บทที่ 2
กรอบแนวคิด ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับไปยังประเทศส่งออกหลักของไทยในครั้งนี้มีทฤษฎีที่เกี่ยวข้องในการศึกษาดังนี้ คือ ทฤษฎีอุปสงค์ ทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศ และทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ ซึ่งมีรายละเอียด ดังต่อไปนี้

2.1.1 ทฤษฎีอุปสงค์ (Demand)

อุปสงค์ (Demand) หมายถึง ความต้องการซื้อสินค้าหรือบริการชนิดใดชนิดหนึ่งของผู้บริโภคร่วมกับความสามารถในการสนองความต้องการดังกล่าว หรืออาจกล่าวได้ว่าอุปสงค์คือความต้องการ (Want) รวมกับอำนาจซื้อ (Purchasing Power) (นราทิพย์ ชุติวงศ์, 2546: 25)

สามารถแบ่งอุปสงค์ตามปัจจัยหลักได้เป็น 3 ประเภท ได้แก่

1. อุปสงค์ต่อราคา (Price Demand) หมายถึง ปริมาณสินค้าที่มีผู้ต้องการเสนอซื้อ ณ เวลาใดเวลาหนึ่ง ที่ระดับราคาต่างๆกันของสินค้าชนิดนั้น เมื่อกำหนดให้สิ่งอื่นๆคงที่ เมื่อพิจารณาตามกฎของอุปสงค์ (Law of Demand) พบว่า ความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเสนอซื้อกับราคาสินค้ามีความสัมพันธ์กันในทิศทางตรงกันข้าม เมื่อราคาสินค้าสูง ปริมาณเสนอซื้อจะต่ำ และเมื่อราคาสินค้าต่ำ ปริมาณเสนอซื้อจะสูง

2. อุปสงค์ต่อรายได้ (Income Demand) หมายถึง ปริมาณสินค้าที่มีผู้ต้องการเสนอซื้อ ณ เวลาใดเวลาหนึ่ง ทีระดับรายได้ต่างๆของผู้ซื้อ เมื่อกำหนดให้สิ่งอื่นๆคงที่ โดยปกติอุปสงค์ต่อรายได้ จะแสดงความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณสินค้าที่เสนอซื้อกับรายได้ของผู้บริโภคในทิศทางเดียวกัน เมื่อผู้บริโภคมีรายได้เพิ่มขึ้นจะซื้อสินค้ามากขึ้น และเมื่อรายได้ลดต่ำลงจะซื้อสินค้าน้อยลง

3. อุปสงค์ต่อราคาสินค้าชนิดอื่น หรืออุปสงค์ไขว้ (Cross Demand) หมายถึงปริมาณสินค้าที่มีผู้ต้องการเสนอซื้อ ณ เวลาใดเวลาหนึ่ง ที่ระดับราคาต่างๆกันของสินค้าชนิดอื่น เมื่อกำหนดให้สิ่งอื่นๆคงที่ โดยสามารถแยกออกได้เป็น สินค้าที่ใช้ประกอบกัน (Complementary Goods) ซึ่งมีความสัมพันธ์ของปริมาณเสนอซื้อสินค้าชนิดหนึ่งกับราคาของสินค้าอีกชนิดหนึ่ง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

เป็นไปในทิศทางตรงกันข้าม และสินค้าที่ใช้ทดแทนกัน (Substitute Goods) ซึ่งมีความสัมพันธ์ของปริมาณเสนอซื้อสินค้าชนิดหนึ่งกับราคาของสินค้าอีกชนิดหนึ่งเป็นไปในทิศทางเดียวกัน

จากอุปสงค์ทั้ง 3 ประเภท เราสามารถคำนวณหาค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ (Elasticity of Demand) โดยที่ความยืดหยุ่นของอุปสงค์ หมายถึง อัตราการเปลี่ยนแปลงของ อุปสงค์ต่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดอุปสงค์ ได้แก่ ราคา รายได้ และราคาสินค้าชนิดอื่น โดยคิดอัตราการเปลี่ยนแปลงเป็นร้อยละ ถ้าร้อยละของการเปลี่ยนแปลงของอุปสงค์มากกว่าร้อยละของการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยกำหนดอุปสงค์ แสดงว่าอุปสงค์นั้นมีความยืดหยุ่นมาก (High Elasticity) ถ้าร้อยละของการเปลี่ยนแปลงของอุปสงค์น้อยกว่าร้อยละของการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยกำหนดอุปสงค์ แสดงว่าอุปสงค์นั้นมีความยืดหยุ่นน้อย (Inelastic) ซึ่งความยืดหยุ่นของอุปสงค์มี 3 ประเภท เช่นเดียวกับอุปสงค์ ได้แก่

1. ความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อราคา (Price Elasticity of Demand) หมายถึง ร้อยละของการเปลี่ยนแปลงในจำนวนสินค้าที่มีผู้ต้องการซื้อต่อร้อยละของการเปลี่ยนแปลงในราคาสินค้าชนิดนั้น โดยความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อราคาสามารถแบ่งออกได้เป็น 5 ประเภท ดังนี้

1) อุปสงค์ไม่มีความยืดหยุ่นเลย (Perfectly Inelastic Demand) คือ มีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ 0
2) อุปสงค์มีความยืดหยุ่นน้อย (Relative Inelastic Demand) คือ ค่าความยืดหยุ่นมากกว่า 0 แต่น้อยกว่า 1 ได้แก่ สินค้าจำเป็น หรือสินค้าปกติ (Normal Goods)
3) อุปสงค์มีความยืดหยุ่นคงที่ (Unitary Inelastic Demand) คือ มีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ 1
4) อุปสงค์มีความยืดหยุ่นมาก (Relative Elastic Demand) คือ ค่าความยืดหยุ่นมากกว่า 1 แต่ น้อยกว่า ∞ ได้แก่ สินค้าฟุ่มเฟือย (Luxury Goods)
5) อุปสงค์มีความยืดหยุ่นมากที่สุด (Perfectly Elastic Demand) คือ ค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ ∞

2. ความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อรายได้ (Income Elasticity of Demand) หมายถึง ร้อยละของการเปลี่ยนแปลงในจำนวนสินค้าที่มีผู้ต้องการซื้อต่อร้อยละของการเปลี่ยนแปลงของรายได้ผู้บริโภค

3. ความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อราคาสินค้าชนิดอื่น (Cross Elasticity of Demand) หมายถึง ร้อยละของการเปลี่ยนแปลงในจำนวนสินค้าที่มีผู้ต้องการซื้อต่อร้อยละของการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าชนิดอื่น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดังนั้น อุปสงค์และความยืดหยุ่นของอุปสงค์ อธิบายถึงพฤติกรรมการบริโภคที่มีต่อสินค้าและบริการชนิดใดชนิดหนึ่ง โดยพิจารณาภายใต้ปัจจัยต่างๆ เช่น ระดับราคาสินค้าชนิดนั้นๆ ระดับราคาสินค้าชนิดอื่นที่เกี่ยวข้อง หรือรายได้ของผู้บริโภค เป็นต้น

2.1.2 ทฤษฎีการค้าระหว่างประเทศ (International Trade Theory)

ก่อนศตวรรษที่ 16 ถือว่ายังไม่มีนโยบายการค้าระหว่างประเทศ เพราะประเทศต่างๆมีระบบเศรษฐกิจแบบพึ่งตัวเอง แต่เมื่อศตวรรษที่ 16 ประเทศต่างๆหันมาสนใจการค้ามากขึ้น นโยบายการค้าของลัทธิพาณิชย์นิยม (Mercantilism) ซึ่งมีหลักการว่า ประเทศจะมั่งคั่งก้าวหน้านั้นก็ต้องมีโลหะเงินและทองมากๆ ถ้าหากมีการส่งสินค้าออกมากกว่าการสั่งสินค้าเข้าแล้วจะทำให้ทองคำไหลเข้าประเทศและเมื่อประเทศมีรายได้มากขึ้น ดังนั้นเพื่อให้การค้าได้เปรียบเช่นนี้ พวกลัทธิพาณิชย์นิยมเห็นว่ารัฐบาลควรออกกฎเกณฑ์ทางการค้า เช่น การเก็บภาษีศุลกากร การจำกัดปริมาณการนำเข้า และนโยบายการค้าอื่นๆ เพื่อทำให้การนำเข้าน้อยที่สุดในการปกป้องฐานะทางการค้าของประเทศ (วีนัส ฤาชัย, 2553) ดังนั้น แต่ละประเทศจึงพยายามส่งออกสินค้าในปริมาณมาก เพื่อนำรายได้เข้าประเทศได้สูงสุด

ซึ่งเราควรทราบฟังก์ชันสินค้าออก (รัตนา สายคณิต, 2535) ก่อนซึ่งการที่ประเทศจะสามารถส่งสินค้าออกไปจำหน่ายในต่างประเทศได้มากน้อยแค่ไหนขึ้นอยู่กับปัจจัยหลายประการ ได้แก่ อุปสงค์ของผู้ซื้อในต่างประเทศ อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศ (Exchange rate) ระดับราคาสินค้าในประเทศ ปริมาณการผลิตภายในประเทศ นโยบายการค้าของประเทศและนโยบายการค้าของต่างประเทศ เป็นต้น ถ้าผู้ซื้อในต่างประเทศมี อุปสงค์ต่อสินค้าของประเทศค่อนข้างสูง เงินตราของประเทศ 1 หน่วยสามารถแลกเปลี่ยนเป็นเงินตราต่างประเทศได้น้อย ระดับราคาในประเทศค่อนข้างต่ำ ปริมาณการผลิตภายในประเทศมีมากเกินความต้องการบริโภคในประเทศ นโยบายของประเทศส่งเสริมการส่งออก และนโยบายการค้าของประเทศไม่มีการกีดกันการนำเข้า เป็นต้น จะมีผลทำให้ประเทศสามารถส่งออกสินค้าไปขายต่างประเทศได้มาก มูลค่าสินค้าออกสูงตามไปด้วย อย่างไรก็ตามในที่นี้จะสมมติให้ตัวแปรเหล่านี้คงที่ ซึ่งได้แก่ อุปสงค์ของผู้ซื้อในต่างประเทศปริมาณการผลิตในประเทศนโยบายการค้าของประเทศและนโยบายการค้าของต่างประเทศ ดังนั้น มูลค่าสินค้าออกจะมีความสัมพันธ์กับตัวแปรที่สำคัญ 2 ตัวแปร อันได้แก่ ระดับราคาในประเทศ และอัตราแลกเปลี่ยน นั่นคือ ฟังก์ชันมูลค่าสินค้าออก คือ

$$X = x\{P,e\} \quad ; dx/dP < 0, dx/de < 0 \qquad (2.1)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย X = มูลค่าส่งออกที่แท้จริง

P = ระดับราคา

e = อัตราแลกเปลี่ยน

จากสมการแสดงว่า มูลค่าสินค้าออกขึ้นอยู่กับระดับราคาในประเทศ และอัตราแลกเปลี่ยน ถ้าระดับราคาในประเทศเปลี่ยนแปลงสูงขึ้น มูลค่าสินค้าออกจะลดลง เพราะผู้ส่งออกจะลดการส่งออกและนำสินค้านั้นมาขายในประเทศแทน หรือการส่งออกต้องลดลง เพราะไม่สามารถแข่งขันกับสินค้าออกของประเทศอื่นได้ ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศเปลี่ยนแปลงลดลง มูลค่าสินค้าออกจะลดลงเนื่องจากสินค้าออกจะมีราคาแพงขึ้นในสายตาของผู้ซื้อชาวต่างประเทศจึงทำให้ส่งออกได้น้อยลง ในทางตรงกันข้าม ถ้าระดับราคาในต่างประเทศลดต่ำลง หรืออัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศเปลี่ยนแปลงสูงขึ้น มูลค่าการส่งออกก็จะเพิ่มสูงขึ้น

2.1.3 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.1.3.1 ข้อมูลพาแนล (Panel data)

ข้อมูลแบบ Panel เป็นข้อมูลที่เกิดจากการสังเกตกลุ่มตัวอย่างชุดเดิม เก็บข้อมูลซ้ำๆ เป็นเวลาหลายๆครั้งภายในระยะเวลาที่ศึกษา (Baltagi, 2002: 1) ซึ่งข้อมูลแบบพาแนลจะประกอบไปด้วย ข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross-sectional data) และข้อมูลอนุกรมเวลา (Time series data) ทำให้สามารถศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรและอธิบายการเปลี่ยนแปลงของหน่วยภาคตัดขวางในแต่ละช่วงเวลาได้ รวมถึงการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรภาคตัดขวางทุกหน่วยในช่วงเวลาเดียวกันได้ ซึ่งข้อดีของข้อมูลแบบ Panel มีดังนี้ (Gujarati, 2003: 637-638)

1. ข้อมูลแบบพาแนลสามารถอธิบายข้อมูลที่มีความสัมพันธ์กันของบุคคล, ครัวเรือน, หน่วยงานหรือประเทศ ในแต่ละช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และแก้ปัญหาข้อจำกัดของข้อมูลที่เนื่องมาจากปัญหาในการจัดเก็บหรือแหล่งที่มาของข้อมูล

2. เนื่องจากข้อมูลแบบพาแนลประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ทำให้สามารถประมาณค่าได้อย่างมีประสิทธิภาพ ลดปัญหาความแตกต่างระหว่างความสัมพันธ์ของตัวแปร และมีค่า degree of freedom สูงกว่า

3. การศึกษาข้อมูลซ้ำๆ หลายๆครั้งในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ทำให้สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตร (dynamic of change) ได้ดียิ่งขึ้น

4. ข้อมูลแบบพาแนลสามารถประมาณค่าและแสดงผลที่มีค่าใกล้เคียงความเป็นจริง ที่ไม่สามารถวัดได้จากการใช้ข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างใดอย่างหนึ่งได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5. ข้อมูลพาแนลสามารถศึกษาวิเคราะห์แบบจำลองที่มีความซับซ้อนมากได้

6. ข้อมูลพาแนลเป็นการเก็บข้อมูลหลายๆหน่วยที่แตกต่างกัน ทำให้สามารถศึกษาข้อมูลจำนวนมากได้

แบบจำลองของข้อมูลแบบพาแนลสามารถเขียนได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 342)

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.2)$$

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

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

ซึ่งจำนวนค่าสังเกตของข้อมูลพาแนลเท่ากับ N*T

y_{it} คือ เวคเตอร์ NT×1 ของตัวแปรตาม

α_i คือ ค่าคงที่ (Intercept)

x_{it} คือ เวคเตอร์ NT × k ของตัวแปรอธิบาย

β คือ เวคเตอร์ k × 1 ของค่าสัมประสิทธิ์ (Slope)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error term)

การประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองพาแนล ขึ้นอยู่กับข้อสมมติเบื้องต้นของค่าคงที่ (α) ค่าสัมประสิทธิ์ (β) และค่าความคลาดเคลื่อน (ε) จากสมการที่ (2.2) สมมติให้ค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์คงที่สำหรับทุกหน่วยภาคตัดขวางและทุกช่วงเวลาที่พิจารณา และให้ค่าความคลาดเคลื่อนของหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่ต่างกันมีค่าแตกต่างกัน โดยไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวางและความแตกต่างของช่วงเวลาการประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองพาแนล ที่พิจารณาแยกความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่แตกต่างกัน จะทำการประมาณค่าโดยแยกปัจจัยที่มากระทบต่อหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่ต่างกัน โดยข้อสมมติของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์มีได้หลายรูปแบบ ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีข้อสมมติของค่าคงที่ละค่าสัมประสิทธิ์ต่างกัน แบ่งออกเป็นการประมาณค่าแบบ Fixed Effects, Random Effect และ Pooled Estimator ดังนี้

1) แบบจำลอง Fixed Effects Model

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

แบบจำลองที่ 1 สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์ (β) คงที่ แต่ค่าคงที่ (α) แตกต่างกันสำหรับหน่วยหรือช่วงเวลาที่ต่างกัน หรือเรียกว่า Least-Square Dummy Variable (LSDV)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Regression Model นั่นคือ ค่าคงที่ที่ประมาณได้จากสมการมีค่าแตกต่างกันสำหรับหน่วย i ที่ต่างกัน ได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 345-347)

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad (2.3)$$

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

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j d_{ij} + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.4)$$

โดยให้ $d_{ij} = 1$ ถ้า $i = j$

และ $d_{ij} = 0$ อื่นๆ

จากสมการที่ (2.4) จึงมีกลุ่มของตัวแปรหุ่นจำนวน N และค่าพารามิเตอร์ คือ $\alpha_1,\ldots,\alpha_n$ และ β ให้ y_{it} คือตัวแปรตาม X_{it} คือตัวแปรอิสระ และ ε_{it} คือค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่ง i = 1, 2, …, n และ t = 1, 2,…, T โดย D_{it} เป็นตัวแปรหุ่นของหน่วยที่ต่างกัน และ Dum_1, Dum_2,…, Dum_T เป็นตัวแปรหุ่นของช่วงเวลาที่ต่างกัน จากสมการที่ (2.2) สามารถเขียนแบบจำลองพาแนลได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \qquad (2.5)$$

ดังนั้น เขียนแบบจำลอง Fixed Effects Model ได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \qquad (2.6)$$

เมื่อพิจารณาถึงความแตกต่างกันของหน่วย เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \ldots + \alpha_n D_{ni} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \qquad (2.7)$$

ดังนั้น เมื่อพิจารณาความแตกต่างกันของช่วงเวลา เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \lambda_1 + \lambda_2 Dum_2 + \lambda_3 Dum_3 + \ldots + \lambda_n Dum_T + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \qquad (2.8)$$

แบบจำลองที่ 2 สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์คงที่ แต่ค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกันและช่วงเวลาที่ต่างกัน เขียนสมการได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + ... + \alpha_n D_{ni} + \lambda_1 + \lambda_2 Dum_2 + \lambda_3 Dum_3 + \ldots$$
$$+ \lambda_n Dum_T + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

แบบจำลองที่ 3 สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์และค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกัน เขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + ... + \alpha_n D_{ni} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + \gamma_{22}(D_{2i}X_{2it})$$
$$+ \gamma_{23}(D_{2i}X_{3it}) + \ldots + \gamma_{2k}(D_{2i}X_{kit}) + \gamma_{n2}(D_{ni}X_{2it})$$
$$+ \gamma_{n3}(D_{ni}X_{3it}) + \ldots + \gamma_{nk}(D_{ni}X_{kit}) + \varepsilon_{it} \quad (2.10)$$

แบบจำลองที่ 4 สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์และค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยที่ต่างกันและช่วงเวลาที่ต่างกัน

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + ... + \alpha_n D_{ni} + \lambda_1 + \lambda_2 Dum_2 + \ldots + \lambda_n Dum_T + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it}$$
$$+ \ldots + \beta_k X_{kit} + \gamma_{22}(D_{2i}X_{2it}) + \gamma_{23}(D_{2i}X_{3it}) + \ldots + \gamma_{2k}(D_{2i}X_{kit})$$
$$+ \gamma_{n2}(D_{ni}X_{2it}) + \gamma_{n3}(D_{ni}X_{3it}) + \ldots + \gamma_{n}(D_{ni}X_{2it}) + \gamma_{n+1}(D_{ni}X_{3it}) + \varepsilon_{it} \quad (2.11)$$

2) แบบจำลอง Random Effects Model

แบบจำลองนี้สมมติให้ในการวิเคราะห์สมการถดถอย มีปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อตัวแปรตามแต่ไม่ได้รวมอยู่กับตัวแปรถดถอย ซึ่งสามารถแสดงในรูปของค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error Term) ข้อสมมติที่ได้คือ α_i คือ ตัวแปรสุ่ม (Random Factors) ซึ่งเป็นอิสระและมีการกระจายในแต่ละหน่วย ดังนั้นสามารถเขียนแบบจำลอง Random Effects Model ได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 347-348)

$$y_{it} = \mu + \beta X'_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2) \quad \alpha_i \sim IID(0,\sigma_\alpha^2) \quad (2.12)$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการที่ (2.6) ให้ β_{1i} คือ ค่าคงที่ ซึ่งสมมติให้เป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นค่าเฉลี่ย β_1 และค่าคงที่ของแต่ละหน่วย เขียนได้ดังนี้ (Gujarati, 2003: 647-649)

$$\beta_{1i} = \beta_1 + u_i \qquad i = 1,\ldots, N \qquad (2.13)$$

ซึ่ง u_i คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_ε^2 ดังนั้นค่าคงที่ของแต่ละหน่วยคือ ค่าเฉลี่ย (β_1) และความแตกต่างของค่าคงที่ในแต่ละหน่วยเป็นผลมาจากค่าความคลาดเคลื่อน u_i แทนค่าสมการที่ (2.13) ในสมการที่ (2.6) จะได้

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + u_i + \varepsilon_{it}$$

$$= \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + w_{it} \qquad (2.14)$$

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

3) แบบจำลอง Pooled Estimator

เป็นการวิเคราะห์โดยสมมติให้ค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วยหรือประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างหน่วยหรือทุกประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา โดยมีแบบจำลองพื้นฐานเป็นสมการที่ (2.2) คือ

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.15)$$

เนื่องจากข้อมูลพาแนลส่วนใหญ่มีลักษณะเป็นข้อมูลพาแนลแบบไม่นิ่ง (Nonstationary Panel data) เพราะในการศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) ซึ่งโดยทั่วไปแล้วมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) เนื่องจากค่าเฉลี่ย (Means) และค่าความแปรปรวน (Variance) จะมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และเมื่อนำไปทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS) อาจเกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) ทำให้ได้ค่าสถิติที่ขาดความน่าเชื่อถือและไม่มีประสิทธิภาพ ดังนั้นก่อนนำข้อมูลพาแนลแบบไม่นิ่ง ซึ่งประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลามาทดสอบ จึงได้นำเอาวิธีการและแนวคิดจากการวิเคราะห์อนุกรมเวลามาใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนลที่ต้องให้ความสำคัญกับความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) และการทดสอบ Cointegration ทำได้ด้วยการทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests) และการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือที่เรียกว่าการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Tests) โดยการประมาณค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชัน

2.1.3.2 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests)

การศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลพาแนล (Panel Unit Root Tests) เสียก่อน ในกรณีที่ข้อมูลพาแนลมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary Panel Data) สามารถทดสอบได้หลายวิธีด้วยการพิจารณาสมการ AR (1) ของข้อมูลพาแนล ดังนี้

$$Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + X'_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (2.16)$$

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

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

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

ρ_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ Autoregressive

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

จากสมการข้างต้น ถ้าหาก $|\rho_i| < 1$ แสดงว่า Y_{it} ไม่มียูนิทรูท หรือข้อมูลพาแนลมีความนิ่ง แต่ถ้าหาก $|\rho_i| = 1$ แสดงว่า Y_{it} มียูนิทรูท หรือข้อมูลพาแนลไม่นิ่ง

สำหรับสมมติฐานของค่า ρ_i สามารถแบ่งออกได้เป็น 2 สมมติฐาน คือ

สมมติฐานแรก กำหนดให้ $\rho = \rho_i$ สำหรับทุก i หรือทุกหน่วยภาคตัดขวางจะใช้การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC Test), วิธี Breitung Test และวิธี Hadri Test ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process)

สมมติฐานสอง กำหนดให้ ρ_i ของแต่ละหน่วย i หรือแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเป็นอิสระต่อกัน จะใช้การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS Test) และวิธี Fisher-Type โดยจะใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Process)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

• การทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process)

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

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

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \qquad (2.17)$$

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

y_{it} คือ ข้อมูลพาแนล (Panel Data)

α คือ $\rho - 1$

p_i คือ จำนวน Lag Order สำหรับพจน์ผลต่าง (Difference Terms)

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

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$H_0 : \alpha = 0$ ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

$H_1 : \alpha < 0$ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

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

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

สมการแรก เมื่อหาค่า $\Delta \bar{y}_{it}$ จาก Δy_{it} จากการแก้ปัญหาอัตสหสัมพันธ์ (Autoregression) จากสมการที่ (2.17) แล้วเขียนสมการใหม่ได้ ดังนี้

$$\Delta \bar{y}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it}\hat{\delta} \qquad (2.18)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

$$\Delta\bar{y}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j} + X'_{it}\dot{\delta} \qquad (2.19)$$

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

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \left(\Delta\bar{y}_{it} \,/\, s_i\right) \qquad (2.20)$$

$$\tilde{y}_{it-1} = \left(\bar{y}_{it-1} \,/\, s_i\right) \qquad (2.21)$$

โดย s_i คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ที่ได้จากการประมาณค่า ADF แต่ละค่าในสมการที่ (2.17)

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α หาได้จากสมการ ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \alpha\tilde{y}_{it-1} + \eta_{it} \qquad (2.22)$$

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

$$t^*_{\alpha} = \frac{t_{\alpha} - (N\tilde{T})S_N\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.23)$$

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

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

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

และ $$\tilde{T} = T - \left(\sum_i P_i / N\right) - 1 \qquad (2.24)$$

S_N คือ อัตราส่วนค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Average Standard Deviation Ratio) ซึ่งเป็นค่าเฉลี่ยส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางซึ่งประมาณค่าด้วยวิธี Kernel

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

2) วิธี Breitung Test (2000)

วิธีการนี้ถ้าพิจารณาในเบื้องต้นแล้ว จะมีวิธีการทดสอบพาแนลยูนิทรูทเช่นเดียวกับวิธี LLC Test แต่มีข้อแตกต่างคือ มีเฉพาะส่วนของอัตถดถอย (Autoregression Portion) และไม่มีส่วนของตัวแปรภายนอก ที่ถูกเอาออกในการหาค่าตัวแทน (Proxies) โดยทำได้ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \left(\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j}\right) / s_i \qquad (2.25)$$

$$\tilde{y}_{it-1} = \left(y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j}\right) / s_i \qquad (2.26)$$

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

$$\Delta y_{it}^{*} = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}}\left(\Delta\tilde{y}_{it} - \frac{\Delta\tilde{y}_{it+1} + \cdots + \Delta\tilde{y}_{it+T}}{T-t}\right) \qquad (2.27)$$

$$y_{it-1}^{*} = \tilde{y}_{it-1} - c_{it} \qquad (2.28)$$

โดย $c_{it} = \begin{cases} 0 & \text{ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้ม} \\ \tilde{y}_{i1} & \text{มีค่าคงที่ แต่ไม่มีแนวโน้ม} \\ \tilde{y}_{i1} - \left(t-1 / T\right)\tilde{y}_{iT} & \text{มีทั้งจุดตัดและแนวโน้ม} \end{cases}$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ α สามารถหาได้จากสมการตัวแทน

$$\Delta y_{it}^{*} = \alpha y_{it-1}^{*} + \upsilon_{it} \qquad (2.29)$$

ภายใต้สมมติฐานหลัก ผลจากการประมาณค่า α^{*} มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}\left(y_{it-1}^{*}\right)^2\right]^{-\frac{1}{2}}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}\left(\Delta y_{it}^{*}\right)\left(y_{it-1}^{*}\right)\right)\right] \qquad (2.30)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

หรือ $$B_{nT} = \left[B_{2nT}\right]^{-\frac{1}{2}} B_{1nT} \quad (2.31)$$

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

B_{nT} คือ ค่าสถิติ t-Statistic ของBreitung

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

3) วิธี Hadri Test (2000)

การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Hadri Test มีสมมติฐานหลัก คือ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท โดยทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือหรือส่วนที่ตกค้าง (Residual) จากสมการถดถอย OLS (OLS Regression) ของ y_{it} ที่คงที่ (Constant) หรือคงที่ และมีแนวโน้ม (Trend)

จาก $$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (2.32)$$

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

δ_i คือ ค่าคงที่ (Constant)

η_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ t หรือแนวโน้ม (Trend)

ε_{it} คือ ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (Residual)

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

$$LM_1 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2\right) / \bar{f}_0\right) \quad (2.33)$$

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

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{it} \quad (2.34)$$

และ $\bar{f}_0$ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^{N} f_{i0} / N \quad (2.35)$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$LM_2 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right) \qquad (2.36)$$

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

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z-Statistic ซึ่งเขียนได้ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}\,(LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.37)$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลพาแนล

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

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

ถ้าค่าสถิติ Z – Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท แต่ถ้า Z – Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

• การทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Process)

จะเป็นการทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS Test) และวิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ ADF และ PP-Tests เป็นการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง ดังนั้น ρ_i ของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจึงมีค่าต่างกัน ซึ่งการทดสอบด้วยวิธีดังกล่าวจะเป็นการรวมผลการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง เพื่อใช้เป็นผลการทดสอบพาแนลยูนิทรูท โดยรายละเอียดของการทดสอบแต่ละวิธี มีดังนี้

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

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

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \qquad (2.38)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

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

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

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ t-Statistic สำหรับ α_i คือ

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{t=1}^{N} t_{iT}\left(p_i\right)\right) / N \qquad (2.39)$$

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

$$W_{\bar{t}_{NT}} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E\left(\bar{t}_{iT}\left(p_i\right)\right)\right)}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var\left(\bar{t}_{iT}\left(p_i\right)\right)}} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.40)$$

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

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

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

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

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

$$P_\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} \log_e \pi_i \rightarrow \chi^2 2N \qquad (2.41)$$

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

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln\left(p_i\right) \qquad (2.42)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \emptyset^{-1} (p_i) \qquad (2.43)$$

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

$$H_0 : \rho_i = 1 \qquad \text{ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท}$$

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

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

เมื่อทำการทดสอบ Panel Unit Root ของตัวแปรแต่ละตัวโดยใช้วิธีทดสอบทุกวิธีดังที่กล่าวมาแล้วนั้น จึงทำการพิจารณาเปรียบเทียบผลการทดสอบของแต่ละวิธี ซึ่งจะใช้การทดสอบ Panel Unit Root จากวิธีที่ให้ผลจากการทดสอบที่ดีที่สุด มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Order of Integration) อันดับเดียวกัน คือ อันดับที่ 1 หรือ I(1) ทั้งนี้เพื่อนำผลที่ได้ไปทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในระยะยาวด้วยแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration) ต่อไป

2.1.3.3 การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test)

การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test) ในการศึกษาครั้งนี้จะทำการทดสอบด้วยวิธี Pedroni Test ซึ่งมีรายละเอียด ดังนี้

วิธี Pedroni Test (1999, 2001, 2004)

Pedroni ได้เสนอวิธีการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันที่มีพื้นฐานมาจากการทดสอบโคอินทิเกรชัน (Cointegration) ของ Engle-Granger ซึ่งวิธีการทดสอบของ Pedroni จะกำหนดให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีค่าคงที่ (Intercept) และแนวโน้ม (Trend) ที่แตกต่างกัน (Heterogeneous) โดยพิจารณาได้จากสมการถดถอย ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{1i,t} + \beta_{2i} X_{2i,t} + \ldots + \beta_{ki} x_{ki,t} + e_{i,t} \qquad (2.44)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

$k = 1, 2,\ldots, K$ คือ ตัวแปรถดถอย

สมมติให้ y_{it} และ $X_{ki,t}$ มี Order of Integration = 1 หรือ I(1) สำหรับแต่ละหน่วย i และค่าสัมประสิทธิ์ $\beta_{1i}, \beta_{2i},\ldots,\beta_{ki}$ ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยจะแตกต่างกัน สำหรับค่าพารามิเตอร์ α_i คือผลกระทบของภาคตัดขวางแต่ละหน่วย (Individual Effect) ซึ่งแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจะมีความแตกต่างกัน ส่วน $\delta_i t$ คือผลกระทบจากแนวโน้ม (Trend Effect) ซึ่งแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจะมีความแตกต่างกัน หรืออาจจะกำหนดให้ไม่มีผลกระทบจากแนวโน้ม

ภายใต้สมมติฐานหลัก H_0: ไม่มีโคอินทิเกรชัน ส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือ (Residual) $e_{i,t}$ ซึ่งได้จากการถดถอยสมการที่ (2.44) จะเป็น I(1) และทดสอบได้จากสมการ ดังนี้

$$e_{i,t} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \qquad (2.45)$$

หรือ $$e_{i,t} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \qquad (2.46)$$

สำหรับข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย มีหลายวิธีในการสร้างค่าสถิติเพื่อทดสอบสมมติฐานหลัก และมีสมมติฐานรอง 2 แบบที่แตกต่างกัน โดยในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน $(\rho_i = 1)$

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

สมมติฐานในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน ในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน $(\rho_i = 1)$

H_1 : มีโคอินทิเกรชัน $\rho_i < 1$ สำหรับทุก i

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบโคอินทิเกรชัน คือ $\aleph_{N,T}$ ซึ่งได้จากส่วนตกค้างจากสมการที่ (2.45) หรือ (2.46) ซึ่งจะได้ค่าสถิติทั้งหมด 7 ค่า เพื่อใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก ได้แก่ (Pedroni, 1999)

1. ค่าสถิติ Panel ν - Statistic คือ

$$T^2N^{\frac{3}{2}}Z\hat{\nu}_{N,T} \equiv T^2N^{\frac{3}{2}}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1} \qquad (2.47)$$

2. ค่าสถิติ Panel ρ - Statistic คือ

$$T\sqrt{N}Z\hat{\rho}_{N,T} \equiv T\sqrt{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \qquad (2.48)$$

3. ค่าสถิติ Panel pp - Statistic คือ

$$Zt_{N,T} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^2\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \qquad (2.49)$$

4. ค่าสถิติ Panel ADF - Statistic คือ

$$\tilde{Z}^*t_{N,T} \equiv \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{L}_{1/i}^{-2}\hat{e}^*_{i,t-1}\Delta\hat{e}^*_{i,t} \qquad (2.50)$$

5. ค่าสถิติ Group ρ - Statistic คือ

$$TN^{-1/2}\tilde{Z}\hat{\rho}_{N,T-1} \equiv TN^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1}\sum_{t=1}^{T}(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \qquad (2.51)$$

6. ค่าสถิติ Group pp - Statistic คือ

$$N^{-1/2}\tilde{Z}t_{N,T} \equiv N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\sigma}_i^2\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \qquad (2.52)$$

7. ค่าสถิติ Group ADF - Statistic คือ

$$N^{-1/2}\tilde{Z}^*t_{N,T} \equiv N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{s}_{N,T}^{*2}\hat{e}_{i,t-1}^{*2}\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}^*_{i,t-1}\Delta\hat{e}^*_{i,t} \qquad (2.53)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ซึ่งค่าสถิติพื้นฐานที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.54)$$

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

โดยค่าสถิติ Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน ซึ่งเป็นการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน หรือ Within Dimension และค่าสถิติ Group Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก ในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน ซึ่งเป็นการทดสอบ Group Mean Panel Cointegration Tests หรือ Between Dimension

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

2.1.3.4 การทดสอบสมการพาแนล (Panel Equation Testing)

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

1) วิธี Hausman Test

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

H_0 : Random Effects

H_1 : Fixed Effects

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

2) วิธี Redundant Fixed Effects Test

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

$$F = \frac{y'MD(D'MD) - D'My / (p - r)}{y'Gy / [NT - (\tilde{k} + p - r)]} \qquad (2.66)$$

โดยมีสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : No Fixed Effects

H_1 : Fixed Effects

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

2.1.3.5 การประมาณค่าแบบจำลองพาแนล (Panel Estimation)

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

1. การประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS)

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = X'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + u_{it} \quad (2.67)$$

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

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \tilde{X}'_{it}\tilde{X}_{it} \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \tilde{X}'_{it}\tilde{y}_{it} \right] \quad (2.68)$$

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

$\tilde{X}_{it}$ คือ ตัวแปร Exogeneous Variable ของแบบจำลอง โดยเท่ากับ $X_{it} - \bar{X}_{it}$

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

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

2. การประมาณค่าแบบวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS)

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

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik}\Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (2.69)$$

สามารถประมาณค่า β จากสมการ DOLS ได้ดังนี้

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it} z_{it}^{*} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it}\tilde{y}_{it} \right) \right] \quad (2.70)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

z_{it} คือ $2(K + 1) \times 1$

$\tilde{y}_{it}$ คือ $y_{it} - \bar{y}_{it}$

นอกจากนี้ยังใช้วิธีการประมาณค่าแบบโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) เพื่อการประมาณค่าแบบจำลองให้มีประสิทธิภาพยิ่งขึ้น

3. การประมาณค่าแบบโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM)

Hansen (1982) ได้เสนอวิธีการประมาณค่าแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Generalized Method of Moments (GMM) ซึ่งเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองโดยตรงจากเงื่อนไขโมเมนต์ (Moment Conditions) ซึ่งใส่เข้ามาในแบบจำลอง เงื่อนไขเหล่านี้สามารถที่จะมีลักษณะเชิงเส้นในพารามิเตอร์ (Linear in Parameter) ได้ แต่บ่อยครั้งที่จะมีลักษณะไม่เป็นแบบเชิงเส้น (Nonlinear in Parameter) และเพื่อที่จะทำให้เราสามารถหาค่าพารามิเตอร์ได้ จำนวนของเงื่อนไขโมเมนต์อย่างน้อยที่สุดควรจะเท่ากับจำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547) การประมาณค่าแบบ GMM มีรูปแบบพื้นฐานมาจากสมการ (2.69) สามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta'(X_{it} - X_{it-1}) + \gamma'(z_{it} - z_{it-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \qquad (2.71)$$

โดย $i = 1, 2, \ldots, n$

$t = 2, \ldots, T_i$

อย่างไรก็ตามจากสมการที่ (2.71) จะมีความเอนเอียง (bias) เพิ่มขึ้นถ้า $y_{it-1} - y_{it-2}$ มีความสัมพันธ์กับ error term $(u_{it} - u_{it-1})$ การประมาณค่า OLS แบบ Dynamic Panel จะมีความเหมาะสมมากกว่า

แต่ถ้ามีการใช้เครื่องมือ (Instrument) ที่ถูกต้อง การประมาณวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) จะมีประสิทธิภาพและมีความเหมาะสมในการใช้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประมาณค่าสมการ โดยทั่วไปจะมีการใส่ค่าความล่าช้า (lag) ของตัวแปรตามสองช่วงเวลา ที่ y_{it-2} นั้นจะไม่มีความสัมพันธ์กับ $(u_{it} - u_{it-1})$ ดังนั้น ค่าของ $y_{it-k}, k \geq 2$ จึงเป็นเครื่องมือ (Instrument) ที่ถูกต้อง

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่กี่ยวข้อง

ภาณุพันธุ์ จิตศักดานนท์ (2546) ได้ศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อการส่งออกสินค้าอัญมณีและเครื่องประดับไทยไปประเทศญี่ปุ่น ซึ่งได้ศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลและส่งผลต่อการส่งออกสินค้าอัญมณีและเครื่องประดับของไทยที่ส่งออกไปยังประเทศญี่ปุ่น โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดอย่างง่าย (Ordinary Least Squares, OLS) และทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรโดยการทดสอบ Cointegration และ Error Correction ของ Johansen and Juselius ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลแบบรายเดือน ระหว่าง มกราคมค.ศ.1998 ถึงธันวาคม ค.ศ. 2002 จากผลการศึกษาความสัมพันธ์ในระยะสั้นและระยะยาว ของการส่งออกสินค้าอัญมณีและเครื่องประดับจากไทยไปประเทศญี่ปุ่น โดยใช้แบบจำลองการนำเข้าอัญมณีของญี่ปุ่นจากไทย 5 ประเภท ได้แก่ การนำเข้าเพชร การนำเข้าทับทิม ไพลิน มรกต การนำเข้าพลอย การนำเข้าเครื่องประดับทองคำขาว และการนำเข้าเครื่องประดับทองคำ ผลการศึกษาพบว่าทุกแบบจำลองมีความสัมพันธ์ทั้งในระยะสั้นและระยะยาวกับตัวแปรราคาของอัญมณีแต่ละประเภท ส่วนการศึกษาโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดอย่างง่าย(Ordinary Least Squares, OLS) พบว่าความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าเพชร ความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าเครื่องประดับทองคำขาว และความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าเครื่องประดับทองคำต่อราคาและรายได้นั้นมีเพียงตัวแปรรายได้เท่านั้นที่มีสัมประสิทธิ์ของความยืดหยุ่นเป็นไปตามทฤษฎี อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าทับทิม ไพลิน มรกต และความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าพลอยต่อราคาและรายได้ พบว่าทั้งราคาและรายได้ มีสัมประสิทธิ์ของความยืดหยุ่นเป็นไปตามทฤษฎีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

จิราลักษณ์ จึงเลิศศิริ (2552) ได้ศึกษาการวิเคราะห์การส่งออกของอุตสาหกรรมอัญมณีและเครื่องประดับของไทยในตลาดสหรัฐอเมริกา มูลค่าการนำเข้าส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับไทย ปี 2543-2549 ด้วยดัชนีความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบที่ปรากฏ (RCA) พบว่า เพชรเจียระไนไม่มีความสามารถในการแข่งขัน ในขณะที่เครื่องประดับแท้ที่ทำด้วยเงินและทอง มีความสามารถในการแข่งขัน สาเหตุที่สำคัญอาจมาจากไม่มีแหล่งผลิตเพชรในประเทศไทย ต้องนำเข้าเพชรจากต่างประเทศทั้งหมด นอกจากนี้การส่งออกเพชรเจียระไนของไทยยังมีส่วนแบ่งตลาดค่อนข้างน้อย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เมื่อเปรียบเทียบกับตลาดการค้าเพชรเจียระไนซึ่งเป็นศูนย์กลางการค้าเพชรที่ใหญ่ของโลก เบลเยียม อเมริกา, อิสราเอล และอินเดีย จึงอาจส่งผลทำให้เพชรเจียระไนของไทยไม่มีความสามารถในการแข่งขันการส่งออกในตลาดสหรัฐอเมริกา

ผลการศึกษาปัจจัยที่กำหนดอุปสงค์การส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับทั้ง 3 ประเภท ได้แก่ เครื่องประดับแท้ทำด้วยทอง เพชรเจียระไน และเครื่องประดับแท้ทำด้วยเงิน พบว่า ปัจจัยที่สำคัญ ซึ่งได้แก่ ราคาส่งออกของไทย และรายได้ประชาชาติของประเทศสหรัฐอเมริกา โดยสินค้าส่งออกทั้ง 3 ประเภทนี้ มีค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกต่อราคาใกล้เคียงกับ 1 ซึ่งแสดงให้เห็นว่า การปรับเปลี่ยนด้านราคาคือเพิ่มหรือลดราคาไม่มีผลต่อการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับทั้ง 3 ประเภท ในขณะที่ความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อรายได้มีค่าสูงมาก ซึ่งแสดงให้เห็นชัดเจนว่า เป็นสินค้าฟุ่มเฟือยในสหรัฐอเมริกา จากการเปรียบเทียบค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกต่อราคากับความยืดหยุ่นของอุปสงค์การส่งออกต่อรายได้ พบว่า เครื่องประดับแท้ทำด้วยทอง เพชรเจียระไน และเครื่องประดับแท้ทำด้วยเงิน มีค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อรายได้มากกว่าค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อราคาอย่างมาก แสดงให้เห็นว่า การเปลี่ยนแปลงของรายได้มีผลต่อการส่งออกมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของราคา

ศิริพร อภิจรรยาธรรม (2552) ได้ศึกษาปัจจัยที่มีผลกระทบต่อการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับของประเทศไทย ซึ่งได้ศึกษาสถานการณ์ทั่วไปและตลาดส่งออกสำคัญของการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับของประเทศไทย รวมทั้งเพื่อศึกษาปัจจัยที่มีผลกระทบต่อการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับของประเทศไทย พบว่ามูลค่าการส่งออกในปี พ.ศ.2551 ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อการส่งออกเครื่องประดับแท้ของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาและการส่งออกเพชรของประเทศไทยไปยังประเทศเบลเยียม ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิในช่วงระยะเวลาปี พ.ศ.2545 ถึง ปี พ.ศ.2552 (ไตรมาสสอง) ลักษณะรายไตรมาส โดยแบบจำลองสมการถดถอยเชิงพหุ ด้วยวิธียกกำลังสองน้อยที่สุดแบบธรรมดา (OLS) ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรและแสดงความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณการส่งออกเครื่องประดับแท้ของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาและการส่งออกเพชรของประเทศไทยไปยังประเทศเบลเยียม กับปัจจัยทางด้านราคาส่งออกเครื่องประดับแท้ของประเทศไทยฯและราคาส่งออกเพชรของประเทศไทยฯ ปัจจัยทางด้านอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกาและสกุลเงินยูโร ผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐอเมริกาและประเทศเบลเยียม

ผลการศึกษาพบว่า สถานการณ์การส่งออกเครื่องประดับแท้ของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกามีมูลค่าการส่งออกที่ลดลง และตลาดส่งออกเครื่องประดับแท้ของประเทศไทยที่สำคัญ คือประเทศสหรัฐอเมริกา ฮ่องกง และสหราชอาณาจักร จากการศึกษาปัจจัยที่มีผลกระทบต่อ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การส่งออกเครื่องประดับแท้ของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา พบว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศสหรัฐอเมริกา (GDP USA) มีค่าความยืดหยุ่นที่สุดรองลงมาคืออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐอเมริกา (ERUSA) และราคาส่งออกเครื่องประดับแท้ของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (PJ) โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ 7.897574, 2.376498 และ -1.007929 ตามลำดับ สถานการณ์การส่งออกเพชรของประเทศไทยไปยังประเทศเบลเยียมมีมูลค่าการส่งออกที่ลดลง และตลาดส่งออกเพชรที่สำคัญของประเทศไทย คือ ประเทศเบลเยียม ฮ่องกง และอิสราเอล จากการศึกษาปัจจัยที่มีผลกระทบต่อการส่งออกเพชรของประเทศไทยไปยังประเทศเบลเยียม พบว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศเบลเยียม (GDPBEL) มีค่าความยืดหยุ่นมากที่สุด รองลงมาคืออัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทต่อเงินยูโร (ERBEL) และราคาส่งออกเพชรของประเทศไทยไปยังประเทศเบลเยียม (PD) โดยมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ 1.281595,1.220362 และ -0.958692 ตามลำดับ

ชนัญชิดา ศรีสกุล (2553) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบปัจจัยที่มีผลต่อการส่งออกของไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาและกลุ่มประเทศบริค โดยวิธีโคอินทิเกรชัน โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการส่งออกของประเทศไทยไปกลุ่มประเทศบริค ได้แก่ บราซิล รัสเซีย อินเดีย จีน และสหรัฐอเมริกา รวมถึงการศึกษาหาความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าการส่งออกของประเทศไทยไปต่างประเทศกับอัตราแลกเปลี่ยนของต่างประเทศเทียบกับประเทศไทย ดัชนีราคาผู้บริโภคในประเทศและต่างประเทศโดยเปรียบเทียบ และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมในประเทศไทยและต่างประเทศโดยเปรียบเทียบ โดยได้นำวิธีโคอินทิเกรชันและแบบจำลองเอเรอร์คอร์เรคชันมาประยุกต์ใช้กับแบบจำลองในการหาความสัมพันธ์ของมูลค่าการส่งออก สำหรับข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่เดือนกุมภาพันธ์ 2539 ถึงธันวาคม 2551 ผลการวิจัยพบว่าจากการศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อมูลค่าการส่งออกของสินค้าไทยไปสู่ต่างประเทศ และการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าการส่งออกของสินค้าไทยไปสู่ต่างประเทศกับอัตราแลกเปลี่ยนของต่างประเทศเทียบกับประเทศไทย ดัชนีราคาผู้บริโภคในประเทศและต่างประเทศโดยเปรียบเทียบ และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมในประเทศไทยและต่างประเทศโดยเปรียบเทียบ โดยแบ่งการทดสอบเป็น 5 ประเทศ ได้แก่ ไทยต่อบราซิล ไทยต่อรัสเซีย ไทยต่ออินเดีย ไทยต่อจีน และไทยต่อสหรัฐฯ พบว่าทุกๆกรณีตัวแปรทุกตัวที่ใช้ในการทดสอบมีลักษณะไม่นิ่ง และในระยะยาวอัตราแลกเปลี่ยนของต่างประเทศเทียบกับประเทศไทย ดัชนีราคาผู้บริโภคในประเทศและต่างประเทศโดยเปรียบเทียบ และดัชนีผลผลิตอุตสาหกรรมในประเทศไทยแลต่างประเทศโดยเปรียบเทียบ ต่างมีความสัมพันธ์กับมูลค่าการส่งออกของสินค้าไทยไปสู่ต่างประเทศอย่างมีนัยสำคัญ โดยส่วนเบี่ยงเบนออกไปนั้นจะมีค่าลดลงเรื่อยๆในแต่ละช่วงเวลา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

วรรณิสา นันทลักษณ์ (2553) ได้ศึกษาผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่มีต่อดุลการค้าระหว่างประเทศสาธารณรัฐประชาชนจีนกับประเทศในกลุ่มอนุภูมิภาคลุ่มแม่น้ำโขง โดยใช้ข้อมูลแบบพาแนล ใช้ข้อมูลทุติยภูมิเป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ของปี ค.ศ.2000 ถึงไตรมาสที่ 2 ของปีค.ศ.2009 แล้วนำข้อมูลมาทดสอบตามแบบจำลองเศรษฐมิติด้วยวิธี Panel cointegration เพื่อวิเคราะห์หาผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อดุลการค้า นอกจากนี้ยังใช้เทคนิค Fully modified ordinary least square หรือ FMOLS เพื่อนำมาพิจารณาถึงความสัมพันธ์รายประเทศและความสัมพันธ์ในแบบกลุ่มอีกด้วย จากการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว พบว่า ทุกประเทศในกลุ่มอนุภูมิภาคลุ่มแม่น้ำโขง มีความสัมพันธ์เกิดขึ้นระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงกับดุลการค้าที่ทำการค้ากับประเทศจีน กล่าวคือเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเปลี่ยนแปลงไป จะส่งผลให้ดุลการค้าเปลี่ยนแปลงเช่นกัน ส่วนการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ประเทศที่อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้ามีความสัมพันธ์กัน ได้แก่ ประเทศลาว พม่า ไทย และเวียดนาม โดยประเทศกัมพูชาเป็นประเทศเดียวที่อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้าไม่มีความสัมพันธ์กัน ในด้านความสัมพันธ์ในแบบกลุ่มในระยะยาวนั้นพบว่ากลุ่มประเทศอนุภูมิภาคลุ่มแม่น้ำโขงกับประเทศจีนนั้น มีความสัมพันธ์กันระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและดุลการค้า

Ludo Cuyvers et al. (2000) ศึกษาความสามารถในการแข่งขันของธุรกิจอัญมณี เพชรและเครื่องประดับเปรียบเทียบระหว่างประเทศไทยและประเทศเบลเยียม โดยได้เก็บข้อมูลจากบริษัทส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับไทย จำนวน 260 บริษัท และ 238 บริษัทในประเทศไทย โดยการใช้แบบสอบถามทางจดหมายและสอบถามทางโทรศัพท์ ซึ่งได้รับการตอบกลับจากบริษัทส่งออกของไทยเพียง 71 บริษัท (27%) และจากบริษัทส่งออกในเบลเยียม 55 บริษัท (23%) แล้วจึงนำข้อมูลที่ได้มาวิเคราะห์สมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS) เพื่อศึกษาอิทธิพลของปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับของประเทศไทยและเบลเยียม ซึ่งมีปัจจัยทั้งทางด้านการบริหารงานและการตลาดของบริษัท เช่น การออกแบบเครื่องประดับ คุณภาพ ความหลากหลาย เทคโนโลยีการผลิต ราคา รายการส่งเสริมการขาย การบริการ สถานภาพการเงิน เป็นต้น ผลการศึกษาพบว่า ปัจจัยทางด้านการออกแบบ ราคา คุณภาพ เทคโนโลยีการผลิต ระยะเวลาส่งของ และรายการส่งเสริมการขาย เป็นตัวแปรที่ส่งผลกระทบต่อความสามารถในการส่งออกของประเทไทยอย่างมีนัยสำคัญ ส่วนบริษัทส่งออกของประเทศเบลเยียมไม่มีตัวแปรใดสามารถอธิบายความสามารถในการส่งออกได้ ซึ่งได้สรุปว่าประเทศไทยมีความสามารถในการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับได้มากกว่าประเทศเบลเยียม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved