บทที่ 2
กรอบแนวคิดทางทฤษฎี เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 กรอบแนวคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์กับอัตราแลกเปลี่ยนบางประเทศในกลุ่ม G20 มีกรอบแนวคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวข้องดังนี้

2.1.1 แนวคิดแบบดังเดิม (Traditional Approach)

Aggarwal (1981) ได้เสนอแนวคิดที่ว่า การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ จะทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหลักทรัพย์ โดยที่การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศจะส่งผลต่อการดำเนินงานด้านต่างประเทศและส่งผลต่อผลประกอบการของบริษัทในที่สุด สามารถอธิบายได้คือ ในกรณีที่อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศลดลงจะทำให้บริษัทผู้นำเข้ามีกำไรเพิ่มขึ้นแต่บริษัทผู้ส่งออกมีกำไรลดลง ในทิศทางตรงกันข้ามถ้าหากอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ เพิ่มสูงขึ้นจะทำให้บริษัทผู้นำเข้ามีกำไรลดลง แต่ผู้ส่งออกมีกำไรเพิ่มขึ้น ทำให้เกิดการซื้อขายหลักทรัพย์และผลของการซื้อขายรวมนั้นจะทำให้ดัชนีหลักทรัพย์เพิ่มขึ้นหรือลดลงได้ ทั้งนี้ขึ้นอยู่กับว่าตลาดหลักทรัพย์นั้นมีบริษัทที่เข้ามาจดทะเบียนดำเนินธุรกิจในด้านการส่งออกหรือนำเข้ามากกว่ากัน (ชนานุช จันทรา, 2552)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

อัตราแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบต่อตลาดหลักทรัพย์ได้หลายทางดังนี้

1) ผลจากการลดลงของค่าเงินที่จะส่งผลให้ราคาหลักทรัพย์ลดต่ำลงอันเนื่องมาจากการคาดหวังอัตราเงินเฟ้อ (Ajayi and Mougoue, 1996)

$$RER = E \times \frac{P^*}{P} \qquad (2.1)$$

โดยที่ RER คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Exchange Rate)

E คือ อัตราแลกเปลี่ยน

P^* คือ ราคาสินค้าต่างประเทศ

P คือ ราคาสินค้าในประเทศ

ในระยะสั้นเมื่ออัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate) เพิ่มสูงขึ้นอย่างสม่ำเสมอ ทำให้สัดส่วนราคาสินค้าต่างประเทศต่อราคาสินค้าในประเทศลดลงจนเข้าสู่ระดับดุลยภาพในระยาว ซึ่งอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินและอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงมีค่าเท่ากัน (เมื่อ $P^* = P$ แล้วจะทำให้ $RER = E$ ในสมการ 2.1) การลดลงของอัตราส่วน P^*/P แสดงว่าราคาสินค้าในประเทศสูงขึ้น ดังนั้นการอ่อนค่าลงของอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินจะส่งผลให้เกิดการคาดการณ์ ผลกระทบที่เกิดจากอัตราเงินเฟ้อในอนาคตซึ่งการเกิดเงินเฟ้อนั้นส่งผลในแง่ลบต่อตลาดหลักทรัพย์ เนื่องจากทำให้เกิดการจำกัดการใช้จ่ายของผู้บริโภคซึ่งในที่สุดก็จะส่งผลกระทบต่อรายได้ของบริษัททำให้ลดลงนั่นเอง

2) นักลงทุนต่างชาติไม่นิยมถือหุ้นในสกุลเงินที่อ่อนค่าและมักมีแนวโน้มว่าจะถอนการลงทุนออกไป ถ้านักลงทุนต่างชาติเหล่านั้นเทขายหุ้นก็จะทำให้ราคาหลักทรัพย์ตกลงในที่สุด

3) ผลกระทบจากการอ่อนค่าของอัตราแลกเปลี่ยนจะส่งผลต่อแต่ละบริษัทแตกต่างกันขึ้นอยู่กับปริมาณการส่งออกหรือนำเข้าสินค้าในแต่ละบริษัท การที่เจ้าของบริษัทเป็นชาวต่างชาติและไม่มีการป้องกันความเสี่ยงจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เมื่อค่าเงินภายในประเทศอ่อนค่าส่งผลให้บริษัทที่เน้นการนำเข้าสินค้าได้รับความเดือดร้อนจากต้นทุนที่เพิ่มสูงขึ้น ในขณะที่ผลตอบแทนที่ได้ลดลง ส่งผลให้ราคาหลักทรัพย์ของบริษัทนั้นราคาลดต่ำลงเช่นกัน ส่วนบริษัทต่างชาติที่มีบริษัทแม่อยู่ในสหรัฐฯ จะได้รับผลตอบแทนที่เพิ่มสูงขึ้นเมื่อค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ อ่อนค่าลง เนื่องจากรายที่ได้เพิ่มขึ้นเมื่อเปลี่ยนกลับเป็นเงินดอลลาร์สหรัฐฯ แต่ในบริษัทที่มีการป้องกันความเสี่ยงจากอัตราแลกเปลี่ยนนั้น จะไม่ได้รับผลกระทบจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนดังนั้นผลตอบแทนและราคาหลักทรัพย์จึงไม่ได้รับผลกระทบเช่นกัน สำหรับตลาดหลักทรัพย์ที่มีบริษัทสมาชิกหลากหลายรูปแบบจะต้องมีการดูแลในเรื่องของการตอบสนองอย่างมีเงื่อนงำในการลดค่าลงของเงิน

4) ในระดับเศรษฐศาสตร์มหภาค การลดลงของค่าเงินจะกระตุ้นอุตสาหกรรมการส่งออก ในขณะเดียวกันจะทำให้การนำเข้าลดลง ส่งผลดีต่อการผลิตภายในประเทศ ซึ่งการเพิ่มขึ้นของผลผลิตภายในประเทศจะเป็นตัวชี้วัดความเฟื่องฟูของเศรษฐกิจจากผู้ลงทุนและแนวโน้มการส่งเสริมราคาหลักทรัพย์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากที่ได้กล่าวมาทั้งหมดพบว่าผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยน ที่มีต่อราคาหลักทรัพย์นั้นไม่ได้ข้อสรุปที่แน่ชัด เนื่องจากมีความสัมพันธ์กันทั้งในทางบวกและลบอ้างอิงจากผลการศึกษาของ Ajayi and Mougoue (1996) สมมติว่าความเชื่อมโยงในทางลบนั้นจะเกิดขึ้นก่อนในระยะสั้น การคาดการณ์ของนักลงทุนจะมีผลต่อตลาดหลักทรัพย์มากกว่าที่จะมีต่อระบบเศรษฐกิจ

จากที่กล่าวมาข้างต้นสามารถระบุปัจจัยที่มีผลกระทบต่อตลาดลักทรัพย์ (Ditrova, 2005) ได้ดังนี้

$$SP = f\left(Y, INF, E\right) \tag{2.2}$$

เมื่อ Y คือ ผลผลิตภายในประเทศ

INF คือ อัตราเงินเฟ้อ

E คือ อัตราแลกเปลี่ยน (Dimitrova, 2005)

และเมื่ออ้างจากพื้นฐานเค้าโครงทฤษฎีในส่วนนี้สามารถนำไปสร้างแบบจำลองโดยอ้างอิงจากการศึกษาของ Zietz and Pemberton (1990)

2.1.3 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.1.3.1 ข้อมูลพาแนล (Panel Data)

ข้อมูลพาแนล (Panel Data) เป็นกลุ่มข้อมูลที่เก็บจากหน่วยของตัวอย่างชุดเดิม เช่น บุคคลครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศ โดยทำการเก็บข้อมูลซ้ำๆ หลายครั้งในแต่ละช่วงเวลา ที่เปลี่ยนแปลงไป (Baltagi, 2002: 1; Verbeek, 2004: 341)

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

1) ข้อมูลพาแนลจะแสดงกลุ่มข้อมูลของหน่วยบุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศในแต่ละช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ข้อมูลจึงมีความแตกต่างกันในแต่ละหน่วย ซึ่งการประมาณค่าข้อมูลพาแนลจะพิจารณาหรือคำนึงถึงความแตกต่างระหว่างหน่วยดังกล่าว

2) ข้อมูลพาแนลประกอบด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ดังนั้นจึงมีข้อมูลมากขึ้น ปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรมีน้อย และข้อมูลมีประสิทธิภาพมากขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3) การศึกษาหน่วยบุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศซ้ำๆ หลายครั้งในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ทำให้สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตรได้ดีขึ้น

4) ข้อมูลพาแนลสามารถประมาณค่าและแสดงผลซึ่งไม่สามารถสังเกตได้จากการใช้ข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาอย่างใดอย่างหนึ่งเพียงอย่างเดียว

5) ข้อมูลพาแนลสามารถใช้ทำการศึกษาแบบจำลองที่มีความซับซ้อนมากๆ ได้

6) ข้อมูลพาแนลเป็นการเก็บรวบรวมข้อมูลจากหน่วยบุคคล ครัวเรือน หน่วยธุรกิจ หรือประเทศ จำนวนหลายๆ หน่วยที่แตกต่างกัน ทำให้ได้ข้อมูลจำนวนมาก จึงทำให้ลดการเอนเอียงของผลที่จะได้

แบบจำลองข้อมูลพาแนล เขียนได้ดังนี้ (Baltagi, 2002: 11)

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.3)$$

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

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

ซึ่ง จำนวนค่าสังเกตของข้อมูลพาแนลเท่ากับ $N * T$

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

α คือ ค่าคงที่ (Intercept)

β คือ เวกเตอร์ $K \times 1$ ของค่าสัมประสิทธิ์ (Slope)

X_{it} คือ เวกเตอร์ $NT \times K$ ของตัวแปรอธิบาย

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

การประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองพาแนล ขึ้นอยู่กับข้อสมมติเบื้องต้นของค่าคงที่ (α) ค่าสัมประสิทธิ์ (β) และค่าความคลาดเคลื่อน จากสมการที่ (2.3) สมมติให้ค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์มีค่าคงที่สำหรับทุกหน่วยภาคตัดขวางและทุกช่วงเวลาที่พิจารณา และให้ค่าความคลาดเคลื่อนของหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่ต่างกันมีค่าแตกต่างกัน โดยไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวางและความแตกต่างของช่วงเวลาการประมาณค่าความสัมพันธ์ของแบบจำลองพาแนล ที่พิจารณาแยกความแตกต่างของหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่ต่างกัน จะทำการประมาณค่าโดยแยกปัจจัยที่มากระทบต่อหน่วยภาคตัดขวางและช่วงเวลาที่ต่างกัน โดยข้อสมมติของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์มีได้หลายแบบ ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีข้อสมมติของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ต่างกัน แบ่งออกเป็นการประมาณค่าแบบ Fixed Effects, Random Effects และ Pooled Estimator

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1. แบบจำลอง Fixed Effects Model

ให้ค่าสัมประสิทธิ์คงที่ แต่ค่าคงที่แตกต่างกันสำหรับหน่วยหรือช่วงเวลาที่ต่างกัน หรือเรียกว่า Lest-Squares Dummy Variable (LSDV) Regression Model

นั่นคือค่าคงที่ที่ประมาณได้จากสมการมีค่าแตกต่างกันสำหรับหน่วย i ที่ต่างกันเขียนสมการได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 345-347)

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}^{'}\beta + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \qquad (2.4)$$

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

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + X_{it}^{'}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.5)$$

โดยให้ d_{ij} = 1 ถ้า $i = j$

และ = 0 อื่นๆ

จากสมการที่ (2.5) จึงมีกลุ่มของตัวแปรหุ่นจำนวน N และค่าพารามิเตอร์คือ $\alpha_1, \ldots, \alpha_N$ และ β

ให้ y_{it} คือ ตัวแปรตาม $X_{2it}, X_{3it}, \ldots, X_{kit}$ คือ ตัวแปรอิสระ และ ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่ง $i = 1, 2, \ldots, N$ และ $t = 1, 2, \ldots, T$ โดย $D_{2i}, D_{3i}, \ldots, D_{Ni}$ เป็นตัวแปรหุ่นของหน่วยที่ต่างกัน และ $Dum_1, Dum_{2,\ldots,} Dum_{nT-1}$ เป็นตัวแปรหุ่นของช่วงเวลาที่ต่างกัน

2. แบบจำลอง Random Effects Model

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

$$y_{it} = \mu + \beta X_{it}^{'} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_{\varepsilon}^2); \quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_{\alpha}^2) \qquad (2.6)$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3. The Pooled Estimator

เป็นการวิเคราะห์โดยสมมติให้ค่าคงที่และสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วยหรือประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างหน่วยหรือทุกประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา โดยมีแบบจำลองพื้นฐานคือสมการที่ (2.3) (กาญจนา ลังกาวงศ์, 2551)

2.1.3.2 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests)

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

พิจารณาจากสมการ AR(1) ของข้อมูลพาแนล

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it}^{'}\delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (2.7)$$

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

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

โดย $X_{it}^{'}$ คือ ตัวแปรภายนอก (Exogenous Variables) ซึ่งรวมผลกระทบ (Fixed Effects) หรือ แนวโน้มของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Individual Trends)

ρ_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ Autoregressive

δ_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร $X_{it}^{'}$

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

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

แต่ถ้า $|\rho_i| = 1$ แสดงว่า y_{it} มียูนิทรูท หรือข้อมูลพาแนลไม่นิ่ง

ในการทดสอบพาแนลยูนิทรูท มีข้อสมมติฐานสำหรับค่า ρ_i ที่แตกต่างกัน ซึ่งสามารถแบ่งออกเป็น 2 สมมติฐาน คือ ข้อสมมติฐานแรก กำหนดให้ $\rho_i = \rho$ สำหรับทุก i หรือทุกหน่วยภาคตัดขวาง ได้แก่ การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

วิธี Breitung Test และ วิธี Hadri Test ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process)

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

1. การทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Tests with Common Unit Root Process)

พิจารณาจากข้อสมมติฐานที่กำหนดให้ ρ_i ของทุกหน่วยภาคตัดขวางมีค่าเท่ากัน แต่การทดสอบด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test และวิธี Breitung Test มีสมมติฐานหลัก คือมียูนิทรูท แต่การทดสอบด้วยวิธี Hadri Test มีสมมติฐานหลัก คือ ไม่มียูนิทรูท ซึ่งรายละเอียดของแต่ละวิธี มีดังนี้

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

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{it} \Delta y_{it-j} + X_{it}^{'} \delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (2.8)$$

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

y_{it} คือ ข้อมูลพาแนล (Panel Data)

α คือ $\rho - 1$

ρ_i คือ จำนวน Lag Order สำหรับพจน์ผลต่าง (Difference Terms)

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

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$H_0 : \alpha = 0$ ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

$H_1 : \alpha < 0$ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

1) วิธี Levin, Lin and Chu Test

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

สมการแรก หาค่า $\Delta\bar{y}_{it}$ จาก Δy_{it} และจากสมการที่ (2.8) เมื่อทำการแก้ปัญหาอัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelations) แล้ว เขียนใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta\bar{y}_{it} = \Delta y_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{it}\Delta y_{it-j} + X_{it}^{'}\hat{\delta}_i \tag{2.9}$$

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

$$\bar{y}_{it-1} = y_{it-1}\sum_{j=1}^{\rho_i} \dot{\beta}_{it}\Delta y_{it-j} - X_{it}^{'}\dot{\delta}_i \tag{2.10}$$

การหาค่าตัวแทนจาก $\Delta\bar{y}_{it}$ และหารด้วยความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ได้ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \left(\Delta\bar{y}_{it} / s_i\right) \tag{2.11}$$

$$\tilde{y}_{it-1} = \left(\bar{y}_{it-1} / s_i\right) \tag{2.12}$$

โดย s_i คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error) ที่ได้จากการประมาณค่า ADF แต่ละค่าในสมการที่ (2.8)

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α หาได้ดังนี้

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \alpha\tilde{y}_{it-1} + \eta_{it} \tag{2.13}$$

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

$$t_{\alpha^*} = \frac{t_\alpha - (N\tilde{T})S_N\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} \rightarrow N(0,1) \tag{2.14}$$

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

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

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

และ $$\tilde{T} = T - \left(\sum_i P_i / N\right) - 1 \tag{2.15}$$

S_N คือ อัตราส่วนค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Average Standard Deviation Ratio)ซึ่งเป็นค่าเฉลี่ยส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง ซึ่งประมาณค่าโดยใช้วิธี Kernel

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

2) วิธี Breitung Test

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

$$\Delta\tilde{y}_{it} = \left(\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} \right) / s_i \qquad (2.16)$$

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

โดย $\hat{\beta}$, $\dot{\beta}$ และ s_i หาได้เช่นเดียวกับวิธี LLC Test

ดังนั้นตัวแทน (Proxies) สามารถเขียนใหม่ได้เป็น

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

$$y_{it-1}^* = \tilde{y}_{it-1} - c_{it} \qquad (2.17)$$

โดย

$$c_{it} = \begin{cases} 0 & \text{No Intercept or Trend} \\ \tilde{y}_{i1} & \text{With Intercept, No Trend} \\ \tilde{y}_{i1} - ((t-1)/T)\tilde{y}_{iT} & \text{With Intercept, and Trend} \end{cases} \qquad (2.18)$$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ α หาได้จากสมการตัวแทน

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + \upsilon_{it} \qquad (2.19)$$

ภายใต้สมมติฐานหลักผลจากการประมาณค่า α^* มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2} \right) \sum_{i=1}^{n} \sum_{i=2}^{T-1} (y_{it-1}^*)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}} \right) \left(\sum_{i=1}^{n} \sum_{i=2}^{T-1} (\Delta y_{it}^*)(y_{it-1}^*) \right) \right] \qquad (2.20)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

B_{nT} คือ ค่าสถิติ t - Statistic ของ Breitung

3) วิธี Hadri Test

การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Hadri Test (Hadri, 2000) มีสมมติฐานหลักคือ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท โดยทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือหรือส่วนตกค้าง (Residual) จากสมการถดถอย OLS (OLS Regressions) ของ y_{it} ที่คงที่ (Constant) หรือคงที่ (Constant) และมีแนวโน้ม (Trend)

จาก $$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (2.21)$$

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

δ_i คือ ค่าคงที่(Constant Term)

η_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ t หรือแนวโน้ม (Trend)

ε_{it} คือ ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (Residual)

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

$$LM_1 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t} S_i(t)^2 / T^2 \right) / \overline{f}_0 \right) \quad (2.22)$$

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

$$S_i(t) = \sum_{\delta=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{it} \quad (2.23)$$

และ $\overline{f}_0$ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\overline{f}_0 = \sum_{i=1}^{N} \overline{f}_0 / N \quad (2.24)$$

สำหรับค่าสถิติ LM ในกรณีที่ i มีความแตกต่างกัน (Heteoskedasticity) เขียนสมการได้ดังนี้

$$LM_2 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t} S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right) \quad (2.25)$$

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

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z - Statistic ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.26)$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลพาแนล

$\xi = 1/6$ และ ζ =1/45 ถ้าแบบจำลองมีค่าคงที่เพียงอย่างเดียว

(η_i มีค่าเป็นศูนย์สำหรับทุกๆ i)

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

2. การทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit RootProcesses)

การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test และวิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ ADF-Test และ PP-Test เป็นทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง ดังนั้น ρ_i ของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจึงมีค่าต่างกัน ซึ่งการทดสอบด้วยวิธีดังกล่าวจะเป็นการรวมผลการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางเพื่อใช้เป็นผลการทดสอบพาแนลยูนิทรูท ดังนั้นการทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี IPS Test และวิธี Fisher-Type Tests จะทำการทดสอบยูนิทรูทข้อมูลอนุกรมเวลาของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง แล้วสรุปเป็นผลรวมสำหรับการทดสอบ พาแนลยูนิทรูทของทุกประเทศ

1) วิธี Im, Pesaran and Shin Test

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

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it}^{'} \delta + \varepsilon_{it} \qquad (2.27)$$

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

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

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

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ t - Statistic สำหรับ α_i คือ

$$\overline{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} t_{iT_i}(p_i) \right) / N \qquad (2.28)$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$W_{\bar{t}_{NT}} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E(\bar{t}_{iT}(p_i))\right)}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var(\bar{t}_{iT}(p_i))}} \quad (2.29)$$

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

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

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

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

$$P_\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} \log_e \pi_i \rightarrow \chi^2 2N \quad (2.30)$$

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

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p_i) \quad (2.31)$$

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} \phi^{-1}(p_i) \quad (2.32)$$

โดย ϕ (.) มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน $N(0,1)$ และ

$$L = \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \quad (2.33)$$

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$H_0 : \rho_i = 1$ ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.3.3 การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Tests)

การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Tests) หรือการทดสอบความสัมพันธ์ในแบบจำลองสำหรับการศึกษาในครั้งนี้จะทำการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันด้วยวิธี Pedroni Test วิธี Kao Test และ วิธี Fisher test ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

1) วิธี Pedroni Test

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

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{1i,t} + \beta_{2i} X_{2i,t} + ... + \beta_{Mi} X_{Mi,t} + e_{i,t} \qquad (2.34)$$

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

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

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

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

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

ภายใต้สมมติฐานหลัก H_0: ไม่มีโคอินทิเกรชัน ส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือ (Residual) $e_{i,t}$ ซึ่งได้จากการถดถอยสมการที่ (2.34) จะเป็น $I(1)$ และทดสอบได้จากสมการดังนี้

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \qquad (2.35)$$

หรือ $$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \qquad (2.36)$$

สำหรับข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย มีหลายวิธีในการสร้างค่าสถิติเพื่อทดสอบ สมมติฐานหลักและมีสมมติฐานรอง 2 แบบที่แตกต่างกัน

สมมติฐานในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

H_0 : ไม่มีโครอินทิเกรชัน $(\rho_i = 1)$

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

สมมติฐานในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

H_0 : ไม่มีโครอินทิเกรชัน $(\rho_i = 1)$

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

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบโคอินทิเกรชัน คือ $\aleph_{N,T}$ ซึ่งได้จากส่วนตกค้างจากสมการที่ (2.35) หรือ (2.36) ซึ่งจะได้ค่าสถิติทั้งหมด 7 ค่า เพื่อใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก ได้แก่ (Pedroni, 1999)

ค่าสถิติ Panel ν - Statistic คือ

$$T^2 N^{\frac{3}{2}} Z\hat{v}_{N,T} \equiv T^2 N^{\frac{3}{2}} \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \tag{2.37}$$

ค่าสถิติ Panel ρ - Statistic คือ

$$T\sqrt{N} Z\hat{\rho}_{N,T} \equiv T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta\hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \tag{2.38}$$

ค่าสถิติ Panel pp - Statistic คือ

$$Zt_{N,T} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta\hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \tag{2.39}$$

ค่าสถิติ Panel ADF - Statistic คือ

$$\tilde{Z}^* t_{N,T} \equiv \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta\hat{e}_{i,t}^* \tag{2.40}$$

ค่าสถิติ Group ρ - Statistic คือ

$$TN^{-1/2} \tilde{Z}\hat{\rho}_{N,T-1} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta\hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \tag{2.41}$$

ค่าสถิติ Group pp - Statistic คือ

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

ค่าสถิติ Group ADF - Statistic คือ

$$N^{-1/2} \tilde{Z}^* t_{N,T} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{s}_{N,T}^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta\hat{e}_{i,t}^* \tag{2.43}$$

ซึ่งค่าสถิติพื้นฐานที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \Rightarrow N(0,1) \tag{2.44}$$

โดย $\aleph_{N,T}$ คือ รูปแบบที่เหมือนกันของค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบโคอินทิเกรชันของแต่ละวิธีทดสอบ ให้ μ และ ν คือ ตัวปรับค่า Monte Carlo ของค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยค่าสถิติ Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน ซึ่งเป็นการทดสอบ Panel Cointegration Tests 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 หน่วย มีความสัมพันธ์กัน

2) วิธี Kao Test

Kao (1999) ได้เสนอวิธีการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน โดยมีวิธีการทดสอบพื้นฐานคล้ายกับวิธีของ Pedroni แต่ให้ข้อมูลภาคตัดขวางมีค่าคงที่ (Intercepts) แตกต่างกัน และให้ค่าสัมประสิทธิ์มีค่าเท่ากันในตัวแปรที่ทำการถดถอยครั้งแรก (First-Stage Regressors) พิจารณาจาก สมการดังนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \tag{2.45}$$

สำหรับ

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \tag{2.46}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.47}$$

โดย $i = 1, 2, ..., N; t = 1, 2, ..., T$ ทำการถดถอยสมการที่ (2.34) ซึ่งให้ α_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยแตกต่างกัน β_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยเหมือนกัน และให้ค่าสัมประสิทธิ์ γ_i ทั้งหมดของแนวโน้มมีค่าเข้าสู่ 0

ทำการถดถอย $e_{it} = \rho e_{it-1} + v_{it}$ (2.48)

หรือ $e_{it} = \tilde{\rho} e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \psi_j \Delta e_{it-j} + v_{it}$ (2.49)

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

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \tag{2.50}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25} t_\rho + \sqrt{1.875N} \tag{2.51}$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2 / \hat{\sigma}_{0v}^2}{\sqrt{3 + 36\hat{\sigma}_v^4 / 5\hat{\sigma}_{0v}^4}} \tag{2.52}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_\nu / (2\hat{\sigma}_{0\nu}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0\nu}^2 / (2\hat{\sigma}_\nu^2) + 3\hat{\sigma}_\nu^2 / (1\ 0\hat{\sigma}_{0\nu}^2)}} \tag{2.53}$$

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

คือ $$ADF = \frac{t_{\tilde{\rho}} + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_\nu / (2\hat{\sigma}_{0u}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0\nu}^2 / (2\hat{\sigma}_\nu^2) + 3\hat{\sigma}_\nu^2 / (1\ 0\hat{\sigma}_{0\nu}^2)}} \tag{2.54}$$

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

ค่าความแปรปรวนร่วมของ $w_{it} = \begin{bmatrix} u_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$ (2.55)

ประมาณค่าโดย $\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_u^2 & \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2 \\ \hat{\sigma}_{u\varepsilon} & \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}^{'}$ (2.56)

และค่าความแปรปรวนร่วมในระยะยาวประมาณค่าโดย

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{0u}^2 & \hat{\sigma}_{0u\varepsilon}^2 \\ \hat{\sigma}_{0u\varepsilon} & \hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}^{'} + \kappa(\hat{w}_i)\right] \tag{2.57}$$

โดย κ คือ Kernel Function (วันวสา วิโรจนารมย์, 2551)

3) วิธี Fisher test ซึ่งอิงแนวคิดแบบ Johansen tests (Combined Individual Tests (Fisher/Johansen))

Fisher (1932) ได้เสนอการทดสอบที่รวบรวมการทดสอบแต่ละตัว (individual independent tests) Maddala and Wu (1999) ได้ใช้ผลของ Fisher เพื่อที่จะเสนอแนวทางใหม่ในทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน โดยการรวมการทดสอบข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย เพื่อให้ได้การทดสอบทางสถิติแบบกลุ่มหรือ full panel

ถ้า π_i คือ p-value จากการทดสอบโคอินทิเกรชันแต่ละตัว สำหรับข้อมูลภาคตัดขวาง i ภายใต้ สมมติฐานหลักในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน

$$-2\sum_{i=1}^{N}\log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2n} \tag{2.58}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.3.4 การทดสอบสมการพาแนล (Panel Equation Testing)

การทดสอบสมการพาแนลคือการทดสอบว่าควรทำการประมาณแบบจำลอง Panel Cointegration ในรูปแบบใดระหว่าง Pooled Estimator, Fixed Effects หรือ Random Effects

สำหรับการศึกษาในครั้งนี้จะทำการทดสอบสมการพาแนล 3 วิธี คือ วิธี Lagrange Multiplier Test (LM-Test) วิธี Hausman Test และวิธี Redundant Fixed Effects Test มีรายละเอียดดังนี้

1) วิธี Lagrange Multiplier Test (LM-Test)

เป็นการทดสอบ ว่าควรประมาณแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่าง Random Effects และ Pooled Estimator โดยมีสมมติฐานว่าองค์ประกอบความแปรปรวน (Variance Components) มีค่าเท่ากับศูนย์

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

Breusch and Pagan (1980) ได้ร่วมกันพัฒนา จากการทดสอบ Lagrange Multiplier Test (LM) จากสมการ

$$LM_\mu = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{e'DDe}{e'e} - 1\right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{T^2\bar{e}'\bar{e}}{e'e} - 1\right]^2 \sim \chi^2 \quad (2.59)$$

$\bar{e}$ คือ เวกเตอร์ $n \times 1$ ของ group specific means of pooled regression residuals

$e'e$ คือ ผลบวกกำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อน (Sum Square of Errors: SSE) ของ pooled OLS regression

Lagrange Multiplier Test (LM) มีการกระจายแบบ Chi-squared โดยมี Degree of Freedom เท่ากับ 1

Baltagi (2001) ได้เสนออีกวิธีหนึ่งในการทดสอบ Lagrange Multiplier Test (LM)

$$LM_\nu = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum\left(\sum e_{it}\right)^2}{\sum\sum e_{it}^2} - 1\right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum(T\bar{e}_{it})^2}{\sum\sum e_{it}^2} - 1\right]^2 \sim \chi^2 \quad (2.60)$$

เมื่อรวมสมการทั้งสองเข้าด้วยกันจะเป็นการทดสอบแบบสุ่มสองทิศทาง (Two-way Random effects) ซึ่งมีสมมติฐานการทดสอบว่า องค์ประกอบความแปรปรวน (Variance Components) ของทั้งข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลามีค่าเท่ากับศูนย์ โดยสมการที่ใช้ทดสอบคือ (Indiana University, 2006: Online)

$$LM_{\mu\nu} = LM_\mu + LM_\nu \sim \chi^2 \quad (2.61)$$

H_0 : Pooled Estimator

H_1 : Random Effects

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลักควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Pooled Estimator ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมติฐานหลักควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects (Oscar Terres-Reyna: No date: Online)

2) วิธี Hausman Test

เป็นการทดสอบ ว่าควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบใดระหว่าง Fixed Effects หรือ Random Effects ภายใต้สมมติฐานหลัก คือค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรอิสระ

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

โดยวิธีการของ Hausman (1978) ทดสอบโดยสมมติให้ การประมาณค่าความแปรปรวนร่วมของ Fixed Effects และ Random Effects มีค่าเท่ากัน $(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE} = 0)$ ถ้ายอมรับสมมติฐานหลักควรทำการประมาณแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects ถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

3) วิธี Redundant Fixed Effects Tests

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

$$F = \frac{y'MD(D'MD) - D'My / (p-r)}{y'Gy / \left[NT - (\tilde{k} + p - r) \right]} \qquad (2.62)$$

โดยมีสมมติฐานหลักว่าข้อมูลมีการกระจายแบบ F-distribution

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

เมื่อ $p-r$ และ $NT-(\tilde{k}+p-r)$ คือ degree of freedom, $D = I_N \otimes l_T$, $M = \overline{P}_Z$, $\tilde{k} = K'$, $p = N$, $r = K' + N - rank(Z, D)$ และ $G = \overline{P}_{(Z,D)}$ เมื่อ $\overline{P}_z = I - P_z$ และ $P_z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$ (Badi H. Baltaki, 2005)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.3.5 การประมาณค่าแบบจำลองพาแนล (Panel Estimation)

เนื่องจากแบบจำลอง Panel Cointegrated Regression Models มีคุณสมบัติแตกต่างจาก Time Series Cointegration Regression Models คือ สัมประสิทธิ์การถดถอยและค่าสถิติร่วม ซึ่งแสดงอยู่ในงานวิจัยของ Kao and Chiang (2000), Phillip and Moon (1999) and Pedroni (2000, 2004) โดย Chen, McCoskey and Kao (1999) แสดงให้เห็นถึงความสอดคล้องซึ่ง

ตรวจสอบโดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) โดยใช้ค่า t-statistic, bias-corrected OLS estimator และ bias-corrected t-statistic ซึ่งพวกเขาพบว่า bias-corrected OLS estimator ไม่สามารถพิสูจน์โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) จากการทดสอบในช่วงเวลาที่ต่างกัน Arellano and Bond (1991) เสนอให้ใช้วิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments: GMM) ซึ่งทำให้การประมาณค่าที่มีประสิทธิภาพและเหมาะสม

1) วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS)

Kao and Chiang (2000) ได้เสนอสมการถดถอยแบบ Panel

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + u_{it} \qquad (2.63)$$

เมื่อ $\{x_{it}\}$ คือ เวกเตอร์ K x1 ของตัวแปรอธิบาย

สามารถ ประมาณค่า β จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) จากสมการ

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}\tilde{x}'_{it}\right]\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}\tilde{y}_{it}\right] \qquad (2.64)$$

อย่างไรก็ตามการประมาณค่าข้างต้นยังไม่มีความเหมาะสมสำหรับการใช้กับ Panel Data ยังมีอีกทางเลือกหนึ่งสำหรับการแก้ปัญหา Serial Correlation และ non-exogeneity ที่ใช้เป็นตัวถดถอย คือการประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

2) วิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

จากสมการพื้นฐาน

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \sum_{k=-K_i}^{K_i}\gamma_{ik}\Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \qquad (2.65)$$

สามารถประมาณค่า β จากวิธี กำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS) ได้จาก

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \left[N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}z_{it}z'_{it}\right)^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T}z_{it}\tilde{y}_{it}\right)\right]_1 \qquad (2.66)$$

เมื่อ z_{it} = คือ $2(K+1)\times 1$

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

1 = สมาชิกตัวแรกเวคเตอร์ ที่ใช้เป็นค่าสัมประสิทธ์ความชันรวม

นอกจากนี้ วิธีการอื่นที่ใช้ในการประมาณค่าแบบจำลองคือ วิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments: GMM)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3) วิธีการโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments: GMM)

จากสมการที่ (2.65) สามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta'(X_{it} - X_{it-1}) + \gamma'(z_{it} - z_{it-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \qquad (2.67)$$

โดย $i = 1,...,n$

$t = 2,...,T_i$

อย่างไรก็ตามจากสมการที่ (2.67) จะมีความเอนเอียง (bias) เพิ่มขึ้นถ้า $y_{it-1} - y_{it-2}$ มีความสัมพันธ์กับ error term $(u_{it} - u_{it-1})$ การประมาณค่า OLS แบบ Dynamic Panel จะมีความเหมาะสมมากกว่า

แต่ถ้ามีการใช้ instrument ที่ถูกต้องการประมาณวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments: GMM) จะมีประสิทธิภาพและมีความเหมาะสมในการ ใช้ประมาณค่าสมการ โดยทั่วไปจะมีการใส่ค่าความล่าช้า (lag) ของตัวแปรตามสองช่วงเวลา ที่ y_{it-2} นั้นจะไม่มีความสัมพันธ์กับ $(u_{it} - u_{it-1})$ ดังนั้น ค่าของ $y_{it-k}, k \geq 2,$ จึงเป็น instruments ถูกต้อง

2.1.3.6 การหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น (Error Correction Mechanism: ECM)

การทดสอบ ECM เป็นการทดสอบที่มีประ สิทธิภาพและใช้อย่างแพร่หลายในการวิเคราะห์ความผันผวนในระยะสั้นและดุลยภาพในระยะยาว เมื่อตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง และไม่มีปัญหาความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (Spurious Regressions) ซึ่งสามารถเขียนแบบจำลอง ECM ได้ดังนี้

$$\Delta Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 u_{it-1} + \alpha_3 \Delta X_{it} + \alpha_4 \sum_{h=1}^{p} \Delta X_{it-h} + \alpha_5 \sum_{j=0}^{q} \Delta Y_{it-j} + \varepsilon_{it} \qquad (2.68)$$

เมื่อ Δ คือ อนุพันธ์ลำดับที่ 1

ε_{it} คือ ตัวแปรความคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม

$u_{it-1} = (Y_{it-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{it-1})$ คือ ตัวแปรความคลาดเคลื่อนของการถดถอยหนึ่งช่วงเวลา (one-period lagged) ของ Panel Cointegrating

จากสมการข้างต้น ΔY จะขึ้นอยู่กับ ΔX และค่าความคลาดเคลื่อนดุลภาพ ถ้าค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพ ไม่เท่ากับศูนย์แบบจำลองก็จะออกจากดุลยภาพ สมมติให้ ΔY เท่ากับศูนย์และ u_{it-1} มีค่าเป็นบวก ซึ่งหมายความว่า Y_{it-1} จะมีค่ามากกว่าดุลยภาพ หลังจากนั้นถ้า α_2 มีค่าเป็นลบ ทำให้ตัวแปร $\alpha_2 u_{it-1}$ มีค่าเป็นลบไปด้วย จึงทำให้ ΔY_{it} มีค่าลดลงเพื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดังนั้นสมมติว่าถ้า Y_{it} มีค่าสูงกว่าจุดดุลยภาพ หลังจากนั้น ค่าความคลาดเคลื่อนก็จะถูกขจัดออกไปเพื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพ ในระยะยาวต่อไป ซึ่งเป็นที่มาของชื่อ Error Correction Mechanism (Gujarati, 2003)

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

สายสุดา จันทรา (2547) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์บางประเทศในเอเชีย โดยใช้วิธีวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) การปรับตัวระยะสั้น (Error Correction) ความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปร (Granger's Causality) โดยข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาคือดัชนีตลาดหลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศระหว่างเงินสกุลท้องถิ่นของประเทศที่ทำการศึกษาต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ได้แก่ประเทศ ญี่ปุ่น ฮ่องกง ไต้หวัน สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์ เกาหลีใต้ อินโดนีเซีย และไทย

ผลการศึกษาพบว่าประเทศที่มีตลาดหลักทรัพย์ขนาดใหญ่ที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้คือ ประเทศญี่ปุ่นและฮ่องกง ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ ทั้งนี้อาจเนื่องมาจากขนาดของตลาดหลักทรัพย์ที่ใหญ่ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนไม่ส่งผลต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์ และอาจมีปัจจัยอื่นที่สำคัญกว่า เช่น อัตราดอกเบี้ย ส่วนประเทศที่มีตลาดหลักทรัพย์ขนาดเล็ก เช่น อินโดนีเซีย และไทย พบว่ามีความสัมพันธ์กันอย่างมากระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ จึงสรุปว่า ขนาดของตลาดหลักทรัพย์มีผลต่อความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ

บุพพรรณ วุฒิชัยวงศ์ (2551) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับราคาหลักทรัพย์กลุ่มธนาคารในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยใช้อัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ และหลักทรัพย์จำนวน 6 หลักทรัพย์ ได้แก่ BAY, BBL, KBANK, TMB, KTB และ SCB หลักทรัพย์ทั้ง 6 หลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวทั้งสองทิศทาง คือ ทั้งกรณีที่ราคาหลักทรัพย์เป็นตัวแปรอิสระและอัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรตาม และกรณีราคาอัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรอิสระและราคาหลักทรัพย์เป็นตัวแปรตาม การวิเคราะห์ดุลยภาพในระยะสั้นพบว่า เมื่อหลักทรัพย์ BAY, BBL และ KBANK เป็นตัวแปรอิสระและอัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรตาม จะมีการปรับตัวในระยะสั้น ยกเว้นเมื่อหลักทรัพย์ TMB เป็นตัวแปรอิสระ อัตราแลกเปลี่ยนไม่มีการปรับตัวในระยะสั้น แต่ถ้าให้หลักทรัพย์ BAY, BBL,

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

KBANK และ TMB เป็นตัวแปรตาม พบว่ามีการปรับตัวในระยะสั้นทุกหลักทรัพย์ การทดสอบสมมติฐานเชิงเป็นเหตุเป็นผลพบว่ามีความสัมพันธ์แบบทิศทางเดียว คืออัตราแลกเปลี่ยนไม่เป็นสาเหตุของราคาหลักทรัพย์ แต่ราคาหลักทรัพย์เป็นต้นเหตุของอัตราแลกเปลี่ยน

สิรินธร คำตันสมบัติ (2552) ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับราคาหลักทรัพย์ ของกลุ่มอสังหาริมทรัพย์และก่อสร้างในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐอเมริกาฯ และราคาหลักทรัพย์ที่ใช้ในการศึกษาทั้งหมดจำนวน 5 หลักทรัพย์ คือบริษัท ช.การช่างจำกัด (มหาชน): CK, บริษัทอิตาเลียนไทยดีเวล๊อปเมนต์ จำกัด(มหาชน): ITD, บริษัทเซ็นทรัลพัฒนา จำกัด(มหาชน) : CPN, บริษัท แลนด์ แอนด์ เฮ้าส์ จำกัด(มหาชน): LH และบริษัท ควอลิตี้ เฮ้าส์ จำกัด(มหาชน): QH

ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) พบว่าหลักทรัพย์ทั้ง 5 หลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์กันทั้งสองทิศทาง การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นด้วย Error Correction Mechanism (ECM) ในกรณีที่อัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรอิสระและหลักทรัพย์เป็นตัวแปรตามพบว่าทุกหลักทรัพย์มีการปรับตัวในระยะสั้น ในกรณีที่อัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรตามพบว่าเมื่อหลักทรัพย์ CPN และ LH เป็นตัวแปรอิสระอัตราแลกเปลี่ยนจะมีการปรับตัวในระยะสั้น ยกเว้นเมื่อหลักทรัพย์ CK, ITD และ QH เป็นตัวแปรอิสระอัตราแลกเปลี่ยนจะไม่มีการปรับตัวในระยะสั้น

การทดสอบสมมติฐานเชิงเป็นเหตุเป็นผลด้วย Granger Causality Test พบว่าราคาหลักทรัพย์ CK, CPN และอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผลทั้งสองทิศทาง และกรณีราคาหลักทรัพย์ ITD, LH, QH มีความสัมพันธ์เชิงเป็นเหตุเป็นผลแบบทิศทางเดียว

อุษสยา แพทย์เจริญ (2552) ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับดัชนีหมวดธุรกิจในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ประกอบด้วยดัชนีหมวดธนาคาร (BANK) หมวดวัสดุก่อสร้าง (CONM) หมวดพลังงานและสาธารณูปโภค (ENERG) หมวดเทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร (ICT) หมวดพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ (PROP) และหมวดขนส่งและโลจิสติกส์ โดยวิธี Cointegration และ Error Correction Model รวมทั้ง Granger Causality Test

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration) พบว่าดัชนีหมวดวัสดุก่อสร้างมีความสัมพันธ์ทั้งสองทิศทางกับอัตราแลกปลี่ยนโดยเป็นในทิศทางตรงข้ามกัน ส่วนดัชนีหมวดธนาคารและดัชนีหมวดเทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสารมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวทิศทางเดียวคือในกรณีที่อัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรอิสระและดัชนีหมวดธุรกิจเป็นตัวแปรตาม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ด้วยวิธี Error Correction Model พบว่าในกรณีดัชนีหมวดธุรกิจเป็นตัวแปรอิสระและอัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรตามพบว่ามีการปรับตัวระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว แต่ในกรณีที่อัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวแปรตัวอิสระพบว่ามีดัชนีหมวดธุรกิจก่อสร้างเท่านั้นที่ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น

การทดสอบสมมติฐานเชิงเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality Test) พบว่าดัชนีหมวดธุรกิจและอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียว นั่นคือดัชนีหมวดธุรกิจเป็นต้นเหตุของอัตราแลกเปลี่ยน แต่อัตราแลกเปลี่ยนไม่ได้เป็นต้นเหตุของดัชนีหมวดธุรกิจ ยกเว้นดัชนีหมวดเทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสารและอัตราแลกเปลี่ยนต่างก็ไม่ได้เป็นเหตุผลของกันและกัน

Nishat and Mustafa (2000) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์ในประเทศปากีสถาน โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ กรกฎาคม 1981- มิถุนายน 2001 ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาได้แก่ ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ ปริมาณเงิน อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ อัตราดอกเบี้ยและราคาทองคำ ทำการทดสอบ Cointegration โดยใช้วิธีการของ Johansen ทั้งวิธี Trace Test และ λ - max Test ใช้ Lag Length เท่ากับสองพบว่ามี 1 Cointegrating Vector ทั้งวิธี Trace Test และ λ - max Test จึงสรุปได้ว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์กับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ

พิจารณาการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น พบว่าความสัมพันธ์ดังกล่าวมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะสั้น และยังพบว่าอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศมีผลกระทบต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ปริมาณเงินและอัตราดอกเบี้ยมีผลกระทบต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์ ทำให้ทราบว่านโยบายทางการเงินสามารถนำมาใช้ได้อย่างมีประสิทธิภาพในการตรวจสอบความเคลื่อนไหวของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ในประเทศปากีสถาน แต่อย่างไรก็ตามพบว่าไม่มีความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์กับราคาทองคำ

Nieh and Lee (2001) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์เชิงพลวัตรระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์กับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราสกุลท้องถิ่นเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯในกลุ่มประเทศ G-7 ได้แก่ ประเทศ แคนาดา ฝรั่งเศส เยอรมัน อิตาลี ญี่ปุ่น สหราชอาณาจักร และสหรัฐอเมริกา โดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่ 1 ตุลาคม 1993 ถึงวันที่ 1 ตุลาคม 1996 ผลการทดสอบ Cointegration โดยใช้ทั้งวิธี Two-Step Methodology ของ Engle and Granger และ Johansen Multivariate Maximum Likelihood Cointegration ซึ่งการทดสอบโดยวิธีแรกนั้นพบว่า มี Cointegration ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์กับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศในประเทศเยอรมัน ณ ระดับความเชื่อมั่น 10% ส่วนประเทศอื่นๆนั้นไม่พบว่ามีความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรทั้งสอง ส่วนวิธีที่สองนั้นพบว่าไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์กับอัตราแลกเปลี่ยน นั่นคือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตัวแปรทั้งสองไม่มีการเคลื่อนไหวไปในทิศทางเดียวกันและอาจเคลื่อนออกนอกดุลยภาพในระยะสั้น นอกจากนี้ยังพบว่าในประเทศเยอรมันหากอัตราแลกเปลี่ยนในวันนี้ลดลงจะทำให้ดัชนีตลาดหลักทรัพย์ลดลงในวันเดียวกัน แต่ในประเทศแคนาดาและสหรัฐอเมริกาจะลดลงในวันถัดไป ส่วนในประเทศอิตาลีและญี่ปุ่นพบว่าการเพิ่มขึ้นของดัชนีตลาดหลักทรัพย์ในวันนี้จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลงในวันถัดไป ซึ่งสอดคล้องกับความจริงที่ว่านักลงทุนต่างก็เชื่อในดัชนีตลาดหลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศต่างก็สามารถทำนายซึ่งกันและกันได้

KatePhylaktis and FabiolaRavazzolo (2005) ศึกษาการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตรทั้งในระยะสั้นและระยะยาวระหว่างดัชนีหุ้นและอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธีการทดสอบโคอินทิเกรชัน และ Granger Causality โดยใช้ข้อมูลระหว่างปี 1980-1998 ของประเทศในแถบแปซิฟิก 5 ประเทศได้แก่ ประเทศ ฮ่องกง มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และไทย พบว่าดัชนีหุ้นและอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน นอกจากนี้วิกฤตทางการเงินจะส่งผลกระทบเพียงชั่วคราวต่อการเปลี่ยนแปลงในระยะยาวด้วย

Abdelaziz; Chortareas and Cipollini (2008) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราแลกเปลี่ยนและราคาน้ำมัน กรณีที่ประเทศผู้ส่งออกน้ำมันรายใหญ่ในตะวันออกกลาง ได้แก่ประ เทศ อียิปต์ คูเวต โอมาน และซาอุดิอาระเบีย โดยข้ อมูลที่ใช้ในการศึกษาประกอบด้วยดัชนีตลาดหลักทรัพย์ในแต่ล่ะประเทศ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินสกุลท้องต่อดอลลาร์สหรัฐ ดัชนีผู้บริโภค ราคาน้ำมัน OPEC และดัชนี S&P 500 โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนกันยายน 1992- พฤษภาคม 2006 ผลการศึกษาพบว่าดัชนีหลักทรัพย์และอัตราแลกเปลี่ ยนที่แท้จริงไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว แม้ว่าจะมีการเพิ่มตัวแปรภายนอก เช่น ราคาหลักทรัพย์ของประเทศสหรัฐฯ หรือราคาน้ำมัน ซึ่งอาจเป็นผลมาจากการเปลี่ยนแปลงครั้งใหญ่จากปัญหาราคาน้ำมัน(The Oil Price Shock) เมื่อเดือนมีนาคม 1999 ดังนั้นจึงมีการแบ่งการศึกษาเป็นช่วงก่อนและหลังเหตุการณ์ดังกล่า วโดยใช้วิธี Cointegration ของ Johansen พบว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์กันเฉพาะช่วงหลังเหตุการณ์วิกฤตินำ้มัน โดยในประเทศอียิปต์ โอมาน และซาอุดิอาระเบีย พบว่าดัชนีตลาดหลักทรัพย์อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์กัน ในขณะที่ดัชนีตลาดหลักทรัพย์และราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์กันในประเทศคูเวตเท่านั้น นอกจากนั้นยังพบว่าในประเทศที่ทำการศึกษาครั้งนี้ ราคาน้ำมันส่งผลทางบวกระยะยาว ต่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกั บดัชนีตลาดห ลักทรัพย์ในประเทศอียิปต์และโอมาน ในขณะที่มีความสัมพันธ์แบบผกผันในประเท ศซาอุดิอาระเบีย อีกทั้งการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพใช้เวลา 14, 17, 22, และ 24 เดือนในประเทศซาอุดิอาระเบีย อียิปต์ โอมาน และคูเวต ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Hwey-YunYau และ Chien-ChungNieh (2008) ทดสอบถึงความสัมพันธ์ระหว่างราคาหุ้นกับอัตราแลกเปลี่ยนในประเทศญี่ปุ่นและไต้หวัน โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม 1991 ถึง มีนาคม 2008 และใช้การทดสอบยูนิทรูท โคอินทิเกรชัน และ ECM พบว่ามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและราคาหุ้นของทั้งญี่ปุ่นและไต้หวัน นอกจากนี้ผลการทดสอบ ECM พบว่า ทั้งสองประเทศต่างไม่มีความสัมพันธ์ในระยะสั้น

Andros Gregoriou and Alexandros Kontonikas (2009) ได้ทำการศึกษาว่าการลงทุนในหุ้นสามารถป้องกันเงินเฟ้อได้หรือไม่ โดยทำการศึกษาในกลุ่มประเทศ OECD 16 ประเทศ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาคือดัชนีราคาหุ้นและดัชนีราคาผู้บริโภคแต่ละประเทศ ให้ดัชนีราคาผู้บริโภคแทนเงินเฟ้อ โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่มกราคม 1970 – กรกฎาคม 2006 และได้แบ่งการศึกษาออกเป็น 3 ช่วงเวลา คือ ช่วงที่อัตราเงินเฟ้อสูง 1990-1997, ช่วงที่อยู่ในการเฝ้าระวังเงินเฟ้อ 1980-1989 และช่วงควบคุมเงินเฟ้อ 1990-2006 ในการศึกษาได้แปลงรูปความสัมพันธ์ของดัชนีราคาผู้บริโภคและดัชนีราคาหุ้นในรูปลอการิทึม ก่อนการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในระยะยาวได้นำตัวแปรทั้งสองมาทำการทดสอบยูนิทรูทโดยวิธี Panel Unit Root ของ Maddala and Wu (1999) พบว่าตัวแปรทั้งสองนั้นมีความนิ่งที่ First Difference หรือเป็นตัวแปร $I(1)$ จากนั้นนำตัวแปรทั้งสองมาศึกษาความสัมพันธ์ในระยะยาววิธี Panel Cointegration พบว่าดัชนีราคาหุ้นและดัชนีราคาผู้บริโภคมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน ดังนั้นจึงสรุปได้ว่าการลงทุนในหุ้นนั้นสามารถป้องกันเงินเฟ้อได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved