่มีรายได้ต่ำ(บวก) ซึ่งรายได้ของประเทศผู้ส่งออก จะสะท้อนถึงผลผลิตที่มีเพิ่มขึ้นสำหรับการส่งออก ส่วนรายได้ของประเทศผู้นำเข้าสะท้อนถึงกำลังซื้อของผู้บริโภคในประเทศผู้นำเข้า

2) จำนวนประชากร สามารถอธิบายได้ 2 มุม คือ

2.1) กรณีประเทศผู้ส่งออก ประเทศที่มีจำนวนประชากรมากสะท้อนถึงการผลิต และการบริโภคที่เพิ่มขึ้นควบคู่กัน ซึ่งการผลิตที่เพิ่มขึ้น เป็นการผลิตเพื่อส่งออก จะทำให้ประเทศเหล่านั้นส่งออกสินค้าได้มากขึ้น(บวก) แต่หากการผลิตที่เพิ่มขึ้นเป็นการผลิตเพื่อบริโภคในประเทศจะทำให้การส่งออกของประเทศนั้นลดลง(ลบ)

2.2) กรณีประเทศผู้นำเข้า ประเทศที่มีจำนวนประชากรมากสะท้อนถึงการผลิตและการบริโภคที่เพิ่มขึ้นควบคู่กัน ซึ่งหากการผลิตที่เพิ่มขึ้นนั้นเป็นการผลิตเพื่อส่งออก ประเทศนั้นย่อมมี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การนำเข้าเพื่อการบริโภคในประเทศเพิ่มขึ้น(บวก) แต่หากเป็นการผลิตเพื่อบริโภคภายในประเทศ การนำเข้าของประเทศนั้นย่อมลดลง(ลบ)

3) ระยะทาง เป็นตัวแปรที่สะท้อนถึงอุปสรรคที่มีต่อการส่งออกและการนำเข้าโดยสะท้อนถึงต้นทุนค่าขนส่งและเวลาในการขนส่ง กล่าวคือ ยิ่งระยะทางระหว่างประเทศคู่ค้าห่างกันมากเท่าไร ต้นทุนค่าขนส่งและเวลาในการขนส่งจะเพิ่มขึ้น และการนำเข้าจะลดลง

4) ปัจจัยอื่นๆที่เป็นตัวแปรสนับสนุน หรือขัดขวางการส่งออก และการนำเข้า แสดงถึงปัจจัยต่างๆที่สามารถสนับสนุน หรือขัดขวางการส่งออกและการนำเข้า โดยปัจจัยที่สนับสนุนการส่งออกและการนำเข้า จะมีค่าสัมประสิทธิ์เป็นค่าบวก ส่วนปัจจัยที่ขัดขวางการส่งออกและการนำเข้า จะมีค่าสัมประสิทธิ์เป็นค่าลบ

2.2 แนวคิดและทฤษฎีทางเศรษฐมิติ (Economic Theory)

ในการศึกษาครั้งนี้เพื่อศึกษาถึงรูปแบบและแนวโน้มการส่งออก การนำเข้า และการค้าในภาพรวมของสปป.ลาว โดยเฉพาะศึกษาถึงปัจจัยที่สำคัญที่ส่งผลต่อมูลค่าการส่งออก มูลค่าการนำเข้า และมูลค่าการค้ารวมของสปป.ลาว กับประเทศคู่ค้าสมาชิกอาเซียน โดยใช้ข้อมูลแบบพาแนล (Panel Data) ดังนั้น แนวคิดและวิธีการทางเศรษฐมิติจะกล่าวถึงข้อมูลพาแนลได้แก่การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Test) การทดสอบพาแนล โคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test) การทดสอบสมการพาแนล (Panel Equation Testing) การประมาณแบบจำลองพาแนล (Panel EstimationTesting) และการหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (Error Correction Mechanism: ECM) ดังนี้

2.2.1 ข้อมูลพาแนล (Panel Data)

ข้อมูลพาแนลเป็นข้อมูลที่มีลักษณะของข้อมูลภาคตัดขวาง(Cross-Sectional Data) ร่วมกับข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) เกิดจากการเก็บหน่วยของตัวอย่างชุดเดิมซ้ำ ๆ หลายครั้ง เช่นบุคคลครัวเรือนและหน่วยธุรกิจภายในช่วงเวลาที่ทำการศึกษาซึ่งข้อดีของการประมาณการโดยใช้ Panel Data Estimation (Baltagi, 2001 และGujarati, 2003) สามารถสรุปได้ดังนี้

1) สามารถอธิบายข้อมูลเฉพาะหน่วยที่มีความสัมพันธ์กันแบบข้ามเวลาได้และแก้ปัญหาที่เกิดจากการขาดข้อมูลในบางช่วงเนื่องจากอาจมีข้อจำกัดทางด้านข้อมูล ปัญหาการจัดเก็บข้อมูลหรือแหล่งที่มาของข้อมูล

2) ให้ผลการประมาณค่าที่มีประสิทธิภาพมากกว่าเนื่องจากเป็นข้อมูลที่มีทั้งข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ไม่ว่าจะเป็นในเรื่องความละเอียด ความหลากหลายของข้อมูล

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความแตกต่างระหว่างค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรมีน้อย รวมทั้งมีค่าระดับความเป็นอิสระ (Degree of Freedom) สูงกว่า

3) อธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตของข้อมูลที่เกิดจากการสังเกตซ้ำๆได้ดี

4) วัดได้ง่ายและให้ค่าที่ใกล้เคียงความเป็นจริงมากกว่าการประมาณค่าโดยใช้ ข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างใดอย่างหนึ่ง

5) สามารถใช้วิเคราะห์แบบจำลองที่มีความยุ่งยากซับซ้อนได้ดีกว่า

6) สามารถใช้ได้กับค่าสังเกตที่มีจำนวนมากๆได้

นอกจากนี้เหตุผลสำคัญที่ทำให้การใช้ข้อมูลพาแนลในวิเคราะห์มีความได้เปรียบคือ ข้อมูลพาแนลไม่มีข้อจำกัดด้านสมมติฐานและสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของข้อมูลแต่ละหน่วยข้ามช่วงเวลาได้

แบบจำลองข้อมูลพาแนลแบบทั่วไปในรูปเชิงเส้น สามารถเขียนได้ดังนี้ (Verbeek, 2004)

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (2.5)$$

โดยที่ i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง$i = 1, \dots, N$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา$t = 1, \dots, T$

y_{it} คือ เวกเตอร์1×1ของตัวแปรตาม

α_i คือ จำนวนจริง (ค่าคงที่)

x'_{it} คือ เวกเตอร์$k \times 1$ของตัวแปรอธิบาย

β_{it} คือ เวกเตอร์$k \times 1$ของค่าสัมประสิทธิ์

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

การประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองพาแนลขึ้นอยู่กับข้อสมมติเบื้องต้นของค่าคงที่ (α_i) ค่าสัมประสิทธิ์ (β_{it}) และค่าความคลาดเคลื่อน (ε_{it})

ในกรณีทั่วไปนั้นจะสมมติให้ค่าความคลาดเคลื่อน (ε_{it}) มีการแจกแจงเหมือนกันในทุก ๆ หน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลา หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์และมีค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2 (Verbeek, 2004)

2.2.2 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel unit root test)

การใช้ข้อมูลพาแนลประมาณความสัมพันธ์ของแบบจำลองนั้นจะต้องมีการทดสอบความนิ่ง (Stationary) ของข้อมูลก่อนเพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variance) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน เพื่อไม่ให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) จากสมการ AR (1) ของข้อมูลพาแนล

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.6)$$

เปลี่ยนรูปสมการจะได้

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \pi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \; ; \; \pi_i = \rho_i - 1 \quad (2.7)$$

โดยที่ i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง $i = 1, \dots, N$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา $t = 1, \dots, T$

y_{it} คือ Vector 1x1 ของตัวแปรตาม

π_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของAutoregressive

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ คือ

$H_0: \pi_i = 0$ (ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท)

$H_a: \pi_i < 0$ (ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท)

ซึ่งการทดสอบพาแนลยูนิทรูทมีวิธีการทดสอบทั้งหมด 5 วิธี คือทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) test , Im, Pesaran and Shin (IPS) test , Fisher-Type Tests โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP , Breitung test และ Hadri test ดังนี้

1. วิธีการทดสอบของ Levin, Lin and Chu (LLC) (2000)

วิธี LLC Test จะพิจารณาจากสมการ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ดังนี้

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad m = 1,2,3 \quad (2.8)$$

โดยที่ Δy_{it} คือ ผลต่างของ y_{it}

p_i คือ จำนวน Lag order ของΔy_{it}

α_{mi} คือ เวกเตอร์ค่าสัมประสิทธิ์

d_{1m} คือ เซ็ทว่าง,$d_{2m} = \{1\}$ และ $d_{3m} = \{1, t\}$

d_{mt} คือ เวกเตอร์ของ Deterministic variable

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

การทดสอบได้กำหนดสมมติฐาน คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \text{(ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท)}$$

$$H_a: \rho_i < 0 \quad \text{(ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท)}$$

วิธีการทดสอบมี 3 ขั้นตอน ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 ถดถอยสมการ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ในแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad m = 1,2,3 \tag{2.9}$$

ให้ Lag order ของ p_i มีการเปลี่ยนแปลงไปในแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเลือกค่า Lag order ที่ p_{max} โดยใช้ค่าสถิติ t (t-statistic) ของ $\hat{\theta}_{iL}$ ในการตัดสิน จากนั้นถดถอยสมการเสริม(Auxiliary) ทั้งสองสมการเพื่อหาค่าส่วนที่เหลือโดย

ประมาณค่าสมการ Δy_{it} กับ $\Delta y_{i,t-L} (L = 1, \dots, p_i)$ และ d_{mt} ได้ค่า $\hat{e}_{it}$

ประมาณค่าสมการ $y_{i,t-1}$ กับ $\Delta y_{i,t-L} (L = 1, \dots, p_i)$ และ d_{mt} ได้ค่า $\hat{v}_{i,t-1}$

จากนั้นปรับค่าส่วนที่เหลือ (Residual) เพื่อควบคุมความแปรปรวนระหว่างข้อมูลภาคตัดขวางจะได้

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon t}}, \tilde{v}_{i,t-1} = \frac{\hat{v}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon t}} \tag{2.10}$$

โดยที่ $\hat{\sigma}_{\varepsilon t}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานจากการถดถอยสมการ ADF ในแต่ละหน่วยของข้อมูลภาคตัดขวาง

ขั้นตอนที่ 2 คำนวณอัตราส่วนส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะยาวกับระยะสั้น ภายใต้ข้อสมมติฐานหลักของยูนิทรูทการหาความแปรปรวนระยะยาวสามารถหาค่าได้จาก

$$\hat{\sigma}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^{T} \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^{T} \Delta y_{it} \Delta y_{i,t-L} \right] \tag{2.11}$$

โดยที่ $\bar{K}$ คือ Truncations lag และ $w_{\bar{K}L} = 1 - (\frac{L}{\bar{K}} + 1)$ และในแต่ละหน่วยภาคตัดขวางค่าอัตราส่วนส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานระยะยาวคำนวณจาก $\hat{S}_i = \hat{\sigma}_{yi} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ ส่วนค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานคำนวณจาก $\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \hat{S}_i$

ขั้นตอนที่ 3 คำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบข้อมูลพาแนล โดยการถดถอยแบบ Pooled (The pooled regression)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\tilde{e}_{it} = \rho\tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \tag{2.12}$$

จากค่าสังเกตจำนวน $N\tilde{T}$ โดยที่ $\tilde{T} = T - \bar{\rho} - 1$ คือ ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตต่อหน่วยของข้อมูลพาแนล ซึ่ง $\bar{\rho} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\rho_i}{N}$ คือ ค่าเฉลี่ยของ Lag order แต่ละหน่วยของ ADF ค่าสถิติ t ที่ใช้ในการทดสอบคือ

$$t_\rho = \frac{\hat{\rho}}{\hat{\sigma}(\hat{\rho})} \tag{2.13}$$

โดยที่

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+\rho_i}^{T} \tilde{v}_{i,t-1}\tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+\rho_i}^{T} \tilde{v}_{i,t-1}^2} \tag{2.14}$$

$$\hat{\sigma}(\hat{\rho}) = \frac{\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}}{\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+\rho_i}^{T} \tilde{v}_{i,t-1}^2\right]^{\frac{1}{2}}} \tag{2.15}$$

และค่าความแปรปรวนของ $\tilde{\varepsilon}_{it}$

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^2 = \frac{1}{N\tilde{T}}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+\rho_i}^{T} (\tilde{e}_{it} - \hat{\rho}\tilde{v}_{it-1})^2 \tag{2.16}$$

คำนวณค่า Adjustedt-statistic จาก

$$t_\rho^* = \frac{t_\rho - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}\hat{\sigma}(\hat{\rho})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \tag{2.17}$$

โดย $\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}$ คือ ค่าความแปรปรวนของ $\tilde{\varepsilon}_{it}$

$\hat{\sigma}(\hat{\rho})$ คือค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ $(\hat{\rho})$

$\hat{S}_N$ คือ ค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ในการพิจารณาจะดูว่าค่าสถิติ t_ρ^* ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ t_ρ^* ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักนั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2. วิธีการทดสอบของ Im, Pesaran and Shin (IPS) (2003)

เป็นการทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ตามสมการ (2.8) โดยสมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบคือ

$$H_0: \rho_i = 0 \quad for \quad \forall_i \qquad \text{(ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท)}$$

$$H_a: \begin{cases} \rho_i<0 \text{ for } i=1,2,\ldots,N_1 \\ \rho_i=0 \text{ for } i=N_1+1,\ldots,N \end{cases} \qquad \text{(ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท)}$$

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบคือ

$$\bar{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{\rho_i} \tag{2.18}$$

โดยที่ $\bar{t} \sim N(0,1)$ และ $t_{\rho_i} \Rightarrow \left(\int_0^1 W_{iZ} dW_{iZ}\right) / \left[\int_0^1 W_{iZ}^2\right] = t_{iT}$ เมื่อ $T \to \infty$ จากข้อสมมติของ IPS ที่กำหนดให้ t_{iT} เป็น i.i.d ดังนั้นสามารถปรับสมการได้

$$\frac{\sqrt{N}(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E[t_{iT}|\rho_i = 0]}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} var[t_{iT}|\rho_i = 0]}} \sim N(0,1) \tag{2.19}$$

เมื่อ $N \to \infty$ จากทฤษฎีลิมิตเข้าสู่ศูนย์กลาง (Central limit theorem) สามารถเขียนสมการใหม่ได้

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E[t_{iT}|\rho_i = 0]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} var[t_{iT}|\rho_i = 0]}} \sim N(0,1) \tag{2.20}$$

การพิจารณาจะดูว่าค่าสถิติ t_{IPS} ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ t_{IPS} ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

3. วิธีการทดสอบของ Fisher-type (Maddala and Wu (1999) และ Choi (2001))

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การทดสอบโดยใช้ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ตามสมการ (2.8) โดยสมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบคือ

H_0 ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_aข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

ซึ่งเป็นการทดสอบโดยการรวมค่า p-value ของค่าสถิติที่ทดสอบความนิ่งของข้อมูลแต่ล่ะหน่วยภาคตัดขวางจากสมการ (2.8) มาใช้ในการทดสอบพาแนลยูนิทรูท

$$\rho = -2\sum_{i=1}^{N} \ln \rho_i \sim \chi^2_{2N} \tag{2.21}$$

โดย ρ คือค่าที่ใช้ทดสอบความนิ่งของข้อมูลแต่ละภาคตัดขวาง ค่า $-2\ln\rho_i$ มีการแจกแจงแบบ χ^2 มีระดับความเป็นอิสระเท่ากับ 2 ดังนั้น ρ จึงมีการแจกแจงแบบ χ^2 และมีระดับความเป็นอิสระเท่ากับ $2N$

Choi (2001) ได้เสนอวิธีการในการทดสอบคือ the inverse normal test (Z) และ the logit test (L) คือ

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

ซึ่ง $0 \le \rho_i \le 1$ และ $\Phi^{-1}(\rho_i) \sim N(0,1)$ ดังนั้นส่งผลให้ $Z \sim N(0,1)$ และ

$$L = \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{\rho_i}{1-\rho_i}\right) \tag{2.23}$$

ซึ่ง $\ln\left(\frac{\rho_i}{1-\rho_i}\right)$ มีการแจกแจงแบบโลจิสติคที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนเท่ากับ $\pi^2/3$

การพิจารณาค่าสถิติ ถ้าค่า P-statistic และ Z-statistic ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักนั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูทแต่ถ้าทั้ง P-statistic และ Z-statistic ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

4. วิธีการทดสอบของ Breitung (2000)

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบคือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$H_0: \rho_i = 0 \qquad \text{(ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท)}$$

$$H_a: \rho_i < 0 \qquad \text{(ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท)}$$

Breitung ทดสอบค่าสถิติโดยไม่พิจารณาการปรับค่าความเอนเอียง (Bias adjustment) ซึ่งมีขั้นตอนดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 วิธีหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบมีวิธีเหมือนกับวิธีของ LLC แต่แตกต่างกันตรงที่ค่า $\Delta y_{i,t-L}$ ที่ใช้ในการหาค่า $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{i,t-1}$

ขั้นตอนที่ 2 ค่าส่วนที่เหลือ (Residual) $\hat{e}_{it}$ ถูกปรับเปลี่ยนโดยการใช้ Forward orthogonalization transformation จะได้สมการ

$$\hat{e}_{it} = \sqrt{\frac{T-t}{(T-t-1)}}\left(\tilde{e}_{it} - \frac{\hat{e}_{i,t+1} + \cdots \tilde{e}_{i,t}}{T-t}\right) \tag{2.24}$$

และ

$$v^*_{i,t-1} = \tilde{v}_{i,t-1} - \tilde{v}_{i,1} - \frac{t-1}{T}\tilde{v}_{iT} \qquad \text{มีค่าคงที่และแนวโน้ม}$$

$$v^*_{i,t-1} = \tilde{v}_{i,t-1} - \tilde{v}_{i,1} \qquad \text{มีค่าคงที่}$$

$$v^*_{i,t-1} = \tilde{v}_{i,t-1} \qquad \text{ไม่มีค่าคงที่และแนวโน้ม}$$

ขั้นตอนสุดท้าย ประมาณค่า Pooled regression

$$e^*_{it} = \rho v^*_{i,t-1} + \varepsilon^*_{it} \tag{2.25}$$

ดังนั้นค่าสถิติที่ใช้ในการประมาณคือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}(v^*_{it-1})^2\right]^{-1/2}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-2}(e^*_{it})(v^*_{it-1})\right)\right] \tag{2.26}$$

การพิจารณาจะดูว่าค่าสถิติ B_{nT} ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ B_{nT} ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5. วิธีการทดสอบของ Hadri (1999)

การทดสอบแพนแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Hadri Test (Hadri, 1999) มีการทดสอบได้กำหนดสมมติฐาน คือ

H_0: ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

H_a: ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

โดยการประมาณค่าส่วนที่เหลือหรือส่วนตกค้าง (Residual) ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least square: OLS) ประมาณค่าตัว y_{it} ที่มีค่าคงที่ (Constant) หรือมีทั้งค่าคงที่(Constant) และแนวโน้ม (Trend) พิจารณาจาก 2 สมการคือ

$$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1, \dots, N; t = 1, .., T \tag{2.27}$$

และ

$$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} \tag{2.28}$$

ซึ่ง $r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it}$ คือ Random walk และ $\varepsilon_{it} \sim INN\left(0, \sigma_{\varepsilon}^2\right), u_{it} \sim INN\left(0, \sigma_{\mu}^2\right)$ มีคุณสมบัติ i.i.d. ระหว่างข้อมูลภาคตัดขวางที่ i และช่วงเวลาที่ t ดังนั้น สามารถเขียนสมการใหม่ได้ดังนี้

$$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + \sum_{s=1}^{t} u_{is} + \varepsilon_{it} \tag{2.29}$$

$$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + v_{it} \tag{2.30}$$

โดยที่ $v_{it} = \sum_{s=1}^{t} u_{is} + \varepsilon_{it}$ จะได้ค่าสถิติ LM ที่ใช้ในการประมาณมีค่าดังนี้

$$LM_1 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^{T} S_{it}^2\right) / \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 \tag{2.31}$$

โดยที่ $S_{it} = \sum_{s=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{is}$ คือผลรวมของส่วนที่เหลือ $\hat{\varepsilon}_{is}$ ด้วยวิธี OLS และ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_{it}^{2} \tag{2.32}$$

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสำหรับการเกิดปัญหาค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ (Heteroskedasticity) ระหว่างข้อมูลภาคตัดขวางที่ i,$\hat{\sigma}_{\varepsilon i}^{2}$ ดังนี้

$$LM_{2} = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{1}{N^{2}}\sum_{t=1}^{T}S_{it}^{2}/\hat{\sigma}_{\varepsilon i}^{2}\right)\right) \tag{2.33}$$

ดังนั้นจึงใช้ LM_1 ในกรณีเป็น Homoskedasticity และใช้ LM_2 ในกรณีที่เป็น Heteroskedasticity

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานคือ ค่าสถิติ Z ดังนี้

$$Z = \sqrt{N}(LM - \xi_{1})/\xi \sim N(0,1) \tag{2.34}$$

โดยที่ $\xi = 1/6$ และ $\xi = 1/45$ ถ้าแบบจำลองประกอบด้วยค่าคงที่เพียงอย่างเดียว $\xi = 1/15$ และ $\xi = 11/6300$ สำหรับกรณีอื่น

ถ้าค่าสถิติ z ที่ได้จากการประมาณมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ (Critical) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท แต่ถ้าค่าสถิติ z ที่ได้น้อยกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

2.2.3 แบบจำลองพาแนล (Panel model)

เป็นการหาแบบจำลองเพื่อใช้ในการศึกษาโดยพิจารณาแยกความแตกต่างระหว่างแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Individual) และช่วงเวลา (Time) โดยมีข้อสมมติว่าค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์แตกต่างกันแบ่งออกเป็นการประมาณค่าแบบจำลอง Pooled estimator, Fixed effect และRandom effect ดังนี้

1. การประมาณค่าแบบ Pooled Estimator

เป็นการวิเคราะห์ที่สมมติให้ค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วยภาคตัดขวาง (Individual) และช่วงเวลา (Time) ที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างแต่ละหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่พิจารณา โดยมีแบบจำลองพื้นฐานตามสมการ (Yaffee, 2003)

แบบจำลองของ Pooled OLS คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.35)$$

โดยที่ i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง $i = 1, \dots, N$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา $t = 1, \dots, T$

y_{it} คือ เวกเตอร์ 1×1 ของตัวแปรตาม

α_i คือ จำนวนจริง (ค่าคงที่)

x'_{it} คือ เวกเตอร์ $k \times 1$ ของตัวแปรอธิบาย

β_{it} คือ เวกเตอร์ $k \times 1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

2. แบบจำลอง Fixed effects

แบบจำลอง Fixed effect หรือแบบจำลองการถดถอย Lest-Squares Dummy Variable (LSDV) เป็นแบบจำลองการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายที่ค่าคงที่ (Intercept term) มีการผันแปรตามแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง i นั้นคือเป็นไปตามสมการ (36) (Yaffee, 2003)

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \;\; ; \; \varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2.36)$$

มีข้อสมมติคือ x_{it} และ ε_{it} เป็นอิสระต่อกันทุกค่า สามารถเขียนรูปแบบการถดถอยที่รวมเอาตัวแปรหุ่น (Dummy variable) สำหรับแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง i ในแบบจำลองได้ดังนี้

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_i d_{ij} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2.37)$$

โดยที่ $d_{ij} = 1$ ถ้า $i = j$และ $d_{ij} = 0$ ถ้า $i \neq j$

ดังนั้นเซตของตัวแปรจำนวน N ในแบบจำลองค่าพารามิเตอร์ $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ และค่า β สามารถประมาณค่าได้โดยทำการประมาณสมการ (2.37) โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least squares: OLS) โดยค่า β ที่คำนวณโดยใช้ (Least Squares Dummy Variable: LSDV) นี้มีการเบี่ยงเบนจึงต้องกำจัดผลกระทบแต่ละหน่วยของ α_{it} โดยการเปลี่ยนแปลงข้อมูลสามารถเขียนสมการได้ดังนี้

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}'_i\beta + \bar{\varepsilon}_i \quad (2.38)$$

$$\bar{y}_i = T^{-1} \sum_t y_{it} \quad (2.39)$$

โดยที่ $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_t y_{it}$ (2.40)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \tag{2.41}$$

สมการ (2.41) เป็นแบบจำลองการถดถอยที่เบี่ยงเบนออกจากค่าเฉลี่ยของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง และไม่รวมผลกระทบแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง α_{it} โดยการเปลี่ยนแปลงข้อมูลในสมการ (2.41) ที่มีการสร้างค่าสังเกตในรูปการเบี่ยงเบนจากค่าเฉลี่ยของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง เรียกว่า “Within transformation” และตัวประมาณ OLS สำหรับค่า β ที่คำนวณได้จากแบบจำลองนี้ เรียกว่า “Within estimator” หรือ “Fixed effect estimator” ซึ่งให้ผลที่ถูกต้องแม่นยำเช่นเดียวกับตัวประมาณแบบ LSDV (Verbeek, 2004) กำหนดโดย

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)'\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \tag{2.42}$$

จากข้อสมมติให้ x_{it} เป็นอิสระจาก ε_{it} ทุกค่า ตัวประมาณ Fixed effect สามารถแสดงในรูปที่ค่า β ไม่มีการเบี่ยงเบน และถ้ากำหนดให้ ε_{it} มีการกระจายแบบปกติ ค่า $\hat{\beta}_{FE}$ จะมีการกระจายตัวแบบปกติ คือ

$$E\{(x_{it} - \bar{x}_{it})\varepsilon_{it}\} = 0 \tag{2.43}$$

สมการ (2.43) แสดงข้อสมมติ x_{it} ไม่สัมพันธ์กับ ε_{it} และ $\bar{x}_i$ จะไม่สัมพันธ์กับค่าความคลาดเคลื่อน (Error term) ดังนี้

$$E\{x_{it}\varepsilon_{it}\} = 0 \text{ สำหรับทุกๆ ค่าของ } s,t \tag{2.44}$$

ในกรณีนี้จะเรียก x_{it} ว่า “Strictly exogenous” ที่กำหนดให้ไม่มีความสัมพันธ์กับค่าปัจจุบันอดีตและอนาคตของค่าความคลาดเคลื่อน

ที่ตัวแปรอธิบาย N เป็นอิสระต่อค่าความคลาดเคลื่อนทุกตัว ดังนั้นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงคือ

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i\hat{\beta}_{FE} \qquad \text{โดยที่} \quad i = 1, \ldots, N \tag{2.45}$$

ภายใต้ข้อสมมติตามสมการ (2.43) α_{it} ของ Fixed effects ไม่มีการเปลี่ยนแปลง เพราะที่ค่า T คงที่ค่าเฉลี่ยของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง $\bar{y}_i$ และ x_{it} นั้นจะไม่เบนเข้าหาค่าใดเลย

เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วม (Covariance matrix) สำหรับตัวประมาณค่า Fixed effects $(\hat{\beta}_{FE})$ ที่มีข้อสมมติให้ ε_{it} นั้นมีลักษณะ i.i.d. ระหว่างแต่ละหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาเมื่อค่าความแปรปรวน $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ นั้นกำหนดโดย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$V\{\hat{\beta}_{FE}\} = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\bar{x}_{i})(x_{it}-\bar{x}_{i})'\right)^{-1} \quad (2.46)$$

ถ้าค่า T มีจำนวนมากจะใช้ OLS ในการประมาณเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วม ภายใต้การถดถอยตามสมการ (41) จะได้ผลการประมาณที่ต่ำกว่าตัวแปรที่แท้จริง และค่าความแปรปรวนของ $\varepsilon_{it}-\bar{\varepsilon}_{i}$ คือ $(T-1)/T\sigma_{\varepsilon}^{2}$ จะมีค่าค่อนข้างมากกว่า σ_{ε}^{2} โดยตัวประมาณค่าที่ไม่มีเปลี่ยนแปลง (Consistent) ของ σ_{ε}^{2} สามารถหาได้จากค่าผลรวมผลต่างกำลังสอง (Residual sum of squares: RSS) หารด้วย $N(T-1)$ นั้นคือ

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = \frac{1}{N(T-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it}-\hat{\alpha}_{it}-x_{it}'\hat{\beta}_{FE}\right)^{2} \quad (2.47)$$

หรือ

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

ซึ่งสามารถนำไปประยุกต์ใช้เพื่อให้ค่าระดับความเป็นอิสระ (Degree of freedom) มีความถูกต้องมากขึ้น โดยการนำค่า K ไปลบที่ตัวหารในสมการ (2.47) เพราะค่าระดับความเป็นอิสระที่ถูกต้องนั้นจะทำให้ค่าพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่าสอดคล้องกับ Individual intercept term ดังนั้นแบบจำลอง Fixed effect ได้รวบรวมข้อแตกต่างของ “ภายใน” แต่ละหน่วยภาคตัดขวาง คือ อธิบายขนาดความแตกต่างของ y_{it} และ $\bar{y}_{i}$ แต่ไม่อธิบายว่าทำไม $\bar{y}_{i}$ ถึงแตกต่างจาก $\bar{y}_{j}$ (Verbeek, 2004)

3. แบบจำลอง Random Effects

ในการวิเคราะห์การถดถอยโดยทั่วไปนั้นมีข้อสมมติว่าทุกตัวแปรมีอิทธิพลต่อตัวแปรตาม ซึ่งสามารถแสดงในรูปค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random error term) โดยให้ i เป็นตัวแปรสุ่ม (Random Factors) ที่เป็นอิสระและมีการแจกแจงในแต่ละหน่วย ดังนั้นสามารถเขียนแบบจำลอง Random effects ดังนี้ (Verbeek, 2004)

$$y_{it} = \mu + \beta x_{it}' + \alpha_{i} + \varepsilon_{it},\ \varepsilon_{it}\sim IID(0,\sigma_{\varepsilon}^{2});\ \alpha_{i}\sim IID(0,\sigma_{\alpha}^{2}) \quad (2.48)$$

โดยที่ $\alpha_{i}+\varepsilon_{it}$ คือค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ที่ประกอบด้วยส่วนประกอบเฉพาะแต่ละหน่วยภาคตัดขวางที่ไม่มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาและส่วนที่เหลือ ซึ่งสมมติให้ไม่มีความสัมพันธ์กันตลอดช่วงเวลา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากข้อสมมติที่ α_i และ ε_i สัมพันธ์กันอย่างอิสระแสดงว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ เป็นรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation) ดังนั้นการคำนวณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานสำหรับตัวประมาณ OLS และตัวประมาณค่า GLS ซึ่งเป็นตัวประมาณค่าที่มีประสิทธิภาพ สามารถหาได้จาก Error covariance matrix

การหาตัวประมาณ GLS สำหรับทุก ๆความคลาดเคลื่อนของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง I คือ $\alpha_i l_T + \varepsilon_i$ โดยที่ $l_T = (1,1,\dots,1)'$ มีขนาด (Dimension) เท่ากับ T และ $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1},\dots,\varepsilon_{iT})'$

เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของเวคเตอร์นี้ คือ

$$V\{\alpha_i i_T + \varepsilon_i\} = \Omega = \sigma_\alpha^2 l_T l_T' + \sigma_\alpha^2 l_T \tag{2.49}$$

โดยที่ l_T คือ เมทริกซ์เอกลักษณ์ที่มีขนาดเท่ากับ T

สามารถหาค่าตัวประมาณ GLS สำหรับค่าพารามิเตอร์ในสมการ (2.48) โดยการแปลงข้อมูลแต่ละหน่วยภาคตัดขวางคือคูณเวคเตอร์ $y_i = \left(y_{i1},\dots,y_{iT}\right)'$ ด้วย Ω^{-1}

กำหนดโดย

$$\Omega^{-1} = \sigma_\alpha^{-2}\left[I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + T\sigma_\alpha^2} l_T l_T'\right] \tag{2.50}$$

หรือเขียนในรูป

$$\Omega^{-1} = \sigma_\alpha^{-2}\left[\left(I_T - \frac{1}{T} l_T l_T'\right) + \psi \frac{1}{T} l_T l_T'\right] \tag{2.51}$$

โดยที่ $\psi = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2}$

ตัวประมาณ GLS สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\hat{\beta}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^{T}(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})'\right)^{-1} \tag{2.52}$$

$$\times\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^{N}(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})\right)$$

โดยที่ $\bar{x}$ คือค่าเฉลี่ยของ x_{it} ทั้งหมดที่ $\bar{x} = (1/(NT))\sum_{i,t} x_{it}$ ที่ $\psi = 0$ ตัวประมาณค่า Fixed effects จะเพิ่มขึ้น เพราะ $\psi \to 0$ ถ้า $T \to \infty$ นั้นเป็นไปตามที่ว่าตัวประมาณค่า Fixed effect

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

และ Random effects จะมีค่าเท่ากันเมื่อค่า T มีจำนวนมาก แต่ถ้า $\psi = 1$ ตัวประมาณค่า GLS จะเท่ากับตัวประมาณ OLS (และ Ω เป็นเมทริกซ์ Diagonal)

จากสูตรการคำนวณตัวประมาณ GLS โดยทั่วไป คือ

$$\hat{\beta}_{GLS} = \Delta\hat{\beta}_B + (I_k - \Delta)\hat{\beta}_{FE} \tag{2.53}$$

โดยที่ $\hat{\beta}_B = \left(\sum_{i=1}^{N}(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})'\right)\sum_{i=1}^{N}(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})$ (2.54)

ดังนั้นจะเรียกค่า β ของตัวประมาณ OLS ในแบบจำลองสำหรับค่าเฉลี่ยของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางว่า “Between estimator”

$$\bar{y}_i = \mu + \bar{x}_i'\beta + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i, \qquad i = 1, \ldots, N \tag{2.55}$$

ซึ่งเมทริกซ์ Δ คือ เมทริกซ์ที่มีการถ่วงน้ำหนัก ที่ตัวประมาณ GLS เป็นเมทริกซ์ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักของ Between estimator และ Within estimator โดยที่ตัวถ่วงน้ำหนักขึ้นอยู่กับค่าความสัมพันธ์ของความแปรปรวนระหว่างตัวประมาณค่าทั้งสอง

สำหรับตัวประมาณ GLS นั้นเป็นการรวมกันของตัวประมาณ Between estimator และ Within estimator ซึ่งโดยทั่วไปตัวประมาณ GLS จะมีประสิทธิภาพมากกว่าตัวประมาณ OLS ถ้าตัวแปรอธิบายเป็นอิสระต่อ ε_{it} และ α_i ทุกตัว และตัวประมาณ GLS จะไม่มีการเอนเอียง (Unbiased) และไม่เปลี่ยนแปลง (Consistent) ที่ค่า N หรือ T (หรือทั้ง N และ T) มีค่าเข้าสู่อนันต์ (Infinity) ภายใต้ $E = \{\bar{x}_i\varepsilon_{it}\} = 0$ และ

$$E\{\bar{x}_i\alpha_i\} = 0 \tag{2.56}$$

โดยจะใช้เงื่อนไขดังกล่าวเพื่อทำให้ Between estimator ไม่มีการเปลี่ยนแปลง (Consistent) วิธีการคำนวณหาตัวประมาณ GLS จะมีการเปลี่ยนแปลงแบบจำลองดังนี้

$$(y_{it} - \vartheta\bar{y}_i) = \mu(1 - \vartheta) + (x_{it} - \bar{x}_i')\beta + u_{it} \tag{2.57}$$

โดยที่ $\vartheta = 1 - \psi^{1/2}$ ซึ่งค่าความคลาดเคลื่อนในรูปแบบการเปลี่ยนแปลงนี้เป็น i.i.d ที่ค่า $\psi = 0$ นั้นจะสอดคล้องกับ Within estimator $(\vartheta = 1)$ และสัดส่วนที่คงที่ (ϑ) ของค่าเฉลี่ยแต่ละหน่วยภาคตัดขวางคือการลบข้อมูลที่ได้จากแบบจำลองที่มีการเปลี่ยนแปลงข้อมูล $(0 \leq \vartheta \leq 1)$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การใช้ตัวประมาณ GLS ที่มีความเหมาะสมจะต้องคำนวณหาค่าความแปรปรวนก่อน ซึ่งตัวประมาณ σ_ε^2 สามารถหาได้จากสมการ (2.47) ดังนั้นค่าความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อน $\sigma_\varepsilon^2 + (1/T)\sigma_\varepsilon^2$ สามารถประมาณค่าได้จาก

$$\widehat{\sigma}_B^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\bar{y}_i - \hat{\mu}_B - \bar{x}_i'\hat{\beta}_B\right)^2 \qquad (2.58)$$

โดยที่ $\hat{\mu}_B$ คือ Between estimatior ของ μ

จากสมการ (2.58) ตัวแปรที่ไม่มีการเปลี่ยนแปลงของ σ_α^2 จะเป็นไปตาม

$$\widehat{\sigma}_\varepsilon^2 = \widehat{\sigma}_B^2 - \frac{1}{T}\widehat{\sigma}_\varepsilon^2 \qquad (2.59)$$

ซึ่งสามารถปรับค่าตัวประมาณนี้โดยการปรับปรุงค่าระดับความเป็นอิสระ (Degree of freedom) ให้ถูกต้อง โดยนำ K+1 ลบกับตัวหารในสมการ (2.58) ผลของตัวประมาณ EGLS จะเป็นตัวประมาณ Random effect ของ β (และ μ) คือแทนค่า β เท่ากับ β_{RE} หรือที่รู้จักในชื่อของตัวประมาณ Balestra-Nerlove (Verbeek, 2004)

สมมติฐานที่แตกต่างระหว่างแบบจำลอง Fixed effects, แบบจำลอง Random effects และ Pooled OLS แสดงได้ดังตาราง ดังนี้

ตารางที่ 2.1 แสดงความแตกต่างระหว่างการประมาณแบบ Pooled OLS, Fixed effects และแบบ Random effects

วิธีการ	**สมมติฐานเกี่ยวกับค่า β**
Pooled OLS	$\beta_{it} = \beta$
Fixed Effects	$\beta_{it} = \beta_i$ โดยที่ $E(\beta_i, X_{it}) \neq 0$
Random Effects	$\beta_{it} = \beta + \varepsilon_i$ โดยที่ $E(\beta_i, X_{it}) = 0$

2.2.4 การทดสอบสมการพาแนล (Panel equation testing)

การทดสอบสมการพาแนล เป็นการทดสอบว่าควรทำการประมาณแบบจำลอง Panel Cointegrationในรูปแบบใด ระหว่าง Pooled estimator, Fixed effects หรือ Random effects โดยทำการทดสอบ 3 วิธี คือ Lagrange multiplier test (LM-Test), Hausman test และ Redundant Fixed effects test ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1. วิธีการทดสอบแบบ Lagrange multiplier (LM-test)

เป็นการทดสอบว่าควรประมาณแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่าง Random effects และ Pooled estimator โดย Baltagi et al. (2001) ได้เสนอการทดสอบเงื่อนไขผลกระทบแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Individual effects condition) เกี่ยวกับผลกระทบที่เกิดเฉพาะช่วงเวลา (Time-specific effects) ที่ $\sigma_\lambda^2 > 0$ (Baltagi, 2001)

ที่มีสมมติฐานหลักในการทดสอบคือ

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

ค่าสถิติการทดสอบด้วยวิธี Lagrange multiplier คือ

$$LM_\mu = \frac{\sqrt{2}\tilde{\sigma}_2^2\tilde{\sigma}_2^2}{\sqrt{T(T-1)[\tilde{\sigma}_v^4 + (N-1)\tilde{\sigma}_v^4]}}\tilde{D}_\mu \tag{2.60}$$

และ

$$\tilde{D}_\mu = \frac{T}{2}\left\{\frac{1}{\tilde{\sigma}_2^2}\left[\frac{\tilde{u}'(\bar{J}_N \otimes \bar{J}_T)\bar{u}}{\tilde{\sigma}_2^2} - 1\right] + \frac{(N-1)}{\tilde{\sigma}_v^2}\left[\frac{\tilde{u}'(\bar{E}_N \otimes \bar{J}_T)\bar{u}}{(N-1)\tilde{\sigma}_v^2} - 1\right]\right\} \tag{2.61}$$

โดยที่ $\tilde{\sigma}_2^2 = \tilde{u}'(\bar{J}_N \otimes I_T)\tilde{u}/T$ และ $\tilde{\sigma}_v^2 = \tilde{u}'(\bar{E}_N \otimes I_T)\tilde{u}/T(N-1)$ ซึ่ง LM_μ มีการกระจายตัวแบบ Asymptotically $N(0,1)$ และการประมาณค่าตัวรบกวน $\tilde{u}$ หาได้จากส่วนที่เหลือจากการประมาณ GLS ในทิศทางเดียวโดยใช้ Maximum likelihood ประมาณ $\tilde{\sigma}_v^2$ และ $\tilde{\sigma}_2^2$

ในการทดสอบด้วยวิธี Lagrange multiplier ภายใต้สมมติฐาน

$$H_0^e: \sigma_\lambda^2 = 0 \quad \text{ที่} \quad \sigma_\mu^2 > 0 \quad \text{คือ}$$

$$LM_\lambda = \frac{\sqrt{2}\tilde{\sigma}_1^2\tilde{\sigma}_2^2}{\sqrt{N(N-1)[\tilde{\sigma}_v^4 + (T-1)\tilde{\sigma}_1^4]}}\tilde{D}_\lambda \tag{2.62}$$

และ

$$\tilde{D}_\lambda = \frac{N}{2}\left\{\frac{1}{\tilde{\sigma}_2^2}\left[\frac{\tilde{u}'(\bar{J}_N \otimes \bar{J}_T)\bar{u}}{\tilde{\sigma}_1^2} - 1\right] + \frac{(T-1)}{\tilde{\sigma}_v^2}\left[\frac{\tilde{u}'(\bar{J}_N \otimes \bar{E}_T)\bar{u}}{(T-1)\tilde{\sigma}_v^2} - 1\right]\right\} \tag{2.63}$$

โดยที่ $\tilde{\sigma}_1^2 = \tilde{u}'(I_T \otimes \bar{J}_N)\tilde{u}/N$ และ $\tilde{\sigma}_v^2 = \tilde{u}'(I_T \otimes E_T)\tilde{u}/N(T-1)$ ซึ่ง LM_λ มีการกระจายตัวแบบ Asymptotically distributed ภายใต้สมมติฐานหลัก H_0^e

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองโดยใช้ Pooled Estimator แต่ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักควรทำการประมาณโดยใช้ Random Effects

2. วิธีทดสอบแบบ Hausman

เป็นการทดสอบว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่าง Fixed Effects หรือ Random Effects โดยมีสมมติฐานที่สำคัญคือ ส่วนประกอบของค่าความคลาดเคลื่อนในแบบจำลองการถดถอยไม่มีความสัมพันธ์กับ x_{it} คือ $E(u_{it}/X_{it}) = 0$ ที่มีการกำหนดให้พจน์รบกวน (μ_i) มีผลต่อแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง(Individual) ซึ่งไม่สามารถหาค่าได้และมีความสัมพันธ์กับ X_{it}

ในกรณีที่ $E(u_{it}/X_{it}) \neq 0$ และตัวประมาณ GLS$(\hat{\beta}_{GLS})$ จะมีความเอนเอียง (Biased) และมีการเปลี่ยนแปลง (Inconsistent) สามารถกำจัดค่า μ_i ได้โดยใช้ Within estimator$(\hat{\beta}_{Within})$ ที่ไม่เอนเอียง (Unbiased) และไม่มีการเปลี่ยนแปลง (Consistent) (Baltagi, 2008)

Hausman (1978) ทำการเปรียบเทียบ $\hat{\beta}_{GLS}$ และ $\hat{\beta}_{Within}$ ได้ผลว่าตัวประมาณทั้งสองมีความแตกต่างกันในข้อจำกัดของความน่าจะเป็นคือ $\hat{\beta}_{Within}$ จะไม่มีการเปลี่ยนแปลง (Consistent) ทั้งในกรณีที่ยอมรับสมมติฐานหลัก $H_0: E(u_{it}/X_{it}) = 0$ และปฏิเสธสมมติฐานหลักแต่ $\hat{\beta}_{GLS}$ ในกรณีที่ปฏิเสธสมมติฐานหลักตัวประมาณจะมีการเปลี่ยนแปลง (Unconsistent)

ดังนั้นการทดสอบโดยทั่วไปจะเป็นไปตาม $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within}$ ซึ่ง Plim $\hat{q}_1 = 0$ถ้า $\text{cov}\,(\hat{q}_1, \hat{\beta}_{GLS}) = 0$

โดยที่ $\hat{\beta}_{GLS} - \beta = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}u$

$\hat{\beta}_{within} - \beta = (X'QX)^{-1}X'Qu$

จะได้ค่า $E(\hat{q}_1) = 0$ และ

$$\text{cov}\,(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) = \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) - \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{\beta}_{Within}) \quad (2.64)$$

$$\text{cov}\,(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) = (X'\Omega^{-1}X)^{-1} - (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}E(uu')QX(X'\Omega^{-1}X)^{-1}$$

$$\text{cov}\,(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) = (X'\Omega^{-1}X)^{-1} - (X'\Omega^{-1}X)^{-1} = 0$$

จาก $\hat{\beta}_{Within} = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{q}_1$ และ $\text{var}(\hat{\beta}_{Within}) = \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) + \text{var}(\hat{q}_1)$ ที่ค่า $\text{cov}\,(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{q}_1) = 0$ จะได้

$$\text{var}(\hat{q}_1) = \text{var}(\hat{\beta}_{Within}) - \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) = \tilde{\sigma}_v^2(X'QX)^{-1} - (X'\Omega^{-1}X)^{-1} \quad (2.65)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดังนั้น ค่าสถิติการทดสอบ Hausman คือ

$$m_1 = \hat{q}_1'[\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1}(\hat{q}_1) \tag{2.66}$$

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองโดยใช้ Random effects แต่ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักควรทำการประมาณโดยใช้ Fixed effects

3.วิธีการทดสอบแบบ Redundant fixed effects

Moulton and Randolph (1989) ได้เสนอว่า Anova F-test ที่ใช้ทดสอบ Fixed Effects เหมาะสำหรับทดสอบแบบจำลอง One-way Error Component โดยมีสมมติฐานหลักในการทดสอบ คือ

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

ดังนั้น สมการในรูปทั่วไป คือ

$$F = \frac{y'MD(D'MD) - D'My/(p-r)}{y'Gy/[NT-(\tilde{k}+p-r)]} \tag{2.67}$$

ภายใต้สมมติฐานหลักที่มีการกระจายตัวแบบ F-distribution มีระดับความเป็นอิสระ $(p-r)$ และ $NT-(\tilde{k}+p-r)$ และ $D = I_N \otimes l_T, M = \overline{P}_Z, \tilde{k} = K', p = N, r = K' + N - \text{rank}(Z, D)$ และ $G = \overline{P}_{(Z,D)}$ โดยที่ $\overline{P}_Z = I - P_Z$ และ $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$

การทดสอบ One-side likelihood ration (LR) จะมีการทดสอบดังนี้

$$LR = -2\log\frac{l\,(res)}{l\,(unres)} \tag{2.68}$$

โดยที่ $l(res)$ คือค่า Maximum likelihood ที่มีข้อจำกัด และ $l(unres)$ คือค่า Maximum likelihood ที่ไม่มีข้อจำกัด ภายใต้สมมติฐานหลักที่ทำการทดสอบ LR test มีการกระจายตัวแบบ asymptotic distribution

2.2.5 การประมาณแบบจำลองพาแนล (Panel estimation)

1. วิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS)

เป็นการประมาณค่าเส้นถดถอยที่ได้จากการประมาณค่าด้วยวิธี OLS โดยการทำให้ผลบวกของกำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อน (Error term) มีค่าน้อยที่สุดจากสมการ OLS (Gujarati, 2003 และ Verbeek,2004)

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X}_i)^2\right]^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \overline{X}_i)\,(Y_{it} - \overline{Y}_i) \tag{2.69}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง $i = 1, \dots, N$

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา $t = 1, \dots, T$

y_{it} คือ ตัวแปรตาม

x_{it} คือ ตัวแปรอธิบาย

$\bar{Y}_i$ คือ ค่าเฉลี่ยของ Y_{it}

$\bar{X}_i$ คือ ค่าเฉลี่ยของ X_{it}

2. วิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

เป็นการประมาณการแบบ OLS ที่มีการเพิ่มการประมาณแบบพลวัตรเข้าไปในสมการ OLS จึงเรียกว่าการประมาณค่าการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตรแบบกำลังสองน้อยที่สุด (DOLS) จากสมการ (Gujarati, 2003 และ Verbeek,2004)

จากสมการพื้นฐาน

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \sum_{k=K_i}^{K_i} \gamma_{ik}\Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \tag{2.70}$$

สมการประมาณค่าจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (DOLS) ได้จาก

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} Z'_{it} \right) \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} \tilde{y}_{it} \right) \right] \tag{2.71}$$

โดยที่ $Z_{it} = 2(K+1) \times 1$ และ $y'_{it} = y_{it} - \bar{y}_{it}$

3. วิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized method of moments: GMM)

วิธีนี้เสนอโดย Hansen (1982) เป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยตรงจาก Moment condition ที่ใส่ในแบบจำลอง

จากสมการพื้นฐาน

$$y_{it} = x'_{it}\beta + Z'_{it}\gamma + u_{it} \tag{2.72}$$

สมการ (2.72) สามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta'(x_{it} - x_{it-1}) + \gamma'(z_{it} - z_{it-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \tag{2.73}$$

โดยที่ $i = 1, \dots, n$ และ $t = 2, \dots, T_i$

สมการ (2.73) ถ้า $y_{it-1} - y_{it-2}$ มีความสัมพันธ์กับค่าความคลาดเคลื่อน $(u_{it} - u_{it-1})$ จะทำให้การประมาณมีความเอนเอียงมากขึ้น ดังนั้นในกรณีนี้การประมาณค่าด้วยวิธี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

DOLS จะมีความเหมาะสมกว่าแต่ถ้ามีการใช้เครื่องมือ (Instrument) ที่ถูกต้องการประมาณด้วยวิธี GMM จะมีประสิทธิภาพกว่าในการประมาณค่าสมการ โดยทั่วไปจะมีการใส่ค่าความล่าช้า (Lag) ของตัวแปรตามสองช่วงเวลาที่ y_{it-2} นั้นจะไม่มีความสัมพันธ์กับ $(u_{it} - u_{it-1})$ ดังนั้น ค่าของ $y_{it-k}, k \geq 2$ จึงเป็นเครื่องมือที่เหมาะสม

2.2.6 การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test)

เป็นการทดสอบหาความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรของตัวอธิบายและตัวแปรตาม โดยการทดสอบที่ใช้มีทั้งหมด 3 วิธี ดังนี้ (Gujarati, 2003 และ Verbeek,2004)

1. การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Residual-Based DF and ADF หรือการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Kao (Kao, 1999)

จากสมการถดถอยแบบพาแนล

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + e_{it} \tag{2.74}$$

โดยที่ y_{it} และ x_{it} เป็น $I(1)$ และ $z_{it} = \{\mu_i\}$ การทดสอบแบบ DF-type สามารถคำนวณได้จากส่วนที่เหลือของ Fixed effects

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + v_{it} \tag{2.75}$$

โดยที่ $\hat{e}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}\hat{\beta}$ และ $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ ในการทดสอบนี้ใช้วิธีประมาณค่าด้วย OLS ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ ρ และ t-statistic จากสมการ

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}\hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}^2} \tag{2.76}$$

และ

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho} - 1)\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it-1}^2}}{s_e} \tag{2.77}$$

ซึ่ง

$$s_e^2 = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}(\hat{e}_{it} - \hat{\rho}\hat{e}_{it-1})^2$$

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบแบบ DF มีทั้งหมด 4 แบบ โดยสมมติฐานหลักของการทดสอบคือ $H_0: \rho = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน)

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \tag{2.78}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \tag{2.79}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_\rho + \sqrt{1.875N} \tag{2.80}$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\rho}_v^2}{\hat{\rho}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\rho}_v^4}{\hat{\rho}_{0v}^4}}} \tag{2.81}$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \tag{2.82}$$

โดยที่ $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\sum}_{yy} - \hat{\sum}_{yx}\sum_{xx}^{-1}$ และ $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega}_{yy} - \hat{\Omega}_{yx}\Omega_{xx}^{-1}$ ซึ่งค่าสถิติ DF_ρ, DF_t พิจารณาจากความสัมพันธ์จากภายนอกของตัวถดถอยกับค่าความคลาดเคลื่อนและค่าสถิติ DF_ρ^*, DF_t^* พิจารณาจากความสัมพันธ์ภายในของตัวถดถอยกับค่าความคลาดเคลื่อนสำหรับค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบแบบ ADF สามารถประมาณค่าได้จากการถดถอย ดังนี้

ดังนั้นค่าสถิติ ADF คือ

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \vartheta_j \Delta\hat{e}_{it-j} + v_{itp} \tag{2.83}$$

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \tag{2.84}$$

โดยที่ t_{ADF} คือ t-statistic ของ ρ จากสมการ (2.83) โดยสมมติฐานหลักของการทดสอบคือ $H_0: \rho = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน)

2. การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Pedroni (Engle-Granger based)

การทดสอบโคอินทิเกรชันของ Engle-Granger จะทำการทดสอบจากส่วนที่เหลือ (Residual) ถ้าตัวแปรมีโคอินทิเกรชันส่วนที่เหลือที่ได้จะเป็น $I(0)$ แต่ถ้าตัวแปรไม่มีโคอินทิเกรชัน ส่วนที่เหลือที่ได้จะเป็น $I(1)$ Pedroni เสนอวิธีการทดสอบโคอินทิเกรชันที่สมมติให้ค่าคงที่ (Intercept) และค่าแนวโน้ม (Trend) มีความแตกต่างกันระหว่างข้อมูลแต่ละหน่วย (Pedroni, 2004)

จากสมการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \cdots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (2.85)$$

โดยที่ $t = 1, \ldots, T, i = 1, .., N, m = 1, \ldots, M$ และกำหนดให้ x, y นิ่งที่ $I(1)$ ค่า α_i, δ_i คือค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของแนวโน้ม (Intercept and Trend) ตามลำดับ เมื่อถดถอยสมการ (2.74) จะได้ส่วนที่เหลือ (Residual) จากนั้นทำการทดสอบส่วนที่เหลือดังกล่าวว่าเป็น $I(1)$ โดยการถดถอยจากสมการ

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (2.86)$$

หรือ

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{it} \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad (2.87)$$

ซึ่งในแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง มีการแบ่งสมมติฐานทางรอง (Alternative hypothesis) ออกเป็น 2 อย่างคือ

กรณีที่ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

$H_0: \rho_i = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน)
$H_a: (\rho_i = \rho) < 1$ (มีโคอินทิเกรชัน)

กรณีที่ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

$H_0: \rho_i = 1$ (ไม่มีโคอินทิเกรชัน)
$H_a: \rho_i < 1$ (มีโคอินทิเกรชัน)

โดยค่าสถิติในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน $\aleph_{N,T}$ คำนวณจากส่วนที่เหลือในสมการ (2.86) และ (2.87) Pedroni แสดงให้เห็นว่าค่าสถิติมีการแจกแจงแบบ Asymptotically ดังนี้

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{v}} \sim N(0,1) \quad (2.88)$$

โดยที่ μ และ v คือ Adjustment term ที่สร้างโดย Monte Carlo

3. การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Fisher (Fisher test)

ได้อ้างอิงแนวคิดการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Johansen ซึ่ง Fisher (1932) ได้เสนอการทดสอบที่รวบรวมการทดสอบแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Individual) ต่อมาMaddala and

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Wu (1999) ได้พัฒนาการทดสอบของ Fisher (1932) ในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน โดยการรวบรวมการทดสอบข้อมูลแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเพื่อให้ได้การทดสอบทางสถิติแบบกลุ่ม (Full panel)

$$2\sum_{i=1}^{N}\log(\pi_i)\sim\chi^2_{2n} \tag{2.89}$$

โดยที่ π_i คือ p – value จากการทดสอบโคอินทิเกรชันแต่ละตัวสำหรับข้อมูลตัดขวาง i ภายใต้สมมติฐานหลักการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน

2.2.7 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น(Error Correction Mechanism: ECM)

การทดสอบ ECM เป็นการทดสอบที่ใช้อย่างแพร่หลายในการวิเคราะห์ความผันผวนในระยะสั้น เมื่อตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง และไม่มีปัญหาความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (Spurious Regression) ซึ่งสามารถเขียนแบบจำลอง ECM โดยทั่วไปได้ดังนี้

$$\Delta Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 ECT_{it-1} + \alpha_3 \Delta X_{it} + \alpha_4 \sum_{h=1}^{p} \Delta X_{it-h} + \alpha_5 \sum_{j=1}^{q} \Delta Y_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{2.90}$$

โดยที่ Δ คือ อนุพันธ์ลำดับที่ 1(1^{st} Difference)

ε_{it} คือ ตัวแปรความคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม

$ECT_{it-1} = (Y_{it-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{it-1})$ คือ Error Correction term ที่ได้จากการประมาณค่าแบบจำลองความสัมพันธ์ระยะยาว (Panel cointegrating)

จากสมการ (2.90) ΔY ขึ้นอยู่กับ ΔX และค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพถ้าค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพไม่เท่ากับศูนย์แบบจำลองก็จะออกจากดุลยภาพ ถ้าสมมติให้ ΔY เท่ากับศูนย์ และ ECT_{it-1} มีค่าเป็นบวก หมายความว่า Y_{it-1} จะมีค่ามากกว่าดุลยภาพ หลังจากนั้นถ้า α_2 มีค่าเป็นลบทำให้ตัวแปร $\alpha_2 ECT_{it-1}$ มีค่าเป็นลบด้วย จึงทำให้ ΔY_{it} มีค่าลดลงเพื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพ

ดังนั้นถ้า Y_{it} มีค่าสูงกว่าจุดดุลยภาพ ค่าความคลาดเคลื่อนก็จะถูกขจัดออกไปเพื่อให้ Y_{it} กลับเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวต่อไป

2.2.8 การทดสอบภาวะร่วมเส้นตรงหลายตัวแปร (multicollinearity)

1. ภาวะร่วมเส้นตรงหลายตัวแปร (multicollinearity)

เป็นปัญหาในกรณีที่ตัวแปรอิสระที่อยู่ในสมการถดถอยมีความสัมพันธ์ระหว่างกันสูง ซึ่งผิดข้อสมมติพื้นฐานของการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยวิธีการ OLS ว่าตัวแปรอิสระแต่ละตัวต้องเป็นอิสระต่อกัน [$Corr(X_i, X_j) \neq 1$] ถ้าตัวแปรอิสระในแบบจำลองมีความสัมพันธ์กันอย่าง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สมบูรณ์ (Perfect multicollinearity) [Corr(X_i ,X_j) = 1] จะไม่สามารถประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยได้ และถ้าหากว่าตัวแปรอิสระเป็นอิสระต่อกัน (Orthogonal) [Corr(X_i ,X_j) = 0] การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยอย่างง่าย (Simple regression) ก็เพียงพอที่จะสามารถใช้อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระและตัวแปรตามได้ ไม่จำเป็นที่จะใช้แบบจำลองสมการถดถอยพหุคูณ (Multiple regression) แต่ในทางปฏิบัติมักพบว่า ตัวแปรอิสระที่นำมาใช้ในการศึกษามีความสัมพันธ์กันอยู่บ้าง ความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระเหล่านี้สามารถวัดได้จากค่าสหสัมพันธ์ (Correlation) ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0 - 1 โดยถ้าหากตัวแปรอิสระมีค่าสหสัมพันธ์กันสูงมาก [ไม่ควรมีค่าสหสัมพันธ์เกิน 0.8] ก็จะทำให้ตัวประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยมีความแม่นยำและมีเสถียรภาพลดลง ดังนั้นปัญหา Multicollinearity จึงมิใช่เป็นเรื่องเกี่ยวกับการพิจารณาว่าตัวแปรอิสระมีความสัมพันธ์กันหรือไม่ แต่เป็นการพิจารณาในเรื่องของขนาด (Degree) ของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระ ซึ่งถ้าขนาดความสัมพันธ์มีค่าน้อยๆ ก็ยังถือว่าตัวประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยมีความแม่นยำและมีเสถียรภาพในระดับที่น่าเชื่อถือได้

2. การตรวจสอบภาวะร่วมเส้นตรงหลายตัวแปร (Multicollinearity)

วิธีการตรวจสอบปัญหา Multicollinearity ที่นิยมใช้ในปัจจุบันมีอยู่ด้วยกัน 2 วิธี คือ การตรวจสอบด้วยสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์อย่างง่าย(Simple Correlation Coefficients) และ Variance Inflation Factors (VIF)

วิธีที่ 1: การตรวจสอบด้วยสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์อย่างง่าย(Simple Correlation Coefficients)สามารถวัดได้จากค่าสหสัมพันธ์ (Correlation) ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0 - 1 โดยถ้าหากตัวแปรอิสระมีค่าสหสัมพันธ์กันสูงมาก [ไม่ควรมีค่าสหสัมพันธ์เกิน 0.8] ก็จะทำให้ตัวประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยมีความแม่นยำและมีเสถียรภาพลดลง

วิธีที่ 2: Variance Inflation Factors (VIF) คือ วิธีการสืบหาความรุนแรงของภาวะร่วมเส้นตรงหลายตัวแปร (multicollinearity)โดยทั่วไปถ้าค่า VIF ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่า 5 ขึ้นไป ก็ถือได้ว่าเกิดปัญหา Multicollinearity ที่รุนแรง (Studenmund 2006: 259) แต่มีนักเศรษฐมิติจำนวนมากใช้เกณฑ์มากกว่า 10 ขึ้นไป (ไพฑูรย์ ไกรพรศักดิ์, 2546)

การคำนวณค่าสถิติ VIF โดยมีสูตรคำนวณดังนี้

$$VIF\left(\hat{\beta}_i\right) = \frac{1}{1-R_i^2} \tag{2.91}$$

3. การแก้ไขกรณีเกิดปัญหาภาวะร่วมเส้นตรงหลายตัวแปร(Multicollinearity)

ก. ไม่ต้องดำเนินการแก้ไขปัญหา Multicollinearity เนื่องจากความพยายามในการแก้ไขปัญหาดังกล่าวอาจทำให้เกิดผลเสียหลายๆ ด้านต่อตัวประมาณค่าของสมการถดถอย นอกจากนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ปัญหา Multicollinearity ไม่ได้ก่อให้เกิด Bias และในบางครั้งก็ไม่ได้ทำให้ t-statistic ที่คำนวณได้มีขนาดลดลงจนไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ข. ตัดตัวแปรที่ก่อให้เกิดปัญหา Multicollinearity โดยเฉพาะตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรอิสระในระดับที่สูง แต่ต้องไม่ใช่ตัวแปรอิสระที่สนใจ หรือมีความสำคัญในแบบจำลอง

ค. เพิ่มขนาดของกลุ่มตัวอย่าง เนื่องจากการเพิ่มขนาดของกลุ่มตัวอย่างจะช่วยลดค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของตัวประมาณค่าสัมประสิทธิ์ทำให้ตัวประมาณค่าของสมการถดถอยมีความแม่นยำมากขึ้น

ง. การเปลี่ยนรูป (Transforming) ตัวแปรที่มีปัญหา Multicollinearity วิธีการนี้เหมาะสมในกรณีที่ผู้ใช้ไม่สามารถตัดตัวแปรอิสระตัวใดตัวหนึ่งออกจากแบบจำลอง

จ. การใช้ Factor Analysis หรือ Principal Components เพื่อสร้างตัวแปรอิสระใหม่จากตัวแปรอิสระที่มีความสัมพันธ์สูง แต่อย่างไรก็ตามผู้ใช้พึงระวังว่า ตัวแปรอิสระที่สร้างขึ้นมาใหม่ต้องสามารถเป็นตัวแปรทางด้านเศรษฐศาสตร์ได้ (อัครพงศ์ อั้นทอง พ.ศ. 2550)

2.2.9 การทดสอบปัญหา Heteroskedasticity

1. ปัญหา Heteroskedasticity เป็นปัญหาที่เกี่ยวข้องกับตัวคลาดเคลื่อน (Error /Residuals: ε) โดยความแปรปรวนของตัวคลาดเคลื่อนที่ได้จากสมการประมาณค่ามีค่าไม่คงที่ [$E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma^2$] ซึ่งผิดข้อสมมติพื้นฐานของวิธีการกำลังสองน้อยที่สุด [OLS] ที่ได้มีข้อสมมติพื้นฐานว่า ตัวคลาดเคลื่อนต้องมีค่าความแปรปรวนคงที่ $[E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2]$ การที่ความแปรปรวนของตัวคลาดเคลื่อนไม่คงที่เกิดจากสาเหตุ 2 ประการ คือ ก. เกิดจากการกำหนดรูปแบบหรือโครงสร้างของตัวแบบในสมการถดถอยไม่ถูกต้อง (Impure heteroskedasticity) เช่น มีการละเลยตัวแปรอิสระบางตัว และ ข. เกิดขึ้นเอง (Pureheteroskedasticity) โดยรูปแบบหรือโครงสร้างของตัวแบบในสมการถดถอยมีความถูกต้องทุกประการ ปกติแล้วการใช้ข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross sectional data) มักจะมีโอกาสที่ค่าความคลาดเคลื่อนจะมีความแปรปรวนไม่คงที่สูงกว่ากรณีที่ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา [Time series data] เนื่องจากค่าสังเกตของข้อมูลภาคตัดขวางจะมีความแตกต่างกันตามขนาดหรือลำดับ ในขณะที่ข้อมูลอนุกรมเวลาจะมีความแตกต่างในเรื่องดังกล่าวเพียงเล็กน้อย

การที่ตัวคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือเกิดปัญหา Heteroskedasticity จะทำให้ตัวประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยยังคงมีคุณสมบัติ Unbiased และ Consistency แต่จะสูญเสียคุณสมบัติ Efficiency นอกจากนี้การใช้วิธีการ OLS ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยเมื่อมีปัญหา Heteroskedasticity ก็จะทำให้ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของตัวประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการถดถอยมีค่าแตกต่างไปจากความเป็นจริง ส่งผลให้ค่า t -

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

statistic ที่คำนวณได้ ของค่าสัมประสิทธิ์แต่ละตัวไม่น่าเชื่อถือ ทำให้การทดสอบสมมติฐานของค่าสัมประสิทธิ์ในสมการถดถอยขาดความน่าเชื่อถือไปด้วย

จากสมมติฐานที่ว่า

H0: Homoscedasticity

H1: Heteroskedasticity

ถ้าผลการทดสอบ พบว่า ค่าสถิติ Chi-square ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าวิกฤต [Prob. < α] จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า สมการถดถอยมีปัญหา Heteroskedasticity

2. การตรวจสอบปัญหา Heteroskedasticity ด้วยวิธีการ White heteroscedasticity robust covariance matrix

3. การแก้ไขกรณีเกิดปัญหา Heteroskedasticity ด้วยวิธีการประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุดนัยทั่วไป (Generalized Least Squares (GLS)) (อัครพงศ์ อั้นทอง พ.ศ. 2550)

2.3 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ธนิตา ขุนทองน้อย(2550) ศึกษาถึง ความสามารถทางการค้าของกลุ่มประเทศอาเซียน โดยใช้แบบจำลองแรงโน้มถ่วง อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในช่วง ปี พ.ศ. 2543, 2545 และ 2547 รวมทั้งสิ้น 3 ปี ทำการวิเคราะห์สมการด้วยวิธีกำลังสอง น้อยที่สุด (Ordinary Least Squares-OLS)

แบบจำลองแรงโน้มถ่วง ที่นำมาใช้ในการศึกษา ดังนี้

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_{ij}) + \beta_2 \ln(N_j) + \beta_3 \ln(DT_{ij}) + \beta_4 \ln(EC_{ij}) \qquad (2.92)$$

โดยที่

X_{ij} คือ กระแสการค้าระหว่างประเทศ i กับประเทศคู่ค้า j (ในที่นี้ใช้มูลค่าการ ส่งออกจากประเทศ i ไปประเทศคู่ค้า j เป็นตัววัดกระแสการค้า) มีหน่วยเป็นล้านเหรียญสหรัฐฯ

Y_{ij} คือ ค่าความแตกต่างของรายได้ประชาชาติต่อหัวที่แท้จริงระหว่างประเทศ i กับประเทศคู่ค้า j มีหน่วยเป็น เหรียญสหรัฐฯ

N_j คือ จำนวนประชากรของประเทศคู่ค้า มีหน่วยเป็น ล้านคน

DT_{ij} คือ ระยะทางระหว่างประเทศ i กับประเทศคู่ค้า j มีหน่วยเป็น กิโลเมตร

EC_{ij} คือ การอยู่ในกลุ่มความร่วมมือทางเศรษฐกิจเดียวกันระหว่างประเทศ i กับประเทศคู่ค้า j เป็นตัวแปรหุ่น (dummy variable)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการศึกษาพบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรความแตกต่างของรายได้ประชาชาติ ต่อหัวที่แท้จริงของประเทศไทย อินโดนีเซีย มาเลเซีย และฟิลิปปินส์ กับประเทศคู่ค้า ขัดแย้งกับสมมติฐาน แสดงว่า ทั้ง 4 ประเทศจะทำการค้ากับประเทศคู่ค้าที่มีรายได้ ประชาชาติต่อหัวที่แท้จริงมากกว่าประเทศของตน มากกว่าที่จะทำการค้ากับประเทศคู่ค้า ที่รายได้ต่อหัวที่แท้จริงใกล้เคียงกับประเทศของตน มีเพียงสิงคโปร์เท่านั้นที่ค่าสัมประสิทธิ์ ของตัวแปรดังกล่าวมีค่าตรงตามสมมติฐาน แต่กลับไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ในปี พ.ศ. 2545 และ ปี พ.ศ. 2547 ด้านค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรจำนวนประชากรของประเทศคู่ค้า พบว่า ทั้ง 5 ประเทศมีค่าตรงตามสมมติฐานที่ตั้งไว้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ยกเว้น มาเลเซีย ในปี พ.ศ. 2543 กับ สิงคโปร์ ในปี พ.ศ. 2543 และปี พ.ศ. 2545 ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้ ไม่มี นัยสำคัญทางสถิติ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรระยะทาง พบว่า มีค่าตรงตามสมมติฐาน ยกเว้นมาเลเซีย ในปี พ.ศ. 2543 เท่านั้นที่ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรจะขัดแย้งกับสมมติฐาน โดยมีเพียงประเทศอินโดนีเซีย และฟิลิปปินส์ เท่านั้นที่ค่าสัมประสิทธิ์มีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้กลับมีค่าลดลง แสดงว่า ระยะทางที่ห่างไกล ไม่เป็นอุปสรรคต่อการขยายการค้าของอาเซียน สำหรับค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรการอยู่ในกลุ่มความร่วมมือ ทางเศรษฐกิจเดียวกัน ซึ่งเป็นตัวแปรหุ่นนั้น มีค่าตรงตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ มีเพียง ประเทศไทยในปี พ.ศ. 2545 และปี พ.ศ. 2547 ที่ค่าสัมประสิทธิ์ขัดแย้งกับสมมติฐาน โดยทั้ง 5 ประเทศ ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้ส่วนใหญ่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ สาเหตุส่วนหนึ่ง อาจมาจากการใช้มาตรการกีดกันทางการค้าที่มิใช่ภาษีจากประเทศคู่ค้าที่สำคัญของอาเซียน

มนิสา นวลเต็ม (2553) ศึกษารูปแบบและแนวโน้มการส่งออกและการนำเข้าในภาพรวมของไทยกับประเทศภายในภูมิภาคเอเชียตะวันออก และศึกษาผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกและมูลค่าการนำเข้าของไทยในภาพรวม จากความตกลงการค้าเสรีแบบทวิภาคีของไทยที่มีผลบังคับใช้แล้ว ด้วยแบบจำลอง Gravity การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูล Panel Data ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2551 และศึกษาการส่งออกและการนำเข้าของไทยกับประเทศภายในภูมิภาคเอเชียตะวันออก 9 ประเทศ ได้แก่ จีน มาเลเซีย สิงคโปร์ ฮ่องกง อินโดนีเซีย เกาหลีใต้ ไต้หวัน เวียดนาม และฟิลิปปินส์ ส่วนประเทศที่ทำความตกลงทางการค้าเสรีกับไทยนั้น ศึกษา 2 ประเทศ คือ ออสเตรเลีย และนิวซีแลนด์ นอกจากนี้ยังเพิ่มข้อมูลประเทศที่อยู่นอกภูมิภาคเอเชียตะวันออกที่มีอิทธิผลต่อมูลค่าการส่งออกและมูลค่าการนำเข้าของไทยอีก 17 ประเทศ ได้แก่ สหรัฐอาเมริกา ประเทศในกลุ่ม EU15 และญี่ปุ่น เพื่อเป็นตัวแปรควบคุมให้ผลการศึกษามีความชัดเจนยิ่งขึ้น
แบบจำลองแรงโน้มถ่วง ที่ใช้ ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\ln Ex_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 \ln Y_{j,t} + \beta_3 \ln N_{i,t} + \beta_4 \ln N_{j,t} + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 \ln ER_t + \beta_7 EAS_{ij,t} + \beta_8 THAUS + \beta_9 THNEW + u_{ij,t} \quad (2.93)$$

$$\ln IM_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 \ln Y_{j,t} + \beta_3 \ln N_{i,t} + \beta_4 \ln N_{j,t} + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 \ln ER_t + \beta_7 EAS_{ij,t} + \beta_8 THAUS + \beta_9 THNEW + u_{ij,t} \quad (2.94)$$

โดยที่

$Ex_{ij,t}$ คือ มูลค่าส่งออกที่แท้จริงของไทย i ไปประเทศคู่ค้า j ในภาพรวม (พันล้านเหรียญสหรัฐฯ)

$IM_{ij,t}$ คือ มูลค่าการนำเข้าที่แท้จริงของไทย i จากประเทศคู่ค้า j ในภาพรวม (พันล้านเหรียญสหรัฐฯ)

Y_i , Y_j คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงของไทย i และประเทศคู่ค้า j (พันล้านเหรียญสหรัฐฯ)

N_i , N_j คือ จำนวนประชากรของไทย i และประเทศคู่ค้า j (พันคน)

D_{ij} คือ ระยะห่างระหว่างไทย i และประเทศคู่ค้า j ระยะทางทะเล (Nautical Miles)

ER_t คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของไทย i

$EAS_{ij,t}$ คือ ตัวแปรหุ่นกรณีที่ไทย i และประเทศคู่ค้า j ตั้งอยู่ในภูมิภาคเอเชียตะวันออก ซึ่งสะท้อนถึงแนวโน้มการส่งออกและการนำเข้าของไทยกับประเทศคู่ค้าในภูมิภาคเอเชียตะวันออก

โดย

$EAS_{ij,t} = 1$ ถ้าทั้งไทยและประเทศคู่ค้าตั้งอยู่ในภูมิภาคเอเชียตะวันออก

$EAS_{ij,t} = 0$ ถ้าไทยเพียงประเทศเดียวตั้งอยู่ในภูมิภาคเอเชียตะวันออก

$THAUS, THNEW$ คือ ตัวแปรหุ่นกรณีความตกลงการค้าแบบทวิภาคี (Bilateral Trade Agreement) ระหว่างไทยกับออสเตรเลีย (THAUS) และไทยกับนิวซีแลนด์ (THANEW) สะท้อนถึงผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกและมูลค่าการนำเข้าของไทยจากประเทศสมาชิก

โดย

$THAUS, THNEW = 1$ ช่วงที่ความตกลงมีผลบังคับใช้กับสินค้ามากกว่าร้อยละ 50 ของรายการสินค้าทั้งหมดที่มีการลดภาษีระหว่างกัน

$THAUS, THNEW = 0$ ช่วงที่ความตกลงยังไม่มีผลบังคับใช้และความตกลงมี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลบังคับใช้กับสินค้าไม่ถึงร้อยละ 50 ของรายการสินค้าทั้งหมดที่มีการลดภาษีระหว่างกัน

u_{ij} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term)

β_n คือ ค่าสัมประสิทธิ์ (n = 0, 1, 2, … , 9)

t คือ เวลา (ปี)

ผลการศึกษาพบว่าจากค่าสถิติมูลค่าการส่งออกและมูลค่าการนำเข้าของไทยและการประมาณค่าแนวโน้มมูลค่าการส่งออกและมูนค่าการนำเข้าของไทยกับประเทศในภูมิภาคเอเชียตะวันออก ให้ผลที่สอดคล้องกัน คือ ไทยมีแนวโน้มที่จะส่งออกและนำเข้าจากประเทศในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเพิ่มขึ้น โดยมีสาเหตุมาจาก ประเทศในภูมิภาคมีระยะทางใกล้กับไทยมากกว่าประเทศนอกภูมิภาคเอเชียตะวันออก ซึ่งจะช่วยลดต้นทุนค่าขนส่งระหว่างประเทศในแต่ละขั้นตอนการผลิตได้ และมีสาเหตุมาจากการสร้างเครือข่ายการผลิตระหว่างประเทศในภูมิภาค ซึ่งไทยเป็นส่วนหนึ่งในเครือข่ายการผลิตทำหน้าที่เป็นผู้ผลิตสินค้าขั้นกลาง ชิ้นส่วนสำเร็จรูปแล้วส่งออกกลับไปยังประเทศคู่ค้าในภูมิภาคที่อยู่ในเครือข่ายการผลิตเดียวกันเพื่อประกอบเป็นสินค้าขั้นสุดท้าย จึงทำให้ไทยมีความจำเป็นที่จะต้องนำเข้าสินค้าทุน วัตถุดิบขั้นกลางเพื่อผลิตสินค้าขั้นกลางและชิ้นส่วนดังกล่าว และการค้าไทยกับประเทศภายในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเพิ่มขึ้นนี้ ไม่ได้ทำให้ไทยมีการส่งออกและนำเข้าจากประเทศนอกภูมิภาคที่ไทยทำความตกลงการค้าเสรีด้วยลดลงแต่อย่างใด ซึ่งจากสถิติมูลค่าการส่งออกและมูลค่าการนำเข้าของไทยจากออสเตรเลีย และนิวซีแลนด์เพิ่มขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับการประมาณค่าด้วยวิธีการทางเศรษฐมิติ แต่สำหรับการนำเข้านั้นพบว่าจากค่าสถิติมูลค่าการนำข้าวของไทยจากออสเตรเลียและนิวซีแลนด์ พบว่ามีมูลค่าเพิ่มขึ้นหลังจากที่ความตกลงการค้าเสรีมีผลบังคับใช้ แต่จากการประมาณค่าด้วยวิธีทางเศรษฐมิติ กลับพบว่าความตกลงการค้าเสรีระหว่างไทยกับนิวซีแลนด์ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งนี้อาจเพราะสัดส่วนมูลค่าการนำเข้าของไทยจากนิวซีแลนด์น้อยกว่าสัดส่วนมูลค่าการส่งออก จึงอาจส่งผลให้ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ชุติสร แก้วบรรจง(2554) การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ศักยภาพการค้าของประเทศไทยภายใต้ เขตการค้าเสรีอาเซียน และพยากรณ์ผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าการค้า ที่มีศักยภาพการค้าส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย ในช่วงปี พ.ศ. 2553-2555 โดยนำแบบจำลองแรงดึงดูดซึ่งเป็นแบบจำลองทางเศรษฐมิติ มาทำการวิเคราะห์สมการ วิธีกำลังสองน้อยที่สุดนัยทั่วไป (Generalized Least Squares-GLS) ใช้ข้อมูลระหว่าง ไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2541 ถึงไตรมาสที่ 4 พ.ศ. 2551 รวมทั้งสิ้น 44 ไตรมาส จากนั้นนำไป คำนวณหาค่าศักยภาพในแต่ละรายการสินค้า และนำผลที่ได้มาใช่วิเคราะห์ร่วมกับ ตารางเมทริกซ์บัญชีสังคม สำหรับตารางเมทริกซ์บัญชี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สังคมที่ใช้เป็นของปี พ.ศ.2550 ที่ประกอบไปด้วย 74 บัญชีย่อย ซึ่งผลที่ได้จะเป็นการพยากรณ์ผลกระทบจาก การเปลี่ยนแปลงมูลค่าการค้าที่มีศักยภาพการค้าส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย ในช่วงปี พ.ศ. 2553-2555

แบบจำลองแรงโน้มถ่วง ที่ใช้ ดังนี้

$$\ln(Trade_{ij}) = \alpha + \beta_1 \ln(GDP_{ij}) + \beta_2 \ln(Distance_{ij}) + \beta_3 \ln(Population_{ij}) + \beta_4 \ln(Arableland_{ij}) + \beta_5 \ln(Exchange_{ij}) + \beta_6 NTBs + \beta_7 Adjacency + \beta_8 Landlocked + \varepsilon_{ij} \quad (2.95)$$

โดยที่

$Trade_{ij}$	คือ การไหลเวียนของการค้าจากประเทศ i ไปยังประเทศ j และจากประเทศ j มายังประเทศ i (มูลค่าสินค้าส่งออกบวก ด้วยมูลค่าสินค้านำเข้า) โดยทำการศึกษาแยกย่อยทั้งหมด จำนวน 92 สมการ จากทั้งหมด 99 ตอน ภายใต้รหัสฮาโมไนซ์(HS Code Version 2007) 2 หลัก
GDP_{ij}	คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศของประเทศ i และประเทศ j
$Distance_{ij}$	คือ ระยะห่างระหว่างประเทศ i และประเทศ j
$Population_{ij}$	คือ จำนวนประชากรของประเทศ i และประเทศ j
$Arableland_{ij}$	คือ พื้นที่เพาะปลูกของประเทศ i และประเทศ j
$Exchange_{ij}$	คือ อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศ i และประเทศ j
$NTBs$	คือ ตัวแปรหุ่น ที่แสดงถึงลักษณะมาตรการที่มิใช่ภาษี
$Adjacency$	คือ ตัวแปรหุ่น ที่แสดงถึงลักษณะของประเทศที่มีพรมแดนติดกัน
$Landlocked$	คือ ตัวแปรหุ่น ที่แสดงถึงลักษณะทางภูมิศาสตร์ที่ไม่มีทางออกทะเลของประเทศที่ทำการค้ากัน
i	ข้อมูลของประเทศผู้ส่งออก (ประเทศไทย)
j	ข้อมูลของประเทศผู้นำเข้า (ประเทศสมาชิกในเขตการค้าเสรีอาเซียน)
ε_{ij}	คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term)

ผลการศึกษาศักยภาพการค้าของประเทศไทยภายใต้เขตการค้าเสรีอาเซียน พบว่า รายการสินค้าที่มีศักยภาพการค้าสูงกว่าศักยภาพการค้าเฉลี่ย มีจำนวน 20 รายการ โดยมีมูลค่ารวมทั้งสิ้น 35,470,853.19 ล้านบาท ส่วนรายการสินค้าที่มีศักยภาพการค้าต่ำกว่าศักยภาพการค้าเฉลี่ย มีจำนวน 78 รายการ โดยมีมลค่ารวมทั้งสิ้น 6,799,137.11 ล้านบาท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การพยากรณ์ผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าการค้าที่มีศักยภาพการค้า ส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจของประเทศไทย ในช่วงปี พ.ศ. 2553-2555 พบว่า ผลกระทบ จากการเปลี่ยนแปลงมูลค่าการค้าเฉพาะรายการสินค้าที่มีศักยภาพการค้าสูงกว่าศักยภาพ การค้าเฉลี่ยจะส่งผลต่อระบบเศรษฐกิจมากกว่าผลกระทบที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงมูลค่า การค้าเฉพาะรายการสินค้าที่มีศักยภาพการค้าต่ำกว่าศักยภาพการค้าเฉลี่ย ซึ่งจะส่งผลให้ ระบบเศรษฐกิจมีการผลิตเพิ่มขึ้น ดังนี้คือ รายได้ของเจ้าของปัจจัยการผลิตเพิ่มสูงขึ้น รายได้ของครัวเรือนเพิ่มขึ้นคิดเป็นมูลค่ารวม 82,914,972.04 ล้านบาทในขณะที่ ผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงมูลค่าการค้าเฉพาะรายการสินค้าที่มีศักยภาพการค้าต่ำกว่า ศักยภาพเฉลี่ยจะส่งผลให้ระบบเศรษฐกิจมีการผลิตเพิ่มขึ้น ดังนี้คือ รายได้ของเจ้าของ ปัจจัยการผลิตเพิ่มสูงขึ้น รายได้ของครัวเรือนเพิ่มขึ้น คิดเป็นมูลค่ารวม 24,923,134.01 ล้านบาท

Wang and Winter (1992) ศึกษาถึงศักยภาพทางการค้าของยุโรปตะวันออกโดย การใช้แบบจำลองแรงโน้มถ่วง ดังนี้

$$\ln X_{ij} = a + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln N_i + \beta_3 \ln Y_j + \beta_4 \ln N_j + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 \ln A_{ij} + \sum_k \gamma_k \ln P_{kij} + u_{ij} \quad (2.96)$$

โดยที่

X_{ij} คือ กระแสการค้าจากประเทศ i ไปประเทศ j

Y_i , Y_j คือ รายได้ประชาชาติ ของประเทศ i และประเทศ j ตามลำดับ

N_i , N_j คือ จำนวนประชากรของประเทศ i และ j ตามลำดับ

D_{ij} คือ ระยะห่างระหว่างประเทศ i และ ประเทศ j

A_{ij} คือ ตัวแปร Dummy ของการมีพรมแดนติดต่อกันระหว่างประเทศ i และ j

P_{kij} คือ ตัวแปร Dummy ของการอยู่ในกลุ่มความร่วมมือทางเศรษฐกิจเดียวกันของประเทศคู่ค้า i และ j

u_{ij} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term)

โดยการศึกษาครั้งนี้จะเป็นการวิเคราะห์ถึงความสามารถ และทิศทางทางการค้า ของกลุ่มยุโรปตะวันออกจากการเปิดเสรีทางการค้า จากการศึกษาพบว่า การวิเคราะห์ โดยใช้แบบจำลองแรงโน้มถ่วง ในการศึกษาครั้งนี้ ไม่สามารถอธิบายผลสุทธิระหว่าง trade creation และ trade diversion ว่ามีผลต่อการเพิ่มขึ้นของสวัสดิการของประเทศ และการเพิ่มขึ้นของการค้าภายในกลุ่มเดียวกันได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

อย่างชัดเจน แต่ผลจากการเปิดเสรีทางการค้าจะเป็นการส่งเสริมให้ระดับรายได้ และความสามารถทางการค้าของยุโรปตะวันออกเพิ่มขึ้นอย่างสอดคล้องกัน

Peter Egger and Michael Pfaffermayr (2003) ใช้ Panel Gravity Model มาประมาณค่าด้วย Fixed Effect เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบที่มีต่อมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงของ 11 ประเทศ ในกลุ่ม APEC โดยอาศัยตัวแปรรายได้ประชาชาติ จำนวนประชากร เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของประเทศผู้นำเข้า และอัตราแลกเปลี่ยน (เงินสกุลประเทศผู้ส่งออกต่อหนึ่งหน่วยเงินตราของประเทศผู้นำเข้า) มาอธิบายผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงของประเทศสมาชิกในกลุ่ม APEC แบบจำลองแรงโน้มถ่วงที่ใช้ ดังนี้

$$\ln EXP_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln FCR_{jt} + \beta_6 \ln RER_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.97)$$

โดยที่

EXP_{ijt} คือ มูลค่าการส่งออกที่แท้จริงของ 11 ประเทศในกลุ่ม APEC

GDP_{it} คือ รายได้ประชาชาติของประเทศผู้ส่งออก (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

GDP_{jt} คือ รายได้ประชาชาติของประเทศผู้นำเข้า (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

POP_{it} คือ จำนวนประชากรของประเทศผู้ส่งออก (ล้านคน)

POP_{jt} คือ จำนวนประชากรของประเทศผู้นำเข้า (ล้านคน)

FCR_{jt} คือ เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของประเทศผู้นำเข้า (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

RER_{ijt} คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของประเทศผู้ส่งออกต่อหนึ่งหน่วยเงินตราประเทศผู้นำเข้า

u_{ij} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term)

จากผลการศึกษาพบว่า จำนวนประชากรของทั้งประเทศผู้ส่งออกและประเทศผู้นำเข้าจะมีความสัมพันธ์ในทางบวกกับมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงของประเทศสมาชิกในกลุ่ม APEC เงินทุนสำรองระหว่างประเทศของประเทศผู้นำเข้า (กำหนดให้อัตราแลกเปลี่ยนคงที่) จากผลการศึกษาระบุว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติกับการส่งออกของประเทศสมาชิกในกลุ่ม APEC ส่วนอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงพบว่ามีความสัมพันธ์ในทางบวกกับมูลค่าส่งออกที่แท้จริงของประเทศผู้ส่งออก

Roberts (2004) ใช้ Gravity Model มาประมาณค่าด้วยวิธี OLS (Ordinary Least Squares) เพื่อคาดการผลกระทบจากการจัดตั้งเขตการค้าเสรีจีน-อาเซียน (CAFTA) ที่มีต่อมูลค่าการค้าของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประเทศสมาชิกโดยใช้ข้อมูล Cross-sectional ตั้งแต่ปี 1996 – 2000 มาทำการวิเคราะห์ในแต่ละคู่ประเทศ

แบบจำลองแรงโน้มถ่วงที่ใช้ ดังนี้

$$\log TF_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_i) + \beta_2 \log(GDP_j) + \beta_3 \log(pcGDP_i) + \beta_4 \log(pcGDP_j) + \beta_5 \log(pcGDPdiff_{ij}) + \beta_6 \log(\text{int } er_cafta_dist) + \varepsilon_{ij} \quad (2.98)$$

โดยที่

TF_{ij} คือ มูลค่าการค้า (มูลค่าการส่งออก+มูลค่าการนำเข้า) ระหว่างจีนกับแต่ละประเทศในอาเซียน 10 (ล้านเหรียญสหรัฐฯ) (วิเคราะห์รายคู่ประเทศอาเซียน 10)

GDP_i คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศจีน (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

GDP_j คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมของแต่ละประเทศในอาเซียน 10 (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

$pcGDP_i$ คือ รายได้ประชาชาติต่อหัวของจีน (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

$pcGDP_j$ คือ รายได้ประชาชาติต่อหัวของแต่ละประเทศในอาเซียน 10 (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

$pcGDPdiff_{ij}$ คือ ค่าสัมบูรณ์ของความแตกต่างระหว่างรายได้ต่อหัวของจีนกับแต่ละประเทศในอาเซียน 10 (ล้านเหรียญสหรัฐฯ)

$\text{int } er_cafta_dist$ คือ ระยะทางระหว่างประเทศของจีนกับแต่ละประเทศในอาเซียน 10

ε_{ij} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term)

ผลการศึกษาพบว่า ผลิตภัณฑ์มวลรวมของจีนและของแต่ละประเทศในอาเซียน(10) จะทำให้มูลค่าการค้า (มูลค่าการส่งออกบวกมูลค่าการนำเข้า) ระหว่างประเทศอาเซียน 10 และจีนเพิ่มขึ้น ในขณะที่รายได้ประชาชาติต่อหัวของจีน และของแต่ละประเทศในอาเซียน 10 ก็ทำให้มูลค่าการค้า (มูลค่าการส่งออกบวกมูลค่าการนำเข้า) ระหว่างประเทศอาเซียน 10 และจีนเพิ่มขึ้นเช่นกัน ส่วนค่าสัมบูรณ์ของความแตกต่างระหว่างรายได้ต่อหัวของจีนกับแต่ละประเทศอาเซียน 10 พบว่ายิ่งรายได้ระหว่างประเทศแตกต่างกันมากเท่าไหร่มูลค่าการค้า (มูลค่าการส่งออกบวกมูลค่าการนำเข้า) ก็ยิ่งลดลงมากเท่านั้น เนื่องจากความแตกต่างทางด้านรายได้จะสะท้อนถึงรสนิยมการบริโภคที่ต่างกัน ส่วนระยะทางระหว่างประเทศของจีนกับแต่ละประเทศในอาเซียน 10 จะสะท้อนต้นทุนการขนส่ง ระยะยิ่งห่าง ต้นทุนการขนส่งจะยิ่งสูง ทำให้มูลค่าการค้า (มูลค่าการส่งออกบวกมูลค่าการนำเข้า) ยิ่งลดลง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 2.2 สรุปเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ผู้วิจัย	แบบจำลอง Gravity ที่ใช้	ตัวแปรตาม				ตัวแปรอิสระ												
		การส่งออก	การนำเข้า	การค้ารวม	การส่งออกและการนำเข้า	รายได้ประชาชาติ	รายได้ประชาชาติต่อหัว	ส่วนต่างรายได้ประชาชาติต่อหัว	ประชากร	ระยะทาง	อัตราแลกเปลี่ยน	ในกลุ่มเศรษฐกิจ (ASEAN, EAS,EU)	ความตกลงการค้าแบบทวิภาคี	พื้นที่เพาะปลูก	มาตรการที่มิใช่ภาษี	มีพรมแดนร่วม	Land Locked countries	เงินทุนสำรอง
ธนิตา ขุนทองน้อย (พ.ศ. 2550)	$lnX_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_{ij}) + \beta_2 \ln(N_j) + \beta_3 \ln(DT_{ij}) + \beta_4 \ln(EC_{ij})$	√						+	+	-		+						
มนิสา นวลเต็ม (พ.ศ. 2553)	$lnEx_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 lnY_{i,t} + \beta_2 lnY_{j,t} + \beta_3 lnN_{i,t} + \beta_4 lnN_{j,t} + \beta_5 lnD_{ij} + \beta_6 lnER_t + \beta_7 EAS_{ij,t} + \beta_8 THAUS + \beta_9 THNEW + u_{ij,t}$ $lnIM_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 lnY_{i,t} + \beta_2 lnY_{j,t} + \beta_3 lnN_{i,t} + \beta_4 lnN_{j,t} + \beta_5 lnD_{ij} + \beta_6 lnER_t + \beta_7 EAS_{ij,t} + \beta_8 THAUS + \beta_9 THNEW + u_{ij,t}$				√	+			+	-	+	+	+					
ชุติสร แก้วบรรจง (พ.ศ. 2554)	$\ln(Trade_{ij}) = \alpha + \beta_1 \ln(GDP_{ij}) + \beta_2 \ln(Distance_{ij}) + \beta_3 \ln(Population_{ij}) + \beta_4 \ln(Arableland_{ij}) + \beta_5 \ln(Exchange_{ij}) + \beta_6 NTBs + \beta_7 Adjacency + \beta_8 Landlocked + \varepsilon_{ij}$			√		+			+	-	-			-	-	+	-	

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 2.2 (ต่อ)

ผู้วิจัย	แบบจำลอง Gravity ที่ใช้	ตัวแปรตาม				ตัวแปรอิสระ												
		การส่งออก	การนำเข้า	การค้ารวม	การส่งออกและการนำเข้า	รายได้ประชาชาติ	รายได้ประชาชาติต่อหัว	ส่วนต่างรายได้ประชาชาติต่อหัว	ประชากร	ระยะทาง	อัตราแลกเปลี่ยน	ในกลุ่มเศรษฐกิจ (ASEAN, EAS,EU)	ความตกลงการค้าแบบทวิภาคี	พื้นที่เพาะปลูก	มาตรการที่มิใช่ภาษี	มีพรมแดนร่วม	Land Locked countries	เงินทุนสำรอง
Wang and Winter (1992)	$lnX_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln N_i + \beta_3 \ln Y_j + \beta_4 \ln N_j + \beta_5 lnD_{ij} + \beta_6 lnA_{ij} + \sum_k \gamma_k lnP_{kij} + u_{ij}$			√		+			+	-		+				+		
Peter Egger and Michael Pfaffermayr (2003)	$lnEXP_{ij} = \beta_0 + \beta_1 lnGDP_{it} + \beta_2 lnGDP_{jt} + \beta_3 lnPOP_{it} + \beta_4 lnPOP_{jt} + \beta_5 lnFCR_{jt} + \beta_6 lnRER_{ijt} + u_{ijt}$	√				+			+		+							+
Roberts (2004)	$\log TF_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \log(\mathrm{GDP_i}) + \beta_2 \log(GDP_j) + \beta_3 \log(pcGDP_i) + \beta_4 \log(pcGDP_j) + \beta_5 \log(pcGDPdiff_{ij}) + \beta_6 \log(inter_cafta_dist) + \varepsilon_{ij}$			√		+	+	-		-								

ที่มา: รวบรวมโดยผู้เขียน

หมายเหตุ : (+) หมายถึง มีความสัมพันธ์ทางบวกกับตัวแปรตาม

(-) หมายถึง มีความสัมพันธ์ทางลบกับตัวแปรตาม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved