

บทที่ 2

แนวคิดและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าอากรขาเข้ากับผลิตภัณฑ์มวลรวมของจังหวัดที่มีการค้าชายแดนภาคเหนือ มีแนวคิดและทฤษฎีที่เกี่ยวข้องดังต่อไปนี้

2.1 แนวคิดและทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 แนวคิดเกี่ยวกับผลิตภัณฑ์มวลรวมจังหวัด

ผลิตภัณฑ์มวลรวมจังหวัด (Gross Provincial Product : GPP) หมายถึง ผลรวมของมูลค่าเพิ่มของกิจกรรมการผลิตสินค้าและบริการทุกชนิดในขอบเขตพื้นที่จังหวัด ในรอบ 1 ปี ปฏิทิน ซึ่งคำนวณจากผลต่างระหว่างมูลค่าการผลิตและค่าใช้จ่ายขั้นกลางในส่วนที่เข้าของกิจการจ่ายเป็นค่าตอบแทนแก่เจ้าของปัจจัยการผลิตขั้นปฐม ซึ่งประกอบด้วย ค่าตอบแทนแรงงาน ค่าเช่าที่ดิน ค่าดอกเบี้ยจ่าย ค่าไรของผู้ประกอบการ นอกจากนี้ยังรวมถึง ค่าเสื่อมราคา ภาษีทางอ้อม รวมถึงค่าธรรมเนียมที่จ่ายให้รัฐ ทั้งนี้ใช้ข้อมูลจากการสำรวจผู้ประกอบการ และข้อมูลจากระบบภาษีในการจัดทำ ผลิตภัณฑ์มวลรวมจังหวัดจึงเป็นเครื่องมือที่ใช้แสดงถึงสถานการณ์เศรษฐกิจของจังหวัดได้เป็นอย่างดี สามารถใช้เป็นข้อมูลในการวางแผนนโยบาย จัดทำแผนยุทธศาสตร์หรือแผนพัฒนาเศรษฐกิจ กำหนดมาตรการแก้ปัญหาทางเศรษฐกิจของจังหวัด นอกจากนี้ยังใช้เป็นข้อมูลสำคัญในการวางแผนการผลิตและจำหน่ายของภาคเอกชน และใช้ในการเปรียบเทียบภาวะเศรษฐกิจ และระดับรายได้ระหว่างจังหวัด

2.1.2 แนวคิดเกี่ยวกับอากรขาเข้า

อากรขาเข้า หมายถึง ภาษีที่เรียกเก็บจากการนำสินค้าเข้าจากต่างประเทศ โดยจะจัดเก็บตามราคาหรือร้อยละของมูลค่าสินค้า และจัดเก็บตามสภาพของสินค้าตามปริมาณ น้ำหนัก ความยาว หรือปริมาตร เป็นต้น โดยกรมศุลกากรมีหน้าที่รับผิดชอบในการจัดเก็บอากรขาเข้าดังกล่าว ซึ่งเป็นรายได้ของรัฐ ทั้งนี้ยังเป็นการคุ้มครองและพัฒนาอุตสาหกรรมภายในประเทศ นอกจากนี้ยังใช้เป็นมาตรการในการส่งเสริมหรือจำกัดการบริโภคของประชาชน

การคำนวณอากรขาเข้าจะถือตามสภาพของ ราคาของ และพิกัดอัตราศุลกากรขณะที่มีการนำสินค้าเข้ามาในราชอาณาจักรทั้งนี้ราคาของจะต้องรวมค่าประกันภัย ค่าขนส่งของที่นำเข้ามายังท่าหรือที่ที่นำของเข้า ค่าขนของลง ค่าขนของขึ้น รวมถึงค่าจัดการต่าง ๆ ที่เกี่ยวเนื่องกับการ

ขนส่งของที่นำเข้ามายังท่าหรือที่ที่นำของเข้า ซึ่งจะนำไปคู่กับอัตราอากร เพื่อใช้ในการเรียกเก็บอากรขาเข้าต่อไป

2.1.3 แนวคิดที่เกี่ยวกับผลกระทบของการจัดเก็บภาษีอากร

การจัดเก็บภาษีอากรของรัฐบาลย่อมมีผลกระทบทั้งในระดับประชาชนและรวมถึงในระดับประเทศโดยรวม ทั้งในด้านเศรษฐกิจสังคมและการเมือง ซึ่งขึ้นอยู่กับประเภทของภาษีอากรที่จัดเก็บ สามารถจำแนกผลกระทบทางเศรษฐกิจโดยรวมที่สำคัญได้ดังนี้

1. ผลกระทบด้านการจัดสรรทรัพยากร การจัดเก็บภาษีอากรของรัฐบาลก่อให้เกิดการโยกย้ายทรัพยากรจากภาคเอกชนมาสู่ภาครัฐบาล ดังนั้นหากรัฐบาลจัดเก็บภาษีอากรมากขึ้นจะทำให้ทรัพยากรเหลืออยู่ในภาคเอกชนน้อยลง ซึ่งเป็นเครื่องบ่งชี้ถึงขนาดของบทบาทของรัฐบาลในระบบเศรษฐกิจในการโยกย้ายทรัพยากรจากภาคเอกชนมาสู่ภาครัฐบาล การที่จะมีผลกระทบต่อส่วนใดของภาคเอกชน หรือมีผลกระทบมากน้อยเพียงใดนั้น ย่อมขึ้นอยู่กับประเภทของภาษีอากรที่รัฐบาลจัดเก็บ เช่น ถ้าภาครัฐบาลเน้นการจัดเก็บภาษีทางอ้อมเป็นสำคัญ ภาระภาษีอากรส่วนใหญ่จะตกอยู่กับกลุ่มผู้บริโภค เสมือนว่ามีภาษีอากรส่วนใหญ่จากกลุ่มผู้บริโภคมาสู่ภาครัฐบาล หรือถ้ารัฐบาลเน้นการจัดเก็บภาษีจากประชาชนกลุ่มที่มีรายได้สูง การโยกย้ายทรัพยากรส่วนใหญ่ก็จะมาจากประชาชนกลุ่มนี้ ผลของการโยกย้ายทรัพยากรตามที่กล่าวมาย่อมกระทบกระเทือนต่อการบริโภค การออม และการลงทุน ฯลฯ ของภาคเอกชน ซึ่งจะมีผลกระทบต่อไปถึงการจัดสรรทรัพยากรมาใช้ผลิตสินค้าหรือบริการต่างๆ ในที่สุด

2. ผลกระทบด้านการกระจายรายได้ เนื่องจากการจัดเก็บภาษีอากรมีผลทำให้รายได้ที่แท้จริงของบุคคลผู้รับภาระภาษีอากรลดลง ดังนั้นการจัดเก็บภาษีอากรของรัฐบาลจึงมีผลกระทบต่อลักษณะของการกระจายรายได้ของประชาชนในประเทศด้วย กล่าวคือ ถ้าภาษีอากรส่วนใหญ่ของประเทศเป็นภาษีทางตรงซึ่งโดยทั่วไปจะมีลักษณะเป็นภาษีก้าวหน้า ภาระภาษีส่วนใหญ่ตกอยู่กับผู้มีรายได้สูง จะมีผลทำให้การกระจายรายได้เป็นธรรมมากขึ้น แต่ถ้าภาษีอากรส่วนใหญ่ของประเทศเป็นภาษีทางอ้อม ซึ่งโดยทั่วไปมีลักษณะเป็นภาษียถยหลัง ภาระภาษีส่วนใหญ่ตกอยู่กับผู้บริโภคซึ่งมีรายได้น้อย จะมีผลทำให้การกระจายรายได้ไม่เป็นธรรมมากขึ้น

3. ผลกระทบต่อผลผลิตรวมของประเทศ การจัดเก็บภาษีอากรของรัฐบาลจะมีผลกระทบต่อภาคเอกชนทั้งในด้านการบริโภค การออม การลงทุน การจ้างงาน และอื่นๆ ดังนั้นการจัดเก็บภาษีอากรจึงเป็นผลต่อเนื่องไปถึงระดับการผลิต หรือผลผลิตรวมของประเทศด้วย ซึ่งผลกระทบดังกล่าวจะเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางที่เพิ่มขึ้นหรือลดลง จะขึ้นอยู่กับ การจัดเก็บภาษีแต่ละประเภท เช่น หากมีการเก็บภาษีเงินได้ในอัตราก้าวหน้าเพิ่มขึ้นจะทำให้รายได้หลังหักภาษีลดลง ซึ่งอาจมีผลทำให้มีการทำงานลดลง นอกจากนี้ยังจะทำให้การบริโภค การออม และการจ้างงาน

โดยรวมลดลงทำให้ระดับผลผลิตรวมของประเทศโดยรวมลดลงด้วย หรือในทางตรงกันข้ามหากมีการปรับปรุงโครงสร้างภาษีอากรในบางด้านให้มีลักษณะเอื้ออำนวยต่อการลงทุนและการสะสมทุนแล้วก็จะส่งผลให้ระดับผลผลิตรวมของประเทศและในอนาคตเพิ่มขึ้นด้วย

2.1.4 แนวคิดที่เกี่ยวกับดัชนีราคาผู้บริโภคระดับจังหวัด

ดัชนีราคาผู้บริโภคระดับจังหวัด คือ เครื่องมือทางสถิติที่ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงราคาขายปลีกโดยเฉลี่ยที่ผู้บริโภคจ่ายเพื่อซื้อสินค้าและบริการจำนวนหนึ่งของจังหวัด ณ เวลาหนึ่งเทียบกับปีฐาน ซึ่งในปัจจุบันการจัดทำดัชนีราคาผู้บริโภคระดับจังหวัดกำหนดให้ปี 2545 เป็นปีฐานตามปีการสำรวจภาวะเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือนของสำนักงานสถิติแห่งชาติ หากมีการหักรายการสินค้ากลุ่มอาหารสด และสินค้ากลุ่มพลังงานออก เหลือแต่รายการสินค้าที่ราคาเคลื่อนไหวตามกลไกตลาด จะถือเป็นดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน การเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคสามารถใช้วัดภาวะเงินเฟ้อ เมื่อระดับราคาสินค้าเพิ่มสูงขึ้นหรือค่าเงินที่แท้จริงลดลงอย่างต่อเนื่อง จึงใช้เป็นแนวทางในการพิจารณาแนวโน้มและแผนทางเศรษฐกิจ รวมถึงการประเมินผลกระทบจากนโยบายและแผนทางเศรษฐกิจดังกล่าว

2.1.5 แนวคิดและวิธีทางเศรษฐมิติ

ในการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าอากรขาเข้าและผลิตภัณฑ์มวลรวมของจังหวัดที่มีการค้าชายแดนภาคเหนือ ต้องอาศัยวิธีทางเศรษฐมิติเพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่างๆ ซึ่งในศึกษาครั้งนี้ใช้วิธีการทางเศรษฐมิติในการวิเคราะห์ได้แก่ การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Data Unit Root Tests) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test) และการประมาณค่าแบบจำลองพาแนล (Panel Estimation) โดยมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

1) ข้อมูลแบบพาแนล (Panel data)

ข้อมูลแบบพาแนล เป็นกลุ่มข้อมูลที่เกิดจากการสังเกตและเก็บข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่างชุดเดิมซ้ำหลายๆ ครั้ง ภายในระยะเวลาที่ศึกษา ซึ่งประกอบไปด้วย ข้อมูลภาคตัดขวาง (Cross-sectional data) และข้อมูลอนุกรมเวลา (Time series data) ทำให้สามารถศึกษาและอธิบายการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรของหน่วยภาคตัดขวางในแต่ละช่วงเวลา รวมถึงการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรภาคตัดขวางทุกหน่วยในช่วงเวลาเดียวกันได้ โดยมีข้อดีดังนี้ (Gujarati, 2003: 637-638)

1. ข้อมูลแบบพาแนลสามารถอธิบายข้อมูลเฉพาะหน่วยที่มีความสัมพันธ์กันในแต่ละช่วงเวลาที่ย้อนกลับไปได้ และสามารถแก้ปัญหาข้อจำกัดของข้อมูลอันเนื่องมาจากปัญหาในการจัดเก็บหรือแหล่งที่มาของข้อมูล

2. ข้อมูลแบบพาแนลประกอบด้วย ข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ทำให้การประมาณค่าเป็นไปอย่างมีประสิทธิภาพ ทั้งจากการลดปัญหาความแตกต่างระหว่างความถี่ของตัวแปร รวมถึงค่าระดับความเป็นอิสระ (degree of freedom) ที่สูงกว่า

3. การศึกษาข้อมูลซ้ำหลายๆ ครั้งในช่วงเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป จะสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัต (dynamics of change) ได้ดียิ่งขึ้น

4. ข้อมูลแบบพาแนลสามารถประมาณค่าและแสดงผลที่มีค่าใกล้เคียงกับความเป็นจริง มากกว่าการใช้ข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างเดียวอย่างหนึ่ง

5. ข้อมูลแบบพาแนลสามารถใช้ในการศึกษาวิเคราะห์แบบจำลองที่ซับซ้อนได้ดีกว่า

6. ข้อมูลแบบพาแนลเป็นการเก็บข้อมูลหลายๆ หน่วยที่แตกต่างกัน ทำให้สามารถศึกษาข้อมูลจำนวนมากได้ ลดการเอนเอียงของผลที่จะได้

แบบจำลองของข้อมูลแบบพาแนลสามารถเขียนได้ดังนี้ (Verbeek, 2004:342)

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

โดย	i	คือ	ข้อมูลภาคตัดขวาง ซึ่ง $i = 1, \dots, N$
	t	คือ	ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่ง $t = 1, \dots, T$
			ซึ่งจำนวนค่าสังเกตของข้อมูลแบบพาแนลเท่ากับ $N \times T$
	y_{it}	คือ	เวกเตอร์ 1×1 ของตัวแปรตาม
	α	คือ	ค่าคงที่ (Intercept)
	x_{it}	คือ	เวกเตอร์ $K \times 1$ ของตัวแปรอิสระ
	β	คือ	เวกเตอร์ $K \times 1$ ของค่าสัมประสิทธิ์ (Slope)
	ε_{it}	คือ	ค่าความคลาดเคลื่อน (Error term)

การประมาณค่าความถี่ของแบบจำลองพาแนล ขึ้นอยู่กับสมมติฐานเบื้องต้นของค่าคงที่ (α) ค่าสัมประสิทธิ์ (β) และค่าความคลาดเคลื่อน (ε) โดยข้อสมมติของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์มีได้หลายรูปแบบ ซึ่งการประมาณค่าแบบจำลองที่มีข้อสมมติของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ต่างกัน โดยแบ่งออกเป็นการประมาณค่าแบบ Fixed Effects และ Random Effect ดังนี้

(1) แบบจำลอง Fixed-Effects Model

จากข้อสมมติเกี่ยวกับค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ที่แตกต่างกันสามารถแบ่งแบบจำลอง Fixed-Effects Model ได้ดังต่อไปนี้ (Gujarati, 2003: 640-647)

(1.1) สมมติให้ค่าคงที่ (α) และค่าสัมประสิทธิ์ (β) ทุกค่าคงที่ หรือมีค่าเดียวกันในทุกช่วงเวลา และพจน์คลาดเคลื่อนมีค่าแตกต่างกันในทุกหน่วย และทุกช่วงเวลา ซึ่งเป็นวิธีที่มองข้ามความแตกต่างของแต่ละหน่วยและช่วงเวลา วิธีนี้จึงเป็นวิธีที่ง่ายที่สุด

(1.2) สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์ (β) คงที่ แต่ค่าคงที่ (α) แตกต่างกันสำหรับทุกหน่วยที่แตกต่างกัน หรือเรียกว่า Least-Squares Dummy Variable (LSDV) Regression Model แสดงว่า ค่าคงที่ที่ประมาณได้จากสมการที่ความแตกต่างกันสำหรับหน่วย i ที่แตกต่างกัน สามารถเขียนสมการได้ดังนี้ (Verbeek, 2004:345-347)

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2.2)$$

โดยที่ x_{it} ไม่ขึ้นอยู่กับการ ε_{it} และสามารถเขียนสมการถดถอยโดยมีตัวแปรหุ่นเป็นแต่ละหน่วย i ได้ดังนี้

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j d_{ij} + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2.3)$$

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

จากสมการที่ (2.3) จึงมีกลุ่มของตัวแปรหุ่นจำนวน N และค่าพารามิเตอร์ คือ $\alpha_1, \dots, \alpha_N$ และเวกเตอร์ β คือ $\beta_1, \dots, \beta_N$ และให้ y_{it} คือ ตัวแปรตาม x_{kit} คือ ตัวแปรอิสระ โดยที่ $k = 2, 3, \dots, K$ และ ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อนซึ่ง $i = 1, \dots, N$ และ $t = 1, \dots, T$ โดย $D_2, D_3, \dots, D_N$ เป็นตัวแปรหุ่นของหน่วยที่ต่างกันและ $Dt_1, Dt_2, \dots, Dt_{T-1}$ เป็นตัวแปรหุ่นของช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยตัวแปรหุ่นที่ใช้ในสมการจะมีน้อยกว่าจำนวน $N - 1$ ค่า ทั้งนี้เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหากับดักตัวแปรหุ่น และค่า α_1 แสดงถึงค่าคงที่ของตัวแปรที่ไม่ได้เป็นตัวแปรหุ่นจากสมการที่ (2.2) สามารถเขียนแบบจำลองพหุนามได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.4)$$

และสามารถเขียนแบบจำลอง Fixed-Effects Model ได้ดังนี้

$$y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.5)$$

เมื่อพิจารณาถึงความแตกต่างของแต่ละหน่วย สามารถเขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \dots + \alpha_N D_{Ni} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.6)$$

ดังนั้นเมื่อพิจารณาความแตกต่างกันของช่วงเวลา สามารถเขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Dt_1 + \lambda_2 Dt_2 + \dots + \lambda_{T-1} Dt_{T-1} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.7)$$

(1.3) สมมติให้ค่าสัมประสิทธิ์ (β) คงที่ แต่ค่าคงที่ (α) แตกต่างกัน สำหรับหน่วยหรือช่วงเวลาที่แตกต่างกัน สามารถเขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \dots + \alpha_N D_{Ni} + \lambda_0 + \lambda_1 Dt_1 + \lambda_2 Dt_2 + \dots + \lambda_{T-1} Dt_{T-1} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

(1.4) สมมติให้ทั้งค่าสัมประสิทธิ์ (β) และค่าคงที่ (α) ทุกค่าแตกต่างกัน สำหรับทุกหน่วยที่แตกต่างกัน สามารถเขียนสมการได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \dots + \alpha_N D_{Ni} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \gamma_1 (D_{2i} x_{2it}) + \gamma_2 (D_{2i} x_{3it}) + \gamma_3 (D_{3i} x_{3it}) + \dots + \gamma_P (D_{Ki} x_{Kit}) + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

(2) แบบจำลอง Random Effects Model

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

$$y_{it} = \mu + x'_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim \text{IID} (0, \delta_\varepsilon^2); \alpha_i \sim \text{IID} (0, \delta_\alpha^2) \quad (2.10)$$

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

จากสมการที่ (2.5) ให้ β_{1i} คือ ค่าคงที่ ซึ่งสมมติให้เป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นค่าเฉลี่ย β_1 และค่าคงที่ของแต่ละหน่วย เขียนได้ดังนี้ (Gujarati, 2003: 647-649)

$$\beta_{1i} = \beta_1 + u_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.11)$$

ซึ่ง u_i คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ_u^2 ดังนั้นค่าคงที่ของแต่ละหน่วยคือ ค่าเฉลี่ย (β_1) และความแตกต่างของค่าคงที่ในแต่ละหน่วย เป็นผลมาจากค่าความคลาดเคลื่อน u_i แทนค่าสมการที่ (2.11) ในสมการที่ (2.5) จะได้

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_{1i} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + u_i + \varepsilon_{it} \\ &= \beta_{1i} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \omega_{it} \end{aligned} \quad (2.12)$$

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

2) การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Data Unit Root Tests)

การทดสอบพาแนลยูนิทรูท เป็นการทดสอบตัวแปรต่างๆ ที่ใช้ในสมการเพื่อดูความนิ่งของข้อมูล โดยการทดสอบความนิ่งพาแนลยูนิทรูท มีหลายวิธี เช่น วิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test วิธี Breitung Test วิธี Hadri Test วิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) และวิธี Fisher-Type Test โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP (Verbeek, 2004:369-372) ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

หากพิจารณาจาก Autoregressive Model ของข้อมูลพาแนล

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + x'_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2.13)$$

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

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

โดยที่ x'_{it} คือ ตัวแปรภายนอก (exogenous variable) ซึ่งรวมผลกระทบ

(Fixed effects) หรือแนวโน้มของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง

(Individual trends)

ρ_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ Autoregressive

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 วิธี Breitung Test และวิธี Hadri Test ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา

ข้อสมมติฐานที่สอง กำหนดให้ ρ_i ของแต่ละหน่วย i หรือในแต่ละหน่วยของภาคตัดขวางเป็นอิสระต่อกัน ได้แก่ การทดสอบพาแนลยูนิทรูทวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) และวิธี Fisher-Type Test โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP ซึ่งเป็นการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง

2.1 การทดสอบยูนิทรูทแบบธรรมดา (Test with Common Unit Root Process)

พิจารณาจากข้อสมมติฐานที่กำหนดให้ ρ_i ของทุกหน่วยภาคตัดขวางมีค่าเท่ากัน แต่การทดสอบด้วยวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test และ วิธี Breitung Test มีสมมติฐานหลัก คือ ข้อมูลมียูนิทรูทแต่การทดสอบด้วยวิธี Hadri Test มีสมมติฐานหลักคือข้อมูลไม่มียูนิทรูทซึ่งมีรายละเอียดของแต่ละวิธีดังนี้

วิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test และ วิธี Breitung Test พิจารณาจากสมการ Augmented Dickey-Fuller (ADF) ดังนี้

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (2.14)$$

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

y_{it} คือ ข้อมูลพาแนล

α คือ $\rho - 1$

P_i คือ จำนวน Lag Order สำหรับพจน์ผลต่าง Difference Term

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

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐานหลักในการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$H_0: \alpha = 0$ ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

$H_0: \alpha < 0$ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

1) วิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test

เป็นการทดสอบความมียูนิทรูทของข้อมูลพาแนล โดยทำการถดถอยเพื่อประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α จากตัวแทน สำหรับ Δy_{it} และ y_{it}

ณ ระดับ Lag Order ที่กำหนด ให้ทำการประมาณค่า 2 สมการ โดยทำการถดถอยจาก Δy_{it} และ y_{it-j} กับพจน์ความล่า (Lag Term) ของ Δy_{it-j} ($j = 1, 2, \dots, P_i$) และตัวแปรภายนอก x_{it} ค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณได้จากการถดถอยสองสมการคือ $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$ และ $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$ ตามลำดับ

สมการแรกหาค่า $\Delta \bar{y}_{it}$ โดยนำค่า Δy_{it} ลบด้วยผลการประมาณค่า Δy_{it} กับพจน์ความล่า Δy_{it-j} และตัวแปรภายนอก x_{it} ดังสมการ

$$\Delta \bar{y}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - x'_{it} \hat{\delta} \quad (2.15)$$

สมการที่สองหาค่า $\bar{y}_{it-1}$ โดยนำค่า y_{it-1} ลบด้วยผลการประมาณค่า y_{it-1} กับพจน์ของความล่า Δy_{it-j} และตัวแปรภายนอก x_{it}

$$\bar{y}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - x'_{it} \hat{\delta} \quad (2.16)$$

การหาค่าตัวแทนจาก $\Delta \bar{y}_{it}$ และ $\bar{y}_{it-1}$ โดยหารด้วยความคลาดเคลื่อนมาตรฐานได้ดังนี้

$$\Delta \tilde{y}_{it} = (\Delta \bar{y}_{it} / S_i) \quad (2.17)$$

$$\tilde{y}_{it-1} = (\bar{y}_{it-1} / S_i) \quad (2.18)$$

โดย S_i คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐานที่ได้จากการประมาณค่า ADF แต่ละค่าในสมการ (2.14) และการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ α หาได้ดังนี้

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \alpha \tilde{y}_{it-1} + \eta_{it} \quad (2.19)$$

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

$$t_{\alpha}^* = \frac{t_{\alpha} - (N\tilde{T})S_N\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} \sim N(0,1) \quad (2.20)$$

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 $\hat{\alpha}$
 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)

ถ้าค่าสถิติ t - Statistic ของ t_α^* มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลนั้นไม่มีนิทรูท แต่ t_α^* ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลนั้นมีนิทรูท

2) วิธี Breitung Test

มีวิธีการทดสอบพาแนลนิทรูทเช่นเดียวกับ LLC test แต่ในการหาค่าตัวแทนของวิธีนี้จะตัดเฉพาะส่วนของอัตถกถอย (Autoregressive Portion) คือพจน์ความล่าของ Δy_{it-j} ออก ส่วนของตัวแปรภายนอกยังคงนำไปใช้ในการคำนวณหาค่าตัวแทน(proxies) ดังนี้คือ

$$\Delta \tilde{y}_{it} = (\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j}) / S_i \quad (2.21)$$

$$\tilde{y}_{it-1} = (y_{it-1} - \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\beta}_{ij} y_{it-j} / S_i) \quad (2.22)$$

โดยที่ $\hat{\beta}_i, \hat{\beta}$ และ S_i สามารถหาได้เช่นเดียวกับวิธี LLC Test ดังนั้น ตัวแทน(proxies) เมื่อมีการเอาแนวโน้มเวลาออก (de trended) แล้วจะเขียนได้ดังนี้

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}} \left(\Delta \tilde{y}_{it} - \frac{\Delta \tilde{y}_{it+1} + \dots + \Delta \tilde{y}_{it+T}}{T-t} \right) \quad (2.23)$$

$$y_{it-1}^* = \tilde{y}_{it-1} - c_{it} \quad (2.24)$$

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

การประมาณค่าพารามิเตอร์ α สามารถหาได้จากสมการตัวแทน

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + v_{it} \quad (2.25)$$

ภายใต้สมมติฐานหลัก ผลจากการประมาณค่า α^* มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^{T-1} (y_{it-1}^*)^2 \right]^{-\frac{1}{2}} \left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}} \right) \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{it}^*) (y_{it-1}^*) \right) \right] \quad (2.26)$$

หรือ

$$B_{nT} = [B_{2nT}]^{-\frac{1}{2}} B_{1nT} \quad (2.27)$$

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

การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธีนี้มีสมมติฐานหลัก คือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท โดยทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือหรือส่วนที่ตกค้าง (Residual) จากสมการถดถอย OLS (OLS Regression) ของ y_{it} ที่คงที่ (Constant) หรือคงที่ และมีแนวโน้ม (Trend)

$$\text{จาก } y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (2.28)$$

โดย

y_{it} คือ ข้อมูลแบบพาแนล ซึ่ง $i = 1, 2, \dots, N$ และ $t = 1, 2, \dots, T$

δ_i คือ ค่าคงที่ (Constant)

η_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ t หรือแนวโน้ม (Trend)

ε_{it} คือ ส่วนคงเหลือ หรือส่วนตกค้าง (Residual)

ให้ส่วนคงเหลือจากการถดถอย ε_{it} อยู่ในรูปของค่าสถิติ LM (LM Statistic)

$$LM_1 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / \bar{f}_0 \right) \quad (2.29)$$

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

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{it} \quad (2.30)$$

และ $\bar{f}_0$ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^N f_{i0} / N \quad (2.31)$$

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

$$LM_2 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right) \quad (2.32)$$

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

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z - Statistic ซึ่งเขียนได้ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N} (LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \quad (2.33)$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลแบบพาแนล

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

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

ถ้าค่าสถิติ Z - Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักหรือข้อมูลแบบพาแนลมียูนิทรูท แต่ถ้า Z - Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือข้อมูลแบบพาแนลไม่มียูนิทรูท

2.2 การทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง (Tests with Individual Unit Root Process)

การทดสอบพาแนลยูนิทรูทด้วยวิธี Im, Pesaran and Shin (IPS Test) และวิธี Fisher-Type Tests โดยใช้ ADF และ PP-Tests เป็นการทดสอบยูนิทรูทของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง ดังนั้น ρ_i ของแต่ละหน่วยภาคตัดขวางจึงมีค่าต่างกัน ซึ่งการทดสอบด้วยวิธีนี้จะเป็น

การรวมผลการทดสอบยูนิตรฐของแต่ละหน่วยภาคตัดขวาง เพื่อใช้เป็นผลการทดสอบพาแนลยูนิตรฐ โดยรายละเอียดของการทดสอบแต่ละวิธี มีดังนี้

1) วิธี Im, Pesaran and Shin (IPS Test)

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

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (2.34)$$

สมมติฐานการทดสอบข้อมูลพาแนลยูนิตรฐ คือ

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

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

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ t - Statistic สำหรับ α_i คือ

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{t=1}^N t_{iT} (P_i) \right) / N \quad (2.35)$$

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

$$W_{\bar{t}_{NT}} = \frac{\sqrt{N} (\bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(\bar{t}_{iT}(P_i)))}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(\bar{t}_{iT}(P_i))}} \rightarrow N(0,1) \quad (2.36)$$

ถ้า $W_{\bar{t}_{NT}}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลนั้นไม่มียูนิตรฐ แต่ถ้า $W_{\bar{t}_{NT}}$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่า ยอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลนั้นมียูนิตรฐ

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

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

โดย (π_i) ($i = 1, 2, \dots, N$) คือ ค่า p-value ของการทดสอบยูนิตรฐของข้อมูลภาคตัดขวาง 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

$$P_\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \log_e \pi_i \rightarrow: \chi^2_{2N} \quad (2.37)$$

ในกรณีของ Choi (2001) ให้ P_i ($i = 1, 2, \dots, N$) คือค่า p-value ของการทดสอบยูนิทรูทของข้อมูลภาคตัดขวาง i จากข้อมูลภาคตัดขวางทั้งหมด

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(P_i) \quad (2.38)$$

โดยค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(P_i) \quad (2.39)$$

โดย Φ มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน $N(0,1)$ และสมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

$$\begin{aligned} H_0: \rho_i &= 1 && \text{ข้อมูลแบบพาแนลมียูนิทรูท} \\ H_1: \begin{cases} \rho_i = 1 \\ \rho_i < 1 \end{cases} &&& \text{ข้อมูลแบบพาแนลไม่มียูนิทรูท} \end{aligned}$$

ถ้าทั้ง Fisher's (P_λ) Test และ Z - Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้าทั้ง Fisher's (P_λ) Test และ Z - Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลแบบพาแนลมียูนิทรูท

เมื่อทำการทดสอบพาแนลยูนิทรูทของตัวแปรแต่ละตัว โดยใช้วิธีทดสอบทุกวิธีดังที่กล่าวมาแล้วนั้น จึงทำการพิจารณาเปรียบเทียบผลการทดสอบของแต่ละวิธี ซึ่งจะใช้การทดสอบพาแนลยูนิทรูทจากวิธีที่ให้ผลจากการทดสอบที่ดีที่สุด มีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Order of Integration) อันดับเดียวกัน ทั้งนี้เพื่อนำผลที่ได้ไปทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในระยะยาวด้วยแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันต่อไป

3) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชัน (Panel Cointegration Test)

ในการศึกษาครั้งนี้จะทำการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันด้วยวิธี Pedroni Test ซึ่งมีพื้นฐานมาจากการทดสอบโคอินทิเกรชันของ Engle-Granger โดยจะกำหนดให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีค่าคงที่ (Intercept) และแนวโน้ม (Trend) ที่แตกต่างกัน (Heterogeneous) ซึ่งพิจารณาได้จากสมการถดถอย ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots + \beta_{ki}x_{ki,t} + e_{i,t} \quad (2.40)$$

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

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

$k = 1, 2, \dots, K$ คือ ตัวแปรถดถอย

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

ภายใต้สมมติฐานหลัก H_0 : ไม่มีโคอินทิเกรชัน ส่วนตกค้างหรือส่วนคงเหลือ (Residual) $e_{i,t}$ ซึ่งได้จากการถดถอยสมการที่ (2.40) จะเป็น $I(1)$ และทดสอบได้จากสมการ ดังนี้

$$e_{i,t} = \rho_i e_{i,t-1} + u_{it} \quad (2.41)$$

$$\text{หรือ } e_{i,t} = \rho_i e_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{Pi} \psi_{ij} \Delta e_{i,t-j} + v_{it} \quad (2.42)$$

สำหรับข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วย มีวิธีในการสร้างค่าสถิติเพื่อทดสอบสมมติฐานหลัก และมีสมมติฐานรอง 2 แบบที่แตกต่างกันโดยในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน (Homogeneous)

$$H_0: \text{ไม่มีโคอินทิเกรชัน } (\rho_i = 1)$$

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

สมมติฐานในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน (Heterogeneous)

$$H_0: \text{ไม่มีโคอินทิเกรชัน } (\rho_i = 1)$$

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

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบโคอินทิเกรชัน คือ $\mathbf{N}_{N,T}$ ซึ่งได้จากส่วนตกค้างจากสมการที่ (2.41) หรือ (2.42) ซึ่งจะได้ค่าสถิติทั้งหมด 7 ค่า เพื่อใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก ได้แก่ (Pedroni, 1999)

1. ค่าสถิติ Panel ν - Statistic คือ

$$T^2 N^{\frac{3}{2}} \hat{\nu}_{N,T} \equiv T^2 N^{\frac{3}{2}} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1/i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (2.43)$$

2. ค่าสถิติ Panel ρ - Statistic คือ

$$T \sqrt{N} \hat{\rho}_{N,T} \equiv T \sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1/i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1/i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (2.44)$$

3. ค่าสถิติ Panel pp - Statistic คือ

$$\mathbf{Z}_{N,T} \equiv \left(\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1/i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1/i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (2.45)$$

4. ค่าสถิติ Panel ADF - Statistic คือ

$$\tilde{\mathbf{Z}}^* \mathbf{t}_{N,T} \equiv \left(\tilde{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1/i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1/i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*) \quad (2.46)$$

5. ค่าสถิติ Group ρ - Statistic คือ

$$T N^{-\frac{1}{2}} \tilde{\mathbf{Z}} \hat{\rho}_{N,T-1} \equiv T N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (2.47)$$

6. ค่าสถิติ Group pp - Statistic คือ

$$N^{-\frac{1}{2}} \tilde{\mathbf{Z}} \mathbf{t}_{N,T} \equiv N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left(\tilde{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (2.48)$$

7. ค่าสถิติ Group ADF - Statistic คือ

$$N^{-\frac{1}{2}} \tilde{\mathbf{Z}}^* \mathbf{t}_{N,T} \equiv N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \tilde{s}_{N,T}^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (2.49)$$

ซึ่งค่าสถิติพื้นฐานที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลัก คือ

$$\frac{\mathbf{N}_{N,T} - \mu \sqrt{N}}{\sqrt{v}} \rightarrow N(0,1) \quad (2.50)$$

โดย $\mathbf{N}_{N,T}$ คือรูปแบบที่เหมือนกันของค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบโคอินทิเกรชันของแต่ละวิธีที่ใช้ทดสอบ ให้ μ และ v คือตัวปรับค่า Monte Carlo ของค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

โดยค่าสถิติ Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางทุกหน่วยมีลักษณะเหมือนกัน ซึ่งเป็นการทดสอบพหุแนลโคอินทิเกรชัน หรือ Within Dimension และค่าสถิติ Group Panel Statistics จะใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักในกรณีที่สมมติให้ข้อมูลภาคตัดขวางแต่ละหน่วยมีลักษณะแตกต่างกัน ซึ่งเป็นการทดสอบ Group Mean Panel Cointegration Tests หรือ Between Dimension

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

4) การประมาณค่าแบบจำลองพาแนล (Panel Estimation)

การประมาณค่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระและตัวแปรตามมีวิธีประมาณค่าแบบจำลองพาแนลทั้งหมด 3 วิธี ได้แก่ วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS) วิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัต (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS) และวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) ซึ่งโดยทั่วไปหากตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กันจะประมาณค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรนั้นด้วย 2 วิธีแรก แต่หากพบว่าตัวแปรไม่มีความสัมพันธ์กันจะประมาณค่าด้วยวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป ทั้งนี้เพื่อศึกษาอิทธิพลของตัวแปรอิสระว่าส่งผลต่อตัวแปรตามอย่างไร โดยรายละเอียดของแต่ละวิธีมีดังนี้

4.1 การประมาณค่าแบบกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square, OLS)

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

$$y_{it} = x'_{it} \beta + z'_{it} \gamma + u_{it} \quad (2.51)$$

เมื่อ $\{x_{it}\}$ คือ เวกเตอร์ $K \times 1$ ของตัวแปรอิสระสามารถประมาณค่า β ได้จากสมการ OLS ดังนี้

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = [\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}'_{it} \tilde{x}_{it}]^{-1} [\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}'_{it} \tilde{y}_{it}] \quad (2.52)$$

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

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

4.2 การประมาณค่าแบบวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัต (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS)

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

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik}\Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (2.53)$$

สามารถประมาณค่า β จากสมการ DOLS ได้ดังนี้

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = [N^{-1} \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T z_{it} z_{it}^*)]^{-1} (\sum_{t=1}^T z_{it} \tilde{y}_{it}) \quad (2.54)$$

โดย	i	คือ	ข้อมูลภาคตัดขวาง
	N	คือ	จำนวนของข้อมูลภาคตัดขวาง
	t	คือ	ข้อมูลอนุกรมเวลา
	T	คือ	จำนวนของข้อมูลอนุกรมเวลา
	z_{it}	คือ	$2(K+1) \times 1$
	$\tilde{y}_{it}$	คือ	ตัวแปร Endogeneous Variable ของแบบจำลอง โดยเท่ากับ $y_{it} - \bar{y}_{it}$

นอกจากนี้ยังใช้วิธีการประมาณค่าแบบโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) เพื่อการประมาณค่าแบบจำลองให้มีประสิทธิภาพยิ่งขึ้น

4.3 การประมาณค่าแบบโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM)

Hansen (1982) ได้เสนอวิธีการประมาณค่าแบบจำลองพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Generalized Method of Moments (GMM) ซึ่งเป็นการประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองโดยตรงจากเงื่อนไขโมเมนต์ (Moment Conditions) ซึ่งใส่เข้ามาในแบบจำลองเงื่อนไขเหล่านี้สามารถที่จะมีลักษณะเชิงเส้นในพารามิเตอร์ (Linear in Parameter) ได้ แต่บ่อยครั้งที่จะมีลักษณะ

ไม่เป็นแบบเชิงเส้น (Nonlinear in Parameter) และเพื่อที่จะทำให้เราสามารถหาค่าพารามิเตอร์ได้ จำนวนของเงื่อนไขโมเมนต์อย่างน้อยที่สุดควรจะทำกับจำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547) การประมาณค่าแบบ GMM มีรูปแบบพื้นฐานมาจากสมการ (2.53) สามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta'(x_{it} - x_{it-1}) + \gamma'(z_{it} - z_{it-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (2.55)$$

โดย $i = 1, 2, \dots, N$

$t = 2, \dots, T_i$

อย่างไรก็ตามจากสมการที่ (2.55) จะมีความเอนเอียง (bias) เพิ่มขึ้นถ้า $y_{it-1} - y_{it-2}$ มีความสัมพันธ์กับ error term $(u_{it} - u_{it-1})$ การประมาณค่า OLS แบบ Dynamic Panel จะมีความเหมาะสมมากกว่า

แต่ถ้ามีการใช้เครื่องมือ (Instrument) ที่ถูกต้อง การประมาณวิธีโมเมนต์ในรูปทั่วไป (Generalized Method of Moments, GMM) จะมีประสิทธิภาพและมีความเหมาะสมในการใช้ประมาณค่าสมการ โดยทั่วไปจะมีการใส่ค่าความล่าช้า (lag) ของตัวแปรตามสองช่วงเวลาที่ยัง y_{it-2} นั้นจะไม่มีความสัมพันธ์กับ $(u_{it} - u_{it-1})$ ดังนั้น ค่าของ $y_{it-k}, k \geq 2$ จึงเป็นเครื่องมือที่ถูกต้อง

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

มยุรี สุรินทร์ (2546) ได้ศึกษาวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างรายได้ภาษีของกรมสรรพากร กับรายได้ประชาชาติ โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายปีภาษีและรายได้รวมในช่วงระหว่าง ปี พ.ศ. 2523-2545 และใช้สมการถดถอยในการวิเคราะห์หาความสัมพันธ์ ผลการศึกษาพบว่า การใช้ข้อมูลรายปีให้ผลการวิเคราะห์ดีกว่าการใช้ข้อมูลรายไตรมาส และพบว่ารายได้ภาษีสรรพากรรวม รายได้ภาษีเงินได้บุคคลธรรมดา รายได้ภาษีเงินได้นิติบุคคล รายได้ภาษีการค้า (มูลค่าเพิ่มและธุรกิจเฉพาะ) รายได้ภาษีอากรแสตมป์ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ และมูลค่าของผลผลิตภาคเกษตรและมูลค่าของผลผลิตนอกภาคเกษตร นอกจากนี้ยังพบว่า รายได้ภาษีสรรพากรรวมมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับค่าจ้าง ค่าไร และมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับค่าเช่า ส่วนรายได้จากภาษีเงินได้บุคคลธรรมดามีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับค่าจ้าง ดอกเบี้ย และมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับ ค่าไร ด้านรายได้จากภาษีเงินได้นิติบุคคลมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับค่าจ้าง ดอกเบี้ยและ ค่าไร และมีความสัมพันธ์ในทิศทางที่ตรงข้ามกับค่าเช่า ด้านรายได้จากภาษีการค้า (มูลค่าเพิ่มและธุรกิจเฉพาะ) มีความสัมพันธ์ใน

ทิศทางเดียวกันกับค่าจ้าง และรายได้จากภาษีอากรแสดมปี มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ ดอกเบี้ยและกำไร และมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับค่าจ้าง

มุกดา แก้วพนา (2548) ได้ศึกษาถึงโครงสร้างและประสิทธิภาพการจัดเก็บภาษีและการ ประเมินการรายได้ภาษีสรรพากรของสำนักงานสรรพากรพื้นที่ลำปาง โดยใช้ข้อมูลทศวรรษตั้งแต่ ปีงบประมาณ 2538-2547 พบว่า ประสิทธิภาพการจัดเก็บรายได้ภาษีสรรพากรเมื่อเปรียบเทียบกับ ประเมินการรายได้ภาษีสรรพากรทุกประเภทภาษี อยู่ในระดับต่ำกว่าปกติ โดยมีค่าความพยายามใน การจัดเก็บภาษีเฉลี่ยน้อยกว่า 1 เล็กน้อย มีเพียงภาษีเงินได้นิติบุคคลเท่านั้นที่มีค่าความพยายามใน การจัดเก็บภาษีเท่ากับ 1 และเมื่อเปรียบเทียบผลการจัดเก็บภาษีของสำนักงานสรรพากรพื้นที่ลำปาง กับผลการจัดเก็บภาษีของกรมสรรพากรและของผลิตภัณฑ์มวลรวมจังหวัด พบว่ามีอัตราการ เปลี่ยนแปลงสูงกว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงของกรมสรรพากร และผลิตภัณฑ์มวลรวมจังหวัด ใน การศึกษาประสิทธิภาพความสามารถในการทำรายได้ให้รัฐ และความสามารถในการรักษา เสถียรภาพทางเศรษฐกิจ จากค่าดัชนีความไหวตัวและความยืดหยุ่นของภาษีสรรพากรต่อผลิตภัณฑ์ มวลรวมจังหวัด พบว่ารายได้ภาษีสรรพากรรวมมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับผลิตภัณฑ์มวล รวมจังหวัด โดยมีความสามารถในการทำรายได้ให้แก่รัฐและมีความสามารถในการรักษา เสถียรภาพทางเศรษฐกิจอยู่ในเกณฑ์สูง

มะกิอะ อซาอิ (2549) ได้ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างรายได้ของภาครัฐบาลจาก ภาษีอากรกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยใช้ตัวแปรทางเศรษฐกิจคือ รายได้ จากภาษีอากร และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ซึ่งเป็นข้อมูลทศวรรษมีรายไตรมาสตั้งแต่ พ.ศ. 2536 ไตรมาสที่ 1 ถึง พ.ศ. 2548 ไตรมาสที่ 4 และประยุกต์ใช้เทคนิคทางเศรษฐมิติ ได้แก่ การ ทดสอบโคอินทิเกรชัน (cointegration test) แบบจำลองเออเรอร์คอร์เรชัน (error correction mechanism) และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality) จากผลการทดสอบความนิ่ง (unit root) ของ ข้อมูล พบว่ารายได้จากภาษีอากรและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ มี order of integration เดียวกัน คือ $I(1)$ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จากนั้น ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่าทั้งสองตัวแปรมีความสัมพันธ์กัน และเมื่อนำมาทดสอบกระบวนการปรับตัวในระยะสั้น พบว่าในกรณีที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเป็นตัวแปรต้น และรายได้จากภาษีอากรเป็นตัว แปรตาม แบบจำลองมีการปรับตัวในระยะสั้น แต่ในกรณีที่รายได้จากภาษีอากรเป็นตัวแปรต้น และ ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศเป็นตัวแปรตาม แบบจำลองไม่มีกระบวนการปรับตัวในระยะสั้น ในส่วนของการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล โดยพิจารณาค่า Akaike Information Criterion และ Schwarz Criterion ที่มีค่าต่ำสุดจะเป็นค่าที่เหมาะสม พบว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุ เป็นผลแบบสองทิศทาง

เจนจิราณ์ อินโคด (2554) ได้ศึกษาถึงผลของรูปแบบการเก็บภาษีกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และปัจจัยที่มีผลต่อรายได้จากภาษี โดยได้ใช้ข้อมูลของประเทศต่างๆ ในทวีปเอเชีย จำนวน 33 ประเทศ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2533 ถึง ปีพ.ศ. 2551 นำมาประมาณค่าแบบ GMM ซึ่งผลการทดสอบพบว่า การเพิ่มขึ้นของค่าใช้จ่ายในการบริโภค และค่าใช้จ่ายในการวิจัยและพัฒนาของรัฐ และรายได้จากภาษีอื่นได้แก่ ภาษีมูลค่าเพิ่ม ภาษีสรรพสามิต ภาษีการค้าระหว่างประเทศและค่าทำธุรกรรมต่างๆ มีผลทำให้อัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเพิ่มขึ้น ยกเว้นรายได้จากภาษีเงินได้ กำไรและส่วนเพิ่มของทุนทำให้การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจชะลอตัว ส่วนผลการทดสอบปัจจัยที่มีผลต่อรายได้จากภาษีพบว่า อัตราเงินเฟ้อ และจำนวนแรงงาน มีผลทำให้รายได้จากภาษีเพิ่มขึ้น แต่การเพิ่มขึ้นของรายได้ของรัฐที่ไม่ได้มาจากภาษีมูลค่าเพิ่มในภาคการเกษตรและมูลค่าการส่งออกและการนำเข้าของสินค้าและบริการ มีผลทำให้รายได้จากภาษีลดลง และเมื่อศึกษาปัจจัยที่มีผลกระทบต่อรายได้จากภาษีตามฐานภาษี พบว่าปัจจัยที่มีผลต่อรายได้จากภาษีมีความแตกต่างกันขึ้นอยู่กับประเภทของภาษี เช่น การเพิ่มขึ้นของอัตราการเจริญเติบโตของรายได้เฉลี่ยของประชากรมีผลให้รายได้จากภาษีมูลค่าเพิ่มและภาษีสรรพสามิต รายได้จากภาษีการค้าระหว่างประเทศและค่าทำธุรกรรมต่างๆ เพิ่มขึ้นแต่กลับทำให้รายได้จากภาษีเงินได้ กำไรและส่วนเพิ่มของทุนลดลงรายได้จากภาษีกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศในทวีป

ถวิล นิลใบ (2554) ได้ศึกษาถึงโครงสร้างและประสิทธิภาพภาษีรายจังหวัดของประเทศไทย พบว่าโครงสร้างการจัดเก็บภาษีของประเทศไทยมีการกระจุกตัวค่อนข้างสูง ซึ่งส่วนใหญ่ครอบคลุมกรุงเทพและปริมณฑล และจังหวัดในภาคกลาง และจากการที่รายได้จากภาษีมีการกระจุกตัวอยู่กับ 10 จังหวัดถึงร้อยละ 90 หมายความว่า รายได้จากภาษีที่รัฐบาลเก็บได้จะขึ้นอยู่กับภาวะเศรษฐกิจของทั้ง 10 จังหวัด จังหวัดที่เหลืออีก 66 จังหวัด แทบจะไม่ส่งผลต่อรายได้จากภาษี นอกจากนี้ยังใช้แนวคิดด้านทฤษฎีเศรษฐศาสตร์และวิธีการ Data Envelopment Analysis (DEA) ประเมินประสิทธิภาพการจัดเก็บภาษีรายจังหวัดของประเทศไทย ผลการศึกษาพบว่าค่าเฉลี่ยของคะแนนประสิทธิภาพมีค่าเท่ากับ 0.221 ซึ่งค่อนข้างต่ำ การจัดเก็บภาษีรายจังหวัดของประเทศไทยจำเป็นต้องมีการปรับปรุงต่อไป