บทที่ 2

ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎีการใช้จ่ายของภาครัฐ

รัตนา สายคณิต (2539) ได้แบ่งการใช้จ่ายของภาครัฐ 3 ประเภทคือรายจ่ายเพื่อการบริโภค เช่น เงินเดือนและค่าจ้าง ค่าวัสดุคุรุภัณฑ์ ค่าใช้จ่าย และรายจ่ายเพื่อการลงทุน เช่นค่าใช้จ่ายในการก่อสร้างสาธารณูปโภคและสาธารณูปการ และยังมีรายจ่ายประเภทเงินโอน เช่นเงินบำเหน็จบำนาญที่จ่ายให้ข้าราชการเกษียณอายุ เงินสงเคราะห์การรักษาพยาบาล สงเคราะห์การศึกษา เป็นต้น โดยรายจ่ายประเภทเงินโอนจะไม่มีความเกี่ยวพันกับการเพิ่มผลผลิตเพราะเป็นเพียงการโอนอำนาจซื้อจากรัฐบาลไปยังประชาชนเท่านั้น จึงไม่เกี่ยวพันกับการเพิ่มผลผลิตเลยไม่นับอยู่ในรายจ่ายมวลรวม

ปัจจัยกำหนดการใช้จ่ายรัฐบาล 2 ประการคือ

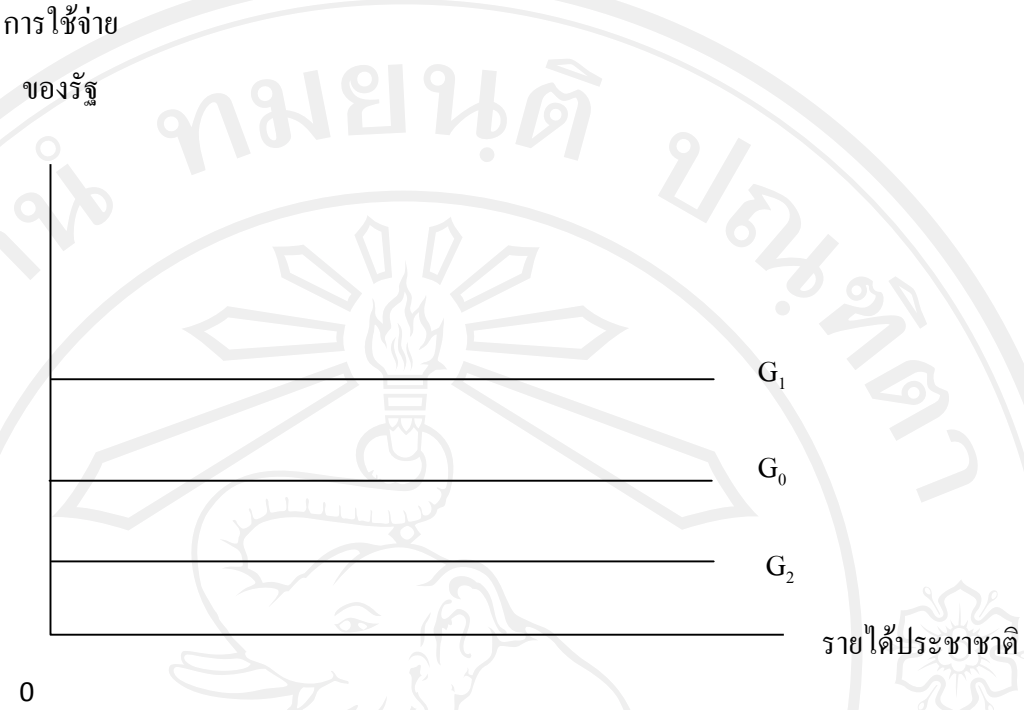
1. รายรับของรัฐบาล (government revenue) รายรับของรัฐบาลประกอบด้วย รายได้จากภาษีอากร รายได้ที่ไม่ใช่ภาษีอากร และเงินกู้ หากรัฐบาลมีรายรับมาก ย่อมมีความสามารถที่จะใช้จ่ายได้มาก แต่ถ้ามีรายรับน้อย ย่อมใช้จ่าย

2. นโยบายการคลังของรัฐบาล แบ่งเป็น 2 แบบคือนโยบายการคลังแบบขยายตัวโดยรัฐจะใช้จ่ายมาก และนโยบายการคลังแบบหดตัว รัฐบาลจะใช้จ่ายน้อย

เส้นรายจ่ายรัฐบาลและการเปลี่ยนแปลงรายจ่าย

โดยทั่วไปรายจ่ายภาครัฐบาลจะไม่มีความสัมพันธ์กับระดับรายได้ประชาชาติในช่วงเวลาเดียวกัน เนื่องจากงบประมาณรายจ่ายประจำปีมักจะกำหนดไว้ล่วงหน้าอย่างน้อย 1 ปี ดังนั้นเส้นรายจ่ายภาครัฐจึงเป็นเส้นตรงขนานกับแกนรายได้ประชาชาติ ดังรูปที่ 2.1

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved



รูปที่ 2.1 เส้นการใช้จ่ายรัฐบาลและการเปลี่ยนแปลงค่าใช้จ่ายรัฐบาล

จากรูปที่ 2.1 หากรัฐบาลได้ตัดสินใจเพิ่มค่าใช้จ่ายให้มากขึ้น ทำให้เส้นค่าใช้จ่ายของรัฐย้ายจากเส้น G_0 เป็นเส้น G_1 หรือในกรณีตรงข้าม หากรัฐบาลได้ตัดสินใจลดค่าใช้จ่ายลงจากเดิม เส้นการใช้จ่ายของรัฐบาลจะย้ายจากเส้น G_0 เป็น G_2 ดังรูปที่ 2.1

งบประมาณรัฐ

งบประมาณรัฐ คือ ผลต่างระหว่างงบประมาณรายจ่ายและงบประมาณรายได้ เนื่องจากรายได้ส่วนใหญ่ของรัฐได้มาจากภาษีอากร ดังนั้นจึงได้ว่า

$$B = T - G \qquad (2.1)$$

B = งบประมาณของรัฐ

T = งบประมาณรายได้จากภาษีอากร

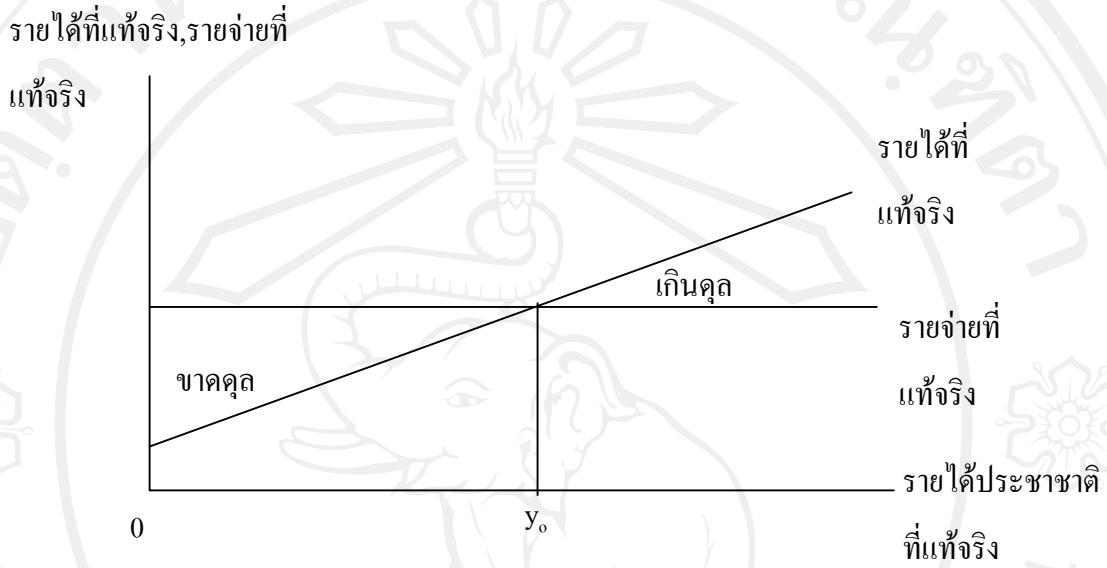
G = งบประมาณรายจ่าย

จากสมการแสดงว่างบประมาณของรัฐคือผลต่างระหว่างงบประมาณรายจ่ายและงบประมาณรายได้จากภาษีอากร

ในกรณีที่งบประมาณรายจ่ายเท่ากับงบประมาณรายได้จากภาษีอากร งบประมาณของรัฐจะเป็นงบประมาณสมดุล แต่ในกรณีที่งบประมาณรายจ่ายสูงกว่างบประมาณรายได้จากภาษีอากร

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

งบประมาณของรัฐจะเป็นงบประมาณขาดดุล ในทางตรงกันข้ามถ้างบประมาณรายจ่ายต่ำกว่างบประมาณรายได้จากภาษีอากร งบประมาณรัฐจะเป็นงบประมาณขาดดุล



รูปที่ 2.2 งบประมาณของรัฐกับระดับรายได้ประชาชาติ

จากรูปที่ 2.2 แสดงให้เห็นว่า งบประมาณของรัฐมีส่วนสัมพันธ์กับรายได้ประชาชาติที่แท้จริง กล่าวคือ ณ ระดับรายได้ประชาชาติที่ต่ำกว่า Oy_0 รายจ่ายของรัฐจะสูงกว่ารายได้จากภาษีพอดี ทำให้งบประมาณของรัฐขาดดุล แต่ที่ระดับรายได้ประชาชาติ Oy_0 รายจ่ายของรัฐจะเท่ากับรายรับ งบประมาณรัฐจึงสมดุล แต่ถ้ารายได้ที่แท้จริงสูงกว่า Oy_0 รายจ่ายของรัฐจะต่ำกว่ารายได้จากภาษี งบประมาณของรัฐจึงเกินดุล ดังนั้นถ้าประเทศมีรายได้ประชาชาติที่แท้จริงค่อนข้างต่ำ งบประมาณของรัฐจะขาดดุล แต่ถ้าประเทศมีรายได้ประชาชาติค่อนข้างสูง งบประมาณของรัฐจะเกินดุล

ทฤษฎีเกี่ยวกับการใช้จ่ายของรัฐบาลของAdolph Wagner (เกริกเกียรติ พิพัฒเสรีธรรม,2552)

Adolph Wagner เป็นนักเศรษฐศาสตร์ชาวเยอรมันนี เขาได้เสนอกฎที่เรียกว่า “Law of Ever-Increasing State Activity” หรือกฎการขยายกิจกรรมของรัฐออกไปอย่างไม่มีที่สิ้นสุด โดยเชื่อว่าการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศมีความสัมพันธ์กับขนาดของรัฐบาล และ สัดส่วนการใช้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จ่ายของรัฐบาลต่อ ผลิตภัณฑ์ประชาชาติของประเทศมีแนวโน้มสูงขึ้นเรื่อย ๆ ตามกฎ “Law of Rising Public Expenditure ” ซึ่งกฎของ Wagner เป็นการอธิบายการเปลี่ยนแปลงการใช้จ่ายของรัฐบาลในระยะยาวมากกว่าในระยะสั้น โดยมีเหตุผลสนับสนุน 4ประการคือ

ประการแรก เมื่อเศรษฐกิจและสังคมของประเทศขยายตัว และมีความสลับซับซ้อนมากขึ้น ค่าใช้จ่ายต่างๆในการบริหารมีราคาแพงขึ้น ทำให้การใช้จ่ายของรัฐบาลต้องเพิ่มขึ้น

ประการที่สอง ขอบเขตการบริหารงานภาครัฐทุกระดับมักขยายใหญ่ขึ้น ทำให้รัฐบาลต้องขยายการให้บริการใหม่ เพื่อรองรับกลุ่มองค์กรต่างๆ ที่สร้างขึ้นมาใหม่เช่น การให้สวัสดิการแก่ประชาชนมากขึ้น หรือหน้าที่ในการจัดการปัญหาสิ่งแวดล้อม ตลอดจนหน้าที่ในการป้องกันการเอาเปรียบกันในทางธุรกิจ

ประการที่สาม ประเทศที่มีการวางแผนเร่งรัดพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศ จำเป็นต้องเพิ่มการลงทุนด้านโครงสร้างปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจมากขึ้น

ประการที่สี่ การเพิ่มขึ้นของประชากร และการที่ประชาชนอพยพเข้ามาอยู่ในตัวเมืองมากขึ้น หรือการขยายตัวของแหล่งชุมชน ย่อมทำให้รัฐบาลต้องขยายการให้บริการของรัฐบาลเพิ่มมากขึ้น

อย่างไรก็ตามแนวคิดของWagner ยังไม่สามารถอธิบายลักษณะการใช้จ่ายของรัฐบาลในทุกประเทศได้ เนื่องจากยังมีปัจจัยอื่นที่มีอิทธิพลต่อรายจ่ายของรัฐบาล เช่นเศรษฐกิจ สังคม การเมือง ช่วงเวลาในการพัฒนาทางเศรษฐกิจ ดังนั้นถ้าศึกษาถึงลักษณะการใช้จ่ายของรัฐบาลในช่วงระยะเวลาที่ยาวแล้วอาจจะไม่เป็นไปตามสมมติฐานของ Wagner ได้ เช่นในช่วงที่ประเทศต้องการเร่งรัดการพัฒนาประเทศ การใช้จ่ายของภาครัฐจะขยายตัวเร็วกว่าการขยายตัวของรายได้ประชาชาติ แต่สำหรับในประเทศที่พัฒนาแล้วนั้น การใช้จ่ายของรัฐบาลอาจจะขยายตัวน้อยกว่าการขยายตัวของรายได้ประชาชาติ

ทฤษฎีการเจริญเติบโตของเคนส์ (ทับทิม วงศ์ประยูร,2552)

การสร้างความเจริญเติบโตตามแนวคิดของเคนส์ เกิดจากวิกฤติเศรษฐกิจที่เป็นผลมาจากกลไกตลาดไม่สามารถทำให้เกิดการปรับตัวเข้าสู่ดุลภาพทางเศรษฐกิจได้โดยที่อุปสงค์มวลรวมขณะนั้นอยู่ในระดับที่ต่ำ ซึ่งภาคเอกชนไม่สามารถทำให้เกิดกลไกส่งผ่านในการกระตุ้นอุปสงค์ได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เคนส์จึงได้เสนอให้ภาครัฐเป็นกลไกในการขับเคลื่อนกิจกรรมทางเศรษฐกิจเพื่อกระตุ้นอุปสงค์ให้กลับมาอยู่ในระดับที่เหมาะสมอีกครั้ง โดยการทำผ่านเครื่องมือทางด้านการคลัง ในด้านของรายจ่ายงบประมาณแผ่นดิน ดังนั้นจะเห็นได้ว่าเคนส์ให้น้ำหนักในการแก้ปัญหาเศรษฐกิจในช่วงนั้น โดยการให้ความสำคัญกับการจัดการด้านอุปสงค์รวม (Aggregate Demand) โดย

$$Y = GDP = C + I + G + (X-M)$$

เมื่อเกิดภาวะเศรษฐกิจตกต่ำอันมีสาเหตุมาจากการหดตัวของอุปสงค์ ดังนั้นเคนส์จึงมองว่าการที่จะทำให้กิจกรรมทางเศรษฐกิจเคลื่อนตัวเข้าสู่จุดดุลยภาพอีกครั้ง คือ การกระตุ้นทางด้านอุปสงค์มวลรวม ซึ่งสามารถทำได้ทั้งการกระตุ้นการบริโภคภาคเอกชน การลงทุนภาคเอกชนและการใช้จ่ายภาครัฐ

แต่กระบวนการดังกล่าวเมื่อเผชิญกับช่วงที่เกิดภาวะเศรษฐกิจตกต่ำ การที่จะผลิตสินค้าออกมาจำหน่ายเพิ่มเพื่อทำให้เกิดการขยายตัวทางเศรษฐกิจก็จะประสบกับภาวการณ์ขาดทุน ขายสินค้าไม่หมดเกิดสินค้าล้นตลาด ในมุมมองของเคนส์เสนอให้มีการบริหารจัดการด้านอุปสงค์รวมเพื่อให้เศรษฐกิจสามารถขับเคลื่อนต่อไปได้ ซึ่งกรณีดังกล่าวสามารถใช้กลไกภาครัฐโดยการใช้ผ่านงบประมาณรายจ่าย (งบประมาณขาดดุล) เพื่อกระตุ้นให้เกิดการจ้างงาน ทำให้ปริมาณเงินในระบบหมุนเวียนเพิ่มขึ้น และส่งผลทำให้การบริโภคของภาคเอกชนขยายตัวซึ่งก็จะส่งผลดีต่อภาคการผลิตสินค้าและบริการในที่สุด ซึ่งก็จะช่วยให้เกิดการขับเคลื่อนและขยายตัวทางเศรษฐกิจได้อย่างต่อเนื่อง โดยบทบาทของรัฐบาลในกิจกรรมทางเศรษฐกิจ คือกระตุ้นอุปสงค์รวมที่อยู่ในระดับต่ำให้เพิ่มสูงขึ้น ซึ่งไม่ใช่การที่ภาครัฐเข้าควบคุมทั้งหมด

เคนส์ให้ความสำคัญกับภาครัฐในการเข้าทำกิจกรรมทางเศรษฐกิจ โดยที่เคนส์ให้ความสำคัญแก่บทบาทของรัฐในด้านเศรษฐกิจ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในด้านการรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจ ทั้งนี้เนื่องจากความล้มเหลวของกลไกราคาในการแก้ปัญหาเงินเฟ้อ เงินฝืด และการว่างงาน แต่เคนส์ไม่ได้ต้องการให้มีการวางแผนจากรัฐบาลกลางให้เข้าไปแทนที่กลไกราคาในการแก้ไขปัญหาพื้นฐานทางเศรษฐกิจ แท้ที่จริงแล้วในทัศนะของเคนส์กลไกราคายังคงมีบทบาทสำคัญ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ในการจัดสรรทรัพยากร เพียงแต่เศรษฐทรรศน์แบบเคนส์ไม่เชื่อประสิทธิภาพของกลไกราคาในการรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจและการกระจายรายได้ พัฒนาการของเศรษฐศาสตร์แบบเคนส์ก่อให้เกิดการวางแผนแบบชี้นำ โดยรัฐเพียงแต่ชี้นำทิศทางของการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคม โดยที่รัฐลงทุนสร้างโครงข่ายพื้นฐานทางเศรษฐกิจพร้อมทั้งกำหนดนโยบายไปในทิศทางที่กำหนดแล้วปล่อยให้เอกชนเป็นฝ่ายตัดสินใจลงทุน ระบบการวางแผนแบบชี้นำจึงเป็นกลไกแก้ปัญหาพื้นฐานทางเศรษฐกิจที่เป็นทางสายกลาง

2.1.2 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.1.2.1 ข้อมูลพาแนล (Panel data)

ข้อมูลแบบพาแนลจะมีลักษณะข้อมูลที่ได้มาจากการเก็บข้อมูลของกลุ่มตัวอย่างชุดเดิมเก็บหลายๆครั้งเป็นเวลาซ้ำๆ ภายในระยะเวลาที่ศึกษา ข้อมูลแบบพาแนลนั้นจะประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross-sectional data) และข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) ทำให้สามารถศึกษาการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรและอธิบายการเปลี่ยนแปลงของหน่วยภาคตัดขวางในแต่ละช่วงเวลาได้ รวมทั้งการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรภาคตัดขวางทุกหน่วยในช่วงเวลาเดียวกันได้ ซึ่งข้อดีของข้อมูลแบบพาแนล มีดังนี้ (Gujarati, 2003: 637-638)

ประการแรก ข้อมูลแบบพาแนลสามารถอธิบายข้อมูลที่มีความสัมพันธ์กันของบุคคล ครัวเรือน หน่วยงานหรือประเทศ ในแต่ละช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และแก้ปัญหาที่มาจากการจัดเก็บหรือแหล่งที่มามีข้อจำกัด

ประการที่สอง ข้อมูลแบบพาแนลประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ทำให้ลดปัญหาความแตกต่างระหว่างความสัมพันธ์ของตัวแปร สามารถประมาณค่าได้อย่างมีประสิทธิภาพ

ประการที่สาม การศึกษาข้อมูลซ้ำๆ หลายๆครั้งในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ทำให้สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตรได้ดียิ่งขึ้น

ประการที่สี่ ข้อมูลแบบพาแนลสามารถประมาณค่าและแสดงผลที่มีค่าใกล้เคียงความเป็นจริง ที่ไม่สามารถวัดได้จากการใช้ข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างใดอย่างหนึ่งได้

ประการที่ห้าข้อมูลพาแนลสามารถศึกษาพิจารณาแบบจำลองที่มีความซับซ้อนมากได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประการสุดท้าย ข้อมูลพาแนลเป็นการเก็บข้อมูลหลายๆหน่วยที่แตกต่างกัน ทำให้สามารถศึกษาข้อมูลจำนวนมากได้

แบบจำลองของข้อมูลแบบพาแนลสามารถเขียนได้ดังนี้ (Baltagi, 2002: 11)

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.2)$$

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 คือ ค่าคงที่ (Intercept)

X_{it} คือ เวคเตอร์ NT × k ของตัวแปรอธิบาย

β คือ เวคเตอร์ k × 1 ของค่าสัมประสิทธิ์ (Slope)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน (Error term)

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1) แบบจำลอง Fixed Effects Model

แบบจำลอง Fixed Effects Model จะมีข้อสมมติเกี่ยวกับค่าคงที่ และค่าสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกันออกไป (Gujarati, 2003: 640-647) ถ้าสมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์ (β) คงที่ แต่ค่าคงที่ (α) แตกต่างกันสำหรับหน่วยหรือช่วงเวลาที่ต่างกัน หรือเรียกว่า Least-Square Dummy Variable (LSDV) Regression Model ซึ่งเป็นค่าคงที่ที่ประมาณได้จากสมการมีค่าแตกต่างกันสำหรับหน่วย i ที่ต่างกัน ได้ดังนี้ (Verbeek, 2004: 345-347)

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

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

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j d_{ij} + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \tag{2.4}$$

โดยให้ $d_{it} = 1$ ถ้า i = j

และ $d_{it} = 0$ อื่นๆ

จากสมการที่ (2.4) จึงมีกลุ่มของตัวแปรหุ่นจำนวน N และค่าพารามิเตอร์ คือ $\alpha_1, ..., \alpha_2$ และ β ให้ y_{it} คือตัวแปรตาม x_{it} คือตัวแปรอิสระ และ ε_{it} คือค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่ง $i = 1, 2, ..., N$ และ $t = 1, 2, ..., T$ โดย d_{it} เป็นตัวแปรหุ่นของหน่วยที่ต่างกัน

2) แบบจำลอง Random Effects Model

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$y_{it} = \mu + \beta x_{it}^{'} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \alpha_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\alpha^2) \qquad (2.5)$$

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

3) แบบจำลอง Pooled Estimator

เป็นการวิเคราะห์ไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างหน่วยหรือทุกประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา โดยสมมติให้ค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วยหรือทุกประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งมีแบบจำลองพื้นฐานเป็นสมการที่ (2.2) คือ

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.6)$$

เนื่องจากค่าเฉลี่ย (Means) และค่าความแปรปรวน (Variance) จะมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป เป็นผลให้ข้อมูลพาแนลส่วนใหญ่จะมีลักษณะเป็นข้อมูลพาแนลแบบไม่นิ่ง (Nonstationary Panel data) เพราะในการศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) และเมื่อนำไปทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS) อาจเกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) ทำให้ได้ค่าสถิติที่ขาดความเชื่อมั่นและไม่มีประสิทธิภาพเท่าที่ควร ดังนั้นก่อนนำข้อมูลพาแนลแบบไม่นิ่ง ซึ่งประกอบไปด้วยข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลาไปทดสอบ จึงได้นำเอาวิธีการและแนวคิดจากการวิเคราะห์อนุกรมเวลามาใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลแบบพาแนลที่ต้องให้ความสำคัญกับความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) และการทดสอบ Cointegration ทำได้ด้วยการทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests) และการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือที่เรียกว่าการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Tests) โดยการประมาณค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.2.2 การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests)

การทดสอบพาแนลยูนิทรูทเป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชัน ซึ่งมีความจำเป็นที่ต้องทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลพาแนล (Panel Unit Root Tests)ก่อนเป็นอันดับแรก ในกรณีที่ข้อมูลพาแนลมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary Panel Data) สามารถทดสอบได้หลายวิธีด้วยการพิจารณาสมการ AR (1) ของข้อมูลพาแนล ดังนี้

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

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

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

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 $\Delta y_{it-1} (j = 1,..., p_i)$ 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 (2.8) แล้วเขียนสมการใหม่ได้ ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta\bar{y}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} + x_{it}^{'} \hat{\delta} \qquad (2.9)$$

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

$$\Delta\bar{y}_{it} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} + x_{it}^{'} \dot{\delta} \qquad (2.10)$$

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

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

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

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

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α หาได้จากสมการ ดังนี้

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

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

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

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 $$\tilde{T} = T - (\sum_i P_i / N) - 1 \qquad (2.15)$$

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)

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

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

$$\tilde{y}_{it-1} = (y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j}) / s_i \tag{2.17}$$

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

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}}\left(\Delta\tilde{y}_{it} - \frac{\Delta\tilde{y}_{it+1} + ... + \Delta\tilde{y}_{it+T}}{T-t}\right) \tag{2.18}$$

$$y_{it-1}^* = \tilde{y}_{it-1} - c_{it} \tag{2.19}$$

โดย $c_{it} = 0$ ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้ม

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

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

การประมาณค่าพารามิเตอร์ α สามารถหาได้จากสมการตัวแทน

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + \upsilon_{i1} \tag{2.20}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ภายใต้สมมติฐานหลัก ผลจากการประมาณค่า α^* มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}\left(y_{it-1}^*\right)^2\right]^{-\frac{1}{2}}\left[\left(\frac{1}{\sqrt{n}T}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{i=2}^{T-1}\left(\Delta y_{it}^*\right)\left(y_{it-1}^*\right)\right)\right] \qquad (2.21)$$

หรือ $$B_{nT} = \left[B_{2nT}\right]^{-\frac{1}{2}} B_{1nT} \qquad (2.22)$$

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

B_{nT} คือ ค่าสถิติ t-Statistic ของ Breitung

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

3) วิธี Hadri Test

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

จาก $$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \qquad (2.23)$$

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

δ_i คือ ค่าคงที่ (Constant)

η_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของะ t หรือแนวโน้ม (Trend)

ε_{it} คือ ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (Residual)

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$LM_1 = \frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t} s_i(t)^2 / T^2) / \bar{f}_0) \quad (2.24)$$

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

$$s_i(t) = \sum_{s=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{it} \quad (2.25)$$

และ $\bar{f}_0$ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^{N} f_{i0} / N \quad (2.26)$$

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

$$LM_2 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t} s_i(t)^2 / T^2\right) / f_{i0}\right) \quad (2.27)$$

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

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z-Statistic ซึ่งเขียนได้ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\varsigma} \rightarrow N(0,1) \quad (2.28)$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลพาแนล

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

การทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Process)

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

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

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

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x_{it}^{'} \delta + \varepsilon_{it} \qquad (2.29)$$

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

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{t=1}^{N} t_{iT}(p_i) \right) / N \qquad (2.30)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

$$W_{\bar{t}_{NT}} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E(\bar{t}_{iT}(p_i))\right)}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var(\bar{t}_{iT}(p_i))}} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.31)$$

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 $\pi_i (i = 1,2,...,N)$ 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

$$P_\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} \log_e \pi_i \rightarrow \chi^2 2N \qquad (2.32)$$

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

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p\ ) \qquad (2.33)$$

โดยค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} \phi^{-1}(p_i) \qquad (2.34)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

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

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

ถ้าทั้ง Fisher's ($P\lambda$) Test และ Z – Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าทั้ง Fisher's ($P\lambda$) Test และ Z – Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

จากที่กล่าวมาแล้ว สามารถสรุปออกมาดังตารางที่ 2.1 ดังนี้

ตารางที่ 2.1 สมมติฐานและค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธีการทดสอบที่แตกต่างกัน

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

เมื่อทำการทดสอบ *Panel unit root* ของตัวแปรแต่ละตัวโดยวิธีทดสอบทุกวิธีดังกล่าว จากนั้นทำการพิจารณาเปรียบเทียบผลการทดสอบของแต่ละวิธี โดยในการศึกษาครั้งนี้จะเลือกใช้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบ *Panel unit root* จากวิธีที่ให้ผลการทดสอบดีที่สุด มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (*Order of Integration*) อันดับเดียวกัน คือ อันดับที่ *1* หรือ *I(1)* ทั้งนี้เพื่อนำไปทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชัน ต่อไป

2.2.2.3 การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test)

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

1) วิธี Pedroni Test

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

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + ... + \beta_{ki} x_{ki,t} + e_{i,t} \qquad (2.35)$$

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

$t = 1,2,...T$ คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

$k = 1,2,..., K$ คือ ตัวแปรถดถอย

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ภายใต้สมมติฐานหลัก H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน ส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือ (Residual) $e_{i,t}$ ซึ่งได้จากการถดถอยสมการที่ (2.35) จะเป็น $I(1)$ และทดสอบได้จากสมการ ดังนี้

$$e_{i,t} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \tag{2.36}$$

หรือ $$e_{i,t} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \tag{2.37}$$

สำหรับข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย มีหลายวิธีในการสร้างค่าสถิติเพื่อทดสอบสมมติฐานหลัก และมีสมมติฐานรอง 2 แบบที่แตกต่างกัน โดยในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

$$H_0 : \text{ ไม่มีโคอินทิเกรชัน } \rho_i = 1$$
$$H_1 : \text{ มีโคอินทิเกรชัน } \rho_i < 1 \text{ สำหรับทุก } i$$

สมมติฐานในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน ในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

$$H_0 : \text{ ไม่มีโคอินทิเกรชัน } \rho_i = 1$$
$$H_1 : \text{ มีโคอินทิเกรชัน } \rho_i < 1 \text{ สำหรับทุก } i$$

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

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

$$T^2 N^{\frac{3}{2}} Z\overline{v}_{N,T} \equiv T^2 N^{\frac{2}{3}} \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{1/i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1} \right)^{-1} \tag{2.38}$$

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3. ค่าสถิติ *Panel pp – Statistic* คือ

$$Zt_{N,T} \equiv \left(\tilde{\sigma}^2_{N,T} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \hat{e}^2_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \tag{2.40}$$

4. ค่าสถิติ *Panel ADF – Statistic* คือ.

$$\tilde{Z}^* t_{N,T} \equiv \left(\tilde{s}^{*2}_{N,T} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \hat{e}^2_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{1/i} \hat{e}^*_{i,t-1} \Delta \hat{e}^*_{i,t} \tag{2.41}$$

5. ค่าสถิติ *Group* ρ *– Statistic* คือ

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

6. ค่าสถิติ *Group pp – Statistic* คือ

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

7. ค่าสถิติ *Group ADF – Statistic* คือ

$$N^{-1/2} \tilde{Z}^* t_{N,T} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{s}^{*2}_{N,T} \hat{e}^{*2}_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}^*_{i,t-1} \Delta \hat{e}^*_{i,t} \tag{2.44}$$

ซึ่งค่าสถิติพื้นฐานที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu \sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \rightarrow N(0,1) \tag{2.45}$$

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

กรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน จะใช้ค่าสถิติ Panel Statistics ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่ ซึ่งเป็นการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันหรือ Within Dimension และค่าสถิติ Group Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน ซึ่งเป็นการทดสอบ Group Mean Panel Cointegration Tests หรือ Between Dimension

ถ้าค่าสถิติ Panel Statistics ปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่าตัวแปรในแบบจำลองพาแนล โคอินทิเกรชันของทุกหน่วยภาคตัดขวางมีความสัมพันธ์กัน แต่ถ้าค่าสถิติ Group Panel Statistics ปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าตัวแปรในแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันของภาคตัดขวางอย่างน้อย 1 หน่วยมีความสัมพันธ์กัน

2) วิธี Kao Test

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

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \qquad (2.46)$$

สำหรับ $y_{it} = y_{it-1} + u_{it}$

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

โดยที่ $i=1, 2,..., N$; $t=1, 2,..., T$ ทำการถดถอยสมการที่ (2.35) ซึ่งให้ α_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยแตกต่างกัน β_i ของข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยเหมือนกัน และให้ค่าสัมประสิทธิ์ γ_i ทั้งหมดของแนวโน้มมีค่าเข้าสู่ *0*

ทำการถดถอย $e_{it} = \rho e_{it-1} + \nu_{it}$ (2.47)

หรือ $e_{it} = \tilde{\rho} e_{it-1} \sum_{j=1}^{\rho} \psi_j \Delta e_{it-j} + \nu_{it}$ (2.48)

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \tag{2.49}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_\rho + \sqrt{1.875N} \tag{2.50}$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}\hat{\sigma}_\nu^2/\hat{\sigma}_{0\nu}^2}{\sqrt{3+36\hat{\sigma}_\nu^4/5\hat{\sigma}_{0\nu}^4}} \tag{2.51}$$

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

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

$$ADF = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_\nu/(2\hat{\sigma}_{0u}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0\nu}^2/(2\hat{\sigma}_\nu^2)+3\hat{\sigma}_\nu^2/(10\hat{\sigma}_{0\nu}^2)}} \tag{2.53}$$

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

ค่าความแปรปรวนของ $w_{it} = \begin{bmatrix} u_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$ (2.54)

ประมาณค่าโดย $\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_u^2 & \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2 \\ \hat{\sigma}_{u\varepsilon} & \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}^{'} + \kappa(\hat{w}_i)\right]$ (2.55)

โดย κ คือ Kernel Function (วันวิสา วิฒรจนารมย์, 2551)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2.2.4 การทดสอบสมการพาแนล (Panel Equation Testing)

การทดสอบสมการพาแนล คือการทดสอบว่าควรทำการประมาณแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันในรูปแบบใด ระหว่าง Pooled Estimator, Fixed Effects หรือ Random Effects สำหรับการศึกษาในครั้งนี้จะทำการทดสอบสมการพาแนล 3 วิธี คือ วิธี Hausman Test วิธี Redundant Fixed Effects Test และวิธี Lagrange multiplier test (LM-Test) ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

1) วิธี Redundant Fixed Effects Test

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

$$F = \frac{y^{'}MD(D^{'}MD) - D^{'}My/(p-r)}{y^{'}Gy/\left(NT-(\widetilde{k}+p-r)\right)} \qquad (2.56)$$

โดยมีสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : No Fixed Effects

H_1 : Fixed Effects

ถ้าผลการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Random Effects ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าควรทำการประมาณค่าแบบจำลองในรูปแบบ Fixed Effects

2) 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

3) Lagrange multiplier test (LM-Test)

LM-Test เป็นการทดสอบระ หว่าง Random effect และ Poolability of Data โดยมีสมมติฐานว่าองค์ประกอบความแปรปรวน (Variance Components) มีค่าเท่ากับศูนย์

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

จากสมการ $\bar{e}$ คือเวกเตอร์ $n \times 1$ ของ*Group Specific Means of Pooled Regression Residuals* และ $e'e$ คือ *Sum Squared of Error (SSE)* ของ*pooled OLS regression*

Lagrange multipier test (LM) มีการกระจายแบบ Chi-squred มี Degree of Freedom เท่ากับ 1

$$LM_\mu = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{e'DDe}{e'e} - 1\right] = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{T^2\overline{e'e}}{e'e} - 1\right]^2 \sim \chi^2 \qquad (2.57)$$

อีกวิธีหนึ่งในการทดสอบ Lagrange multiplier test (LM-Test)

$$LM_\nu = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum\left(\sum e_{it}\right)^2}{\sum\sum e_{it}^2} - 1\right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum(T\overline{e_{i\bullet}})^2}{\sum\sum e_{it}^2} - 1\right]^2 \sim \chi^2 \quad (2.58)$$

Two way random effect มีสมมติฐานหลักว่าทั้งข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา องค์ประกอบความแปรปรวน (variance components) มีค่าเท่ากับศูนย์ เกิดจากการรวมสมการทั้งสองเพื่อใช้ในการทดสอบแบบ Two way random effect (Indiana University,2006:0nline) ถ้ายอมรับสมมติฐานหลักแบบจำลอง จะใช้ Pooled Estimator และ ถ้าปฏิเสธสมมุติฐานหลักแบบจำลองจะใช้ Random Effect Model

$$LM_{\mu\nu} = LM_\mu + LM_\nu \sim \chi^2 \qquad (2.59)$$

2.2.2.5 การประมาณค่าแบบจำลองพาแนล (Panel Estimation)

สำหรับประมาณค่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระและตัวแปรตามในการศึกษาครั้งนี้จะใช้การประมาณค่าแบบจำลองพาแนลทั้งหมด 3 วิธีด้วยกัน ได้แก่ วิธีกำลังสอง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

น้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS) วิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัตร (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS) และวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) เพื่อศึกษาอิทธิพลของตัวแปรอิสระว่าส่งผลต่อตัวแปรตามอย่างไร โดยรายละเอียดของแต่ละวิธีมี ดังนี้

1) การประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS)

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

$$y_{it} = x_{it}^{'}\beta + z_{it}^{'}\gamma + u_{it} \tag{2.60}$$

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

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}^{'}\tilde{x}_{it}\right]^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}^{'}\tilde{y}_{it}\right] \tag{2.61}$$

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 ที่ใช้เป็นตัวแปรในการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถดถอย 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

$$y_{it} = x_{it}^{'}\beta + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \qquad (2.62)$$

สามารถประมาณค่า β จากสมการ DOLS ได้ดังนี้

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} (\sum_{t=1}^{T} z_{it} z_{it}^{*})^{-1} (\sum_{t=1}^{T} z_{it} \tilde{y}_{it}) \right] \qquad (2.63)$$

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง

N คือ จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา

T คือ จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา

z_{it} คือ 2(K+1)x1

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

นอกจากนี้ยังใช้วิธีการประมาณค่าแบบโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) เพื่อการประมาณค่าแบบจำลองให้มีประสิทธิภาพยิ่งขึ้น

3) การประมาณค่าแบบโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM)

Hansen (1982) ได้เสนอวิธีการประมาณค่าแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Generalized Method of Moments (GMM) ซึ่งเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลอง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยตรงจากเงื่อนไขโมเมนต์ (Moment Conditions) ซึ่งใส่เข้ามาในแบบจำลอง เงื่อนไขเหล่านี้สามารถที่จะมีลักษณะเชิงเส้นในพารามิเตอร์ (Linear in Parameter) ได้ แต่บ่อยครั้งที่จะมีลักษณะไม่เป็นแบบเชิงเส้น (Nonlinear in Parameter) และเพื่อที่จะทำให้เราสามารถหาค่าพารามิเตอร์ได้ จำนวนของเงื่อนไขโมเมนต์อย่างน้อยที่สุดควรจะเท่ากับจำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547) การประมาณค่าแบบ GMM มีรูปแบบพื้นฐานมาจากสมการ (2.62) สามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - y_{it-} = \beta'(x_{it} - x_{it-1}) + \gamma'(z_{it} - z_{it-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \qquad (2.64)$$

โดย $i = 1, 2, \ldots, n$

$t = 2, \ldots, T_i$

อย่างไรก็ตามจากสมการที่ (2.64) จะมีความเอนเอียง (bias) เพิ่มขึ้นถ้า $y_{it-1} - y_{it-2}$ มีความสัมพันธ์กับ error term $(u_{it} - u_{it-1})$ การประมาณค่า OLS แบบ Dynamic Panel จะมีความเหมาะสมมากกว่า

หากมีการใช้เครื่องมือ (Instrument) ที่ถูกต้อง การประมาณวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) จะมีประสิทธิภาพและมีความเหมาะสมในการใช้ประมาณค่าสมการ โดยทั่วไปจะมีการใส่ค่าความล่าช้า (lag) ของตัวแปรตามสองช่วงเวลา ที่ y_{it-2} นั้นจะไม่มีความสัมพันธ์กับ $(u_{it} - u_{it-1})$ ดังนั้น ค่าของ $y_{it-2}, k \geq 2$ จึงเป็นเครื่องมือ (Instrument) ที่ ถูกต้อง

2.2.2.6 การหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น (ECM)

ECM มีประสิทธิภาพและใช้อย่างแพร่หลายในการวิเคราะห์ความผันผวนในระยะสั้นและดุลยภาพในระยะยาว เมื่อตัวแปรมีลักษณะไม่นิ่ง ซึ่งสามารถเขียนแบบจำลอง ECM ได้ดังนี้

$$\Delta y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_{it} + \alpha_2 u_{it-1} + \alpha_3 \sum_{h=1}^{p} \Delta x_{it-h} + \alpha_4 \sum_{j=0}^{q} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (2.65)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการที่ (2.65) เมื่อ Δ คืออนุพันธ์ลำดับที่ 1 ε_{it} คือตัวแปรความคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม และ $u_{it-1} = (y_{it-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{it-1})$ คือตัวแปรความคลาดเคลื่อนของการถดถอยหนึ่งช่วงเวลา (one period lagged) ของ Panel cointegration จากสมการข้างต้น Δy จะขึ้นอยู่กับ Δx และค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพ ถ้าค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพไม่เท่ากับศูนย์ หลังจากนั้นแบบจำลองก็จะออกจากดุลยภาพ สมมติให้ Δy เท่ากับศูนย์ u_{it-1} มีค่าเป็นบวก ซึ่งหมายความว่า y_{it-1} จะมีค่ามากกว่าดุลยภาพ ($\alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1}$) หลังจากนั้นถ้า α_2 มีค่าเป็นลบ ทำให้ตัวแปร $\alpha_2 u_{it-1}$ มีค่าเป็นลบไปด้วย จึงทำให้ Δy_{it} มีค่าลดลงเพื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพ ดังนั้น ถ้าว่า y_{it} มีค่าสูงกว่าจุดดุลยภาพ หลังจากนั้นก็จะเริ่มกลับเข้าสู่ดุลยภาพในช่วงเวลาถัดไป

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

นิศานาถ นิศากรเกรียงเดช (2548) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการใช้จ่ายของรัฐบาลกับการเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศทั้งในระยะสั้นและระยะยาว โดยตัวแปรที่นำมาศึกษาได้แก่ การใช้จ่ายของรัฐบาล ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศและจำนวนประชากรของประเทศ โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิเป็นรายปี ตั้งแต่ปี 2493 – 2546 โดยประยุกต์ใช้เทคนิคโคอินทิเกรชัน แบบจำลองเออร์เรอร์คอเรคชันและการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล จากการทดสอบความสัมพันธ์ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว พบว่า การใช้จ่ายของรัฐบาลและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ทั้งสองตัวแปรมีความสัมพันธ์ในระยะสั้น และมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวทั้งสองทิศทางด้วยเช่นกัน สำหรับสัดส่วนการใช้จ่ายของรัฐบาลต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อคนนั้น พบว่าทั้งสองตัวแปรมีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น และมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวในทิศทางเดียว การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลพบว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อคนและสัดส่วนการใช้จ่ายของภาครัฐบาลต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ที่มีความสัมพันธ์เป็นเหตุเป็นผลทั้งสองทิศทาง

รณชิต สมมิตร (2550) ศึกษาการใช้จ่ายของภาครัฐบาลต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทย ประกอบด้วย ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ภาษี อัตราดอกเบี้ย การบริโภคของภาคเอกชนและการลงทุนของภาคเอกชน วิธีการศึกษาใช้วิธี โคอินทิเกรชันและเออร์เรอร์คอเรคชันตามวิธีการของ Johansen และ Juselius ข้อมูลที่ใช้เป็นแบบทุติยภูมิ รายไตรมาสระหว่างไตรมาส

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แรกของ ปี 2536 ถึง ไตรมาสแรกของ ปี 2549 จากการศึกษาพบว่า รายจ่ายที่มีสัดส่วนมากที่สุดเมื่อจำแนกตามหน่วยงานได้แก่ หน่วยงานกระทรวงศึกษาธิการเมื่อจำแนกรายจ่ายตามโครงสร้างแผนงานได้แก่ กลุ่มภารกิจสำคัญ เมื่อจำแนกตามลักษณะการใช้จ่ายได้แก่ งบบุคลากร เมื่อจำแนกตามลักษณะเศรษฐกิจได้แก่ รายจ่ายประจำ เมื่อจำแนกตามลักษณะงานได้แก่ ด้านการบริการชุมชนและสังคม โดยโครงสร้างรายจ่ายทั้งหมด 5 ประเภทนั้นมีวัตถุประสงค์ที่สอดคล้องกันคือ มุ่งเน้นด้านการพัฒนาการศึกษา และการพัฒนาคุณภาพประชากร จากการศึกษา พบว่าการใช้จ่ายรัฐบาลมีผลกระทบในระยะยาวต่อการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมากที่สุด รองลงมาคือ การลงทุนภาคเอกชน การบริโภคของภาคเอกชน ภาษีและสุดท้ายคือ ดอกเบี้ย นอกจากนั้นผลการศึกษาพบว่าตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคทุกตัว จะมีการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ส่วนทางด้านตัวแปรระยะสั้นพบว่ามีผลต่อการลงทุนภาคเอกชนเพียงตัวแปรเดียวเท่านั้น

ปาณิสรา สุขพัฒน์ (2551) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างงบประมาณรายจ่ายด้านการศึกษาของรัฐบาลและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย ตัวแปรที่นำมาศึกษาได้แก่ งบประมาณรายจ่ายด้านการศึกษาของรัฐบาลและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายปี ครอบคลุมตั้งแต่ ปีพ.ศ. 2520 – 2549 โดยใช้เทคนิคโคอินทริเกรชัน ผลการศึกษาพบว่าในระยะยาว งบประมาณรายจ่ายด้านการศึกษาของรัฐบาลและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ทั้งสองตัวแปรมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว และในระยะสั้นงบประมาณรายจ่ายด้านการศึกษาของรัฐบาลเป็นตัวแปรต้นและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นตัวแปรตาม แบบจำลองมีการปรับตัวในระยะสั้น แต่ในกรณีที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นตัวแปรต้นและงบประมาณรายจ่ายด้านการศึกษาของรัฐบาลเป็นตัวแปรตาม พบว่าแบบจำลองมีการปรับตัวในระยะสั้น ในส่วนของการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของงบประมาณรายจ่ายด้านการศึกษาของรัฐบาลและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ พบว่าทั้งสองตัวแปรมีความสัมพันธ์แบบทิศทางเดียวกัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ปรีดา ใจท้วม (2553) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างรายจ่ายประจำ รายจ่ายลงทุนของรัฐบาล และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายไตรมาส ครอบคลุมตั้งแต่ปี พ.ศ.2541- พ.ศ.2552 รวมทั้งหมด 48 ไตรมาสของข้อมูล 3 ตัวแปรได้แก่ รายจ่าย ประจำของรัฐบาล รายจ่ายลงทุนของรัฐบาลและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ โดยใช้เทคนิคโคอินทริเกรชัน (cointegration) พบว่าในระยะยาว รายจ่ายประจำของรัฐบาลมีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ขณะที่รายจ่ายลงทุนของรัฐบาลไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ และรายจ่ายประจำของรัฐบาลกับ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ มีการปรับตัวในระยะสันเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว และรายจ่ายประจำของรัฐบาลมีความสัมพันธ์แบบสองทิศทางกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ขณะที่รายจ่ายลงทุนของรัฐบาลไม่มีความสัมพันธ์กับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ

ณัฐชยา บุญปลอด (2554) ศึกษาถึงผลกระทบและเปรียบเทียบสัดส่วนการใช้จ่าย ของรัฐบาลด้านสาธารณสุขต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของกลุ่มประเทศในเอเชียตะวันออก เฉียงใต้ได้แก่ประเทศไทย สิงคโปร์ อินโดนีเซีย และฟิลิปปินส์ โดยตัวแปรทางเศรษฐกิจที่ นำมาพิจารณาในการศึกษา ได้แก่ การใช้จ่ายของรัฐบาลด้านสาธารณสุขที่แท้จริง ผลิตภัณฑ์มวล รวมในประเทศที่แท้จริง จำนวนประชากรของประเทศ ได้ใช้ข้อมูลทุติยภูมแบบรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ.2521 - พ.ศ.2551 โดยใช้เทคนิค cointegration ของ Engel and Granger ผลการศึกษาสำหรับกรณีประเทศไทยและประเทศฟิลิปปินส์ พบว่า ตัวแปรทางเศรษฐกิจ ทั้งสองตัวแปรไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว จึงทำการประมาณค่าสมการถดถอยโดยวิธี กำลังสองน้อยที่สุดเพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร พบว่า การเปลี่ยนแปลงของสัดส่วนการ ใช้จ่ายของรัฐบาลด้านสาธารณสุขต่อคนของประเทศไทย มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์ มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงในทิศทางตรงกันข้าม แต่ประเทศฟิลิปปินส์มีผลในทิศทางเดียวกัน สำหรับกรณีประเทศสิงคโปร์และประเทศอินโดนีเซีย พบว่า ตัวแปรทางเศรษฐกิจทั้งสองตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว โดยประเทศอินโดนีเซียตัวแปรมีการปรับตัวใน ระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว แต่ประเทศสิงคโปร์ตัวแปรไม่มีการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อ เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved