บทที่ 2
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยของคลาสสิก

ในระบบของคลาสสิก ส่วนประกอบของอุปสงค์มวลรวมของสินค้า ได้แก่ การบริโภค การลงทุน และการใช้จ่ายของภาครัฐบาล แสดงบทบาทอย่างชัดเจนในการกำหนดอัตราดอกเบี้ยดุลยภาพ ที่จริงแล้วอัตราดอกเบี้ยที่รับประกันการเปลี่ยนแปลงภายนอก ในส่วนประกอบแต่ละอย่างของอุปสงค์ไม่ได้มีผลกระทบต่อระดับอปสงค์มวลรวมของสินค้า

อัตราดอกเบี้ยดุลยภาพ (equilibrium interest rate) ในทฤษฎีของคลาสสิกคืออัตราดอกเบี้ยที่ทำให้จำนวนเงินทุนที่แต่ละบุคคลต้องการให้กู้เท่ากับจำนวนที่ผู้อื่นต้องการขอกู้ เพื่อให้ง่ายแก่การเข้าใจ สมมติว่าการขอกู้ประกอบด้วยการขายพันธบัตรมาตรฐาน ซึ่งเป็นสัญญาว่าจะจ่ายเงินจำนวนที่แน่นอนให้ในอนาคต การให้กู้ประกอบด้วยการซื้อพันธบัตรอย่างนั้น เพื่อให้ง่าย สมมติให้พันธบัตรมาตรฐานเป็นพันธบัตรชั่วกัลปาวสาน นั่นคือ จ่ายดอกเบี้ยตลอดไปโดยไม่มีการคืนเงินต้น อัตราดอกเบี้ยวัดผลตอบแทนของการถือพันธบัตรนั้น และเท่ากับต้นทุนการกู้ยืม อัตราดอกเบี้ยขึ้นอยู่กับปัจจัยที่กำหนดระดับอุปทานพันธบัตร (การขอกู้) และอุปสงค์ของพันธบัตร (การให้กู้)

ในระบบของคลาสสิก ผู้ขายพันธบัตรได้แก่หน่วยธุรกิจ ซึ่งจัดหาเงินมาใช้จ่ายในการลงทุนทั้งสิ้นโดยการขายพันธบัตร และรัฐบาลซึ่งอาจจะขายพันธบัตรเพื่อหาเงินมาใช้จ่ายในส่วนเกินกว่ารายรับจากภาษี

ระดับของการขาดดุลของรัฐบาล (การใช้จ่ายมากกว่ารายได้) ส่วนที่ขาดดุลนี้รัฐบาลอาจเลือกที่จะหาเงินมาโดยการขายพันธบัตรให้กับประชาชน เราถือว่าเป็นตัวแปรนโยบายภายนอก ในแบบจำลองของคลาสสิก ระดับการลงทุนทางธุรกิจขึ้นอยู่กับการคาดคะเนผลกำไรของโครงการลงทุนและอัตราดอกเบี้ย การคาดคะเนผลกำไรของโครงการลงทุนถูกสมมติให้แปรผันตามการคาดคะเนผลกำไรของโครงการลงทุนและอัตราดอกเบี้ย การคาดคะเนผลกำไรของโครงการลงทุนถูกสมมติให้แปรผันตามการคาดคะเนอุปสงค์ของผลผลิตตลอดอายุของโครงการ และภาวะของการคาดคะเนเหล่านี้ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยภายนอก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

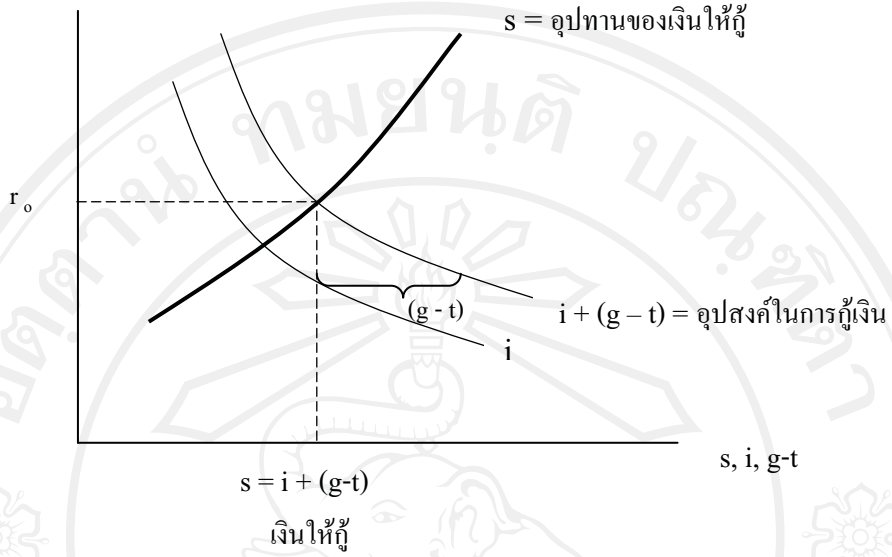
ณ ระดับการคาดคะเนผลกำไรที่กำหนดให้ การใช้จ่ายในการลงทุนแปรผันในทางตรงกันข้ามกับอัตราดอกเบี้ย นักเศรษฐศาสตร์อธิบายความสัมพันธ์นี้ดังต่อไปนี้ หน่วยธุรกิจมีโครงการลงทุนที่เป็นไปได้อยู่จำนวนหนึ่งซึ่งให้ผลตอบแทนที่คาดว่าจะได้รับหลากหลายแตกต่างกัน เขาจะเรียงลำดับโครงการจากโครงการที่คาดว่าจะให้ผลตอบแทนสูงลงมาต่ำ อัตราดอกเบี้ยเป็นตัวแทนของต้นทุนในการกู้ยืมในการหาเงินมาใช้กับโครงการลงทุนเหล่านี้ ณ ระดับอัตราดอกเบี้ยสูงโครงการที่จะได้ผลกำไรหลังจากหักต้นทุนค่าดอกเบี้ยแล้วจะมีน้อยลง ณ ระดับอัตราดอกเบี้ยที่ลดลงอย่างต่อเนื่อง (ต้นทุนในการกู้ยืมต่ำลง) โครงการที่ได้รับผลกำไรจะมีมากขึ้น โดยคิดหลังจากหักต้นทุนค่าดอกเบี้ยแล้ว และการลงทุนก็จะเพิ่มขึ้น จะเห็นว่า การลงทุนแปรผันในทางตรงกันข้ามกับอัตราดอกเบี้ยและได้รับอิทธิพลจากการเปลี่ยนแปลงของการคาดคะเนผลกำไรของโครงการลงทุน

ทางด้านอุปสงค์(ให้กู้ยืม) ของตลาดพันธบัตรเป็นผู้ออมซึ่งซื้อพันธบัตร ในแบบจำลองของคลาสสิก การออมเป็นฟังก์ชันทางบวกของอัตราดอกเบี้ย พฤติกรรมของการออมคือพฤติกรรมของการบริโภคในปัจจุบันที่มีผลถึงการบริโภคในอนาคต อันเป็นการแลกเปลี่ยนการบริโภคในปัจจุบันเพื่อการบริโภคในอนาคต เมื่ออัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น การแลกเปลี่ยนนั้นเป็นที่พึงปรารถนายิ่งขึ้น เงินออมที่เก็บออมในวันนี้จะให้ผลตอบแทนในรูปของอัตราดอกเบี้ยที่สูงขึ้นสำหรับผู้ออม ซึ่งหมายถึงสามารถบริโภคได้มากขึ้นในอนาคต นักเศรษฐศาสตร์คลาสสิกสมมติว่าบุคคลแต่ละคนจะหาประโยชน์จากการแลกเปลี่ยนที่ดีขึ้นโดยเก็บออมมากขึ้นเมื่ออัตราดอกเบี้ยสูงขึ้น

แต่การออมไม่จำเป็นต้องออมในรูปพันธบัตรเพียงอย่างเดียว เงินยังเป็นแหล่งสะสมมูลค่าที่มีศักยภาพ แต่เมื่อเงินไม่ได้ให้ดอกเบี้ย นักเศรษฐศาสตร์คลาสสิกจึงสมมติว่าพันธบัตรจะเป็นแหล่งสะสมมูลค่าที่ดีกว่า โดยเงินบางส่วนจะถูกถือไว้เพื่อความสะดวกและความมั่นคงปลอดภัย อย่างไรก็ตาม ความมั่งคั่งที่สะสมเพิ่มขึ้นมาจากการออมใหม่จะถูกถือในรูปของพันธบัตร นักเศรษฐศาสตร์คลาสสิกเชื่อว่า ประชาชนจะเปลี่ยนทรัพย์สมบัติมาอยู่ในรูปของเงินทันทีที่เศรษฐกิจอยู่ในภาวะอันตรายอย่างรุนแรง ในเวลาเช่นนั้นเมื่อประชาชนตกใจจนเสียขวัญในเรื่องธนาคารและมีการล้มละลายกันอย่างแพร่หลาย ประชาชนจะกังวลว่าพันธบัตรจะไม่มีการชำระเงินคืน และจะพากันเก็บเงินไว้กับตัว แต่ในภาวะปกติ ข้อสมมติของคลาสสิกก็คือการออมเป็นอุปสงค์ในการถือพันธบัตร

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปที่ 2.1 การกำหนดอัตราดอกเบี้ยในระบบของคลาสสิก



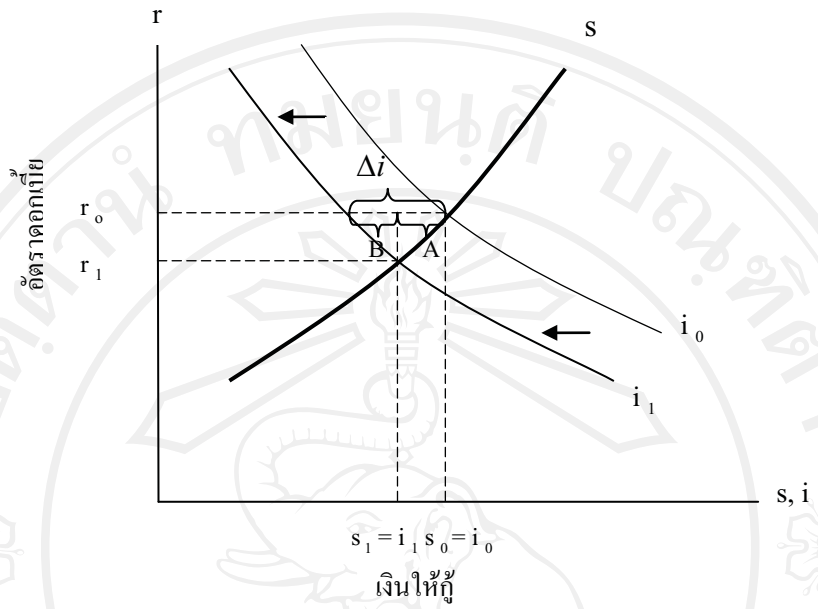
ที่มา Richard T. Froyen (2001)

การกำหนดอัตราดอกเบี้ยในระบบของคลาสสิกแสดงในรูปที่ 2.1 การออม (s) เป็นเส้นลาดจากซ้ายไปขวาและเป็นฟังก์ชันทางบวกของอัตราดอกเบี้ย (r) การออมเป็นการเตรียมอุปสงค์ของพันธบัตร หรือดังที่นักเศรษฐศาสตร์เรียกว่าอุปทานของเงินให้กู้ (supply of loanable funds) การลงทุน (i) เป็นเส้นที่มีความชันเป็นลบเมื่อลากเส้นโดยดูความสัมพันธ์กับอัตราดอกเบี้ย การลงทุนบวกกับการขาดดุลงบประมาณของรัฐบาล (g-t) ซึ่งถูกกำหนดมาจากภายนอก ทั้งหมดนั้นเราสมมติว่าหาเงินมาได้โดยการขายพันธบัตร เท่ากับอุปทานของพันธบัตร ถ้าใช้คำพูดของคลาสสิกเรียกว่า อุปสงค์ในการกู้เงิน (demand for loanable funds) ในรูป r_0 เป็นอัตราดอกเบี้ยดุลยภาพ (equilibrium interest rate) คืออัตราดอกเบี้ยที่ทำให้อุปสงค์เท่ากับอุปทานของเงินกู้

อัตราดอกเบี้ยมีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจในระบบของคลาสสิกซึ่งจะเห็นได้ว่า จากการตรวจสอบผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงการคาดคะเนผลกำไรในอนาคตของโครงการลงทุน สมมติว่าเป็นผลจากเหตุการณ์ภายนอก (เช่นกลัวว่าจะเกิดสงครามในอนาคต) บรรดาผู้จัดการธุรกิจโดยทั่วไปจะคาดคะเนกันใหม่ว่าผลกำไรในอนาคตจากการลงทุนจะลดลงซึ่งจะมีผลให้ลดการลงทุนลง และลดอุปสงค์ในการกู้เงินในแต่ละระดับอัตราดอกเบี้ย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปที่ 2.2 การลดลงโดยอัตโนมัติของอุปสงค์ในการลงทุน



ที่มา Richard T. Froyen (2544)

รูปที่ 2.2 แสดงผลกระทบจากการที่อุปสงค์ในการลงทุนลดลงโดยอัตโนมัติ เพื่อให้ง่ายแก่การเข้าใจ สมมติว่างบประมาณของรัฐบาลเป็นงบประมาณสมดุล (g = t) ดังนั้นจึงไม่มีการกู้ยืมของรัฐบาล การลงทุนเป็นเพียงแหล่งเดียวของอุปสงค์ในการกู้เงิน การลดลงของความคาดหวังผลกำไรจากโครงการลงทุน แสดงโดยการเลื่อนของเส้นอุปสงค์จาก i_0 เป็น i_1 ณ ระดับอัตราดอกเบี้ยที่กำหนดให้ปริมาณการลดลงของการลงทุนวัดโดย Δi ในรูปที่ 2.2

ณ ระดับอัตราดอกเบี้ยดุลยภาพเริ่มแรก r_0 หลังการลดลงของอุปสงค์ในการลงทุน อุปทานของเงินให้กู้มีมากกว่าอุปสงค์ ทำให้มีแรงกดดันให้อัตราดอกเบี้ยลดลง ขณะที่อัตราดอกเบี้ยลดลง มีการปรับตัว 2 ด้าน ด้านแรกคือการออมลดลงซึ่งหมายความว่าการบริโภคเพิ่มขึ้น จำนวนที่ลดลงของการออมและการเพิ่มขึ้นเท่าๆ กันของอุปสงค์ในการบริโภคคือระยะ A ในรูปที่ 2.2 อีกด้านหนึ่งคือการลงทุนฟื้นตัวขึ้นจากการลดลงของอัตราดอกเบี้ย การลงทุนที่เพิ่มขึ้นโดยแรงจูงใจจากอัตราดอกเบี้ยวัดได้จากระยะ B ในรูปที่ 2.2 ดุลยภาพเกิดขึ้นมาใหม่อีกครั้ง ณ อัตราดอกเบี้ย r_1 ซึ่งการออม (อุปทานของเงินให้กู้) เท่ากับการลงทุน (อุปสงค์ในการกู้เงิน) อีกครั้ง ณ ดุลยภาพใหม่ การเพิ่มขึ้นของการบริโภค (การลดลงของการออม) บวกกับการเพิ่มขึ้นของการลงทุนซึ่งเกิดขึ้นโดยการลดลงของอัตราดอกเบี้ย คือระยะ A+B ในรูปที่ 2.2 เท่ากับลดลงโดยอัตโนมัติตั้งแต่เริ่มแรกของอุปสงค์ในการลงทุนหรือระยะ Δi ในรูปที่ 2.2 จากการปรับตัวของอัตราดอกเบี้ย ผลรวมของอุปสงค์ในภาคเอกชน (c + i) จึงไม่ถูกกระทบโดยการลดลงโดยอัตโนมัติของอุปสงค์ในการลงทุน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

บทบาทในการรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจของอัตราดอกเบี้ยนั้นสำคัญต่อระบบของคลาสสิก การปรับตัวของอัตราดอกเบี้ยเป็นข้อแก้ตัวประการแรกของการจ้างงานเต็มที่ การเปลี่ยนแปลงซึ่งมีผลกระทบต่ออุปสงค์ของการบริโภค, อุปสงค์ในการลงทุน, หรืออุปสงค์ของรัฐบาลจะไม่มีผลกระทบต่ออุปสงค์ในผลผลิตเป็นส่วนรวม การเปลี่ยนแปลงเหล่านี้จะไม่ทำให้เส้นอุปสงค์มวลรวมในรูปที่ 2.2 เลื่อนตำแหน่ง หรือถึงแม้ว่าจะเลื่อนตำแหน่ง ก็จะไม่มีผลกระทบต่อผลผลิตหรือการจ้างงาน นี่เป็นเพราะคุณสมบัติในการปรับตัวเองของตลาดแรงงานของคลาสสิกซึ่งสะท้อนให้เห็นโดยเส้นอุปทานมวลรวมที่มีลักษณะเป็นเส้นตรงตั้งฉากกับแกนนอน ซึ่งเป็นข้อแก้ตัวประการที่สองสำหรับการจ้างงานเต็มที่

2.1.2 ทฤษฎี The Fisher Effect

ทฤษฎี The Fisher Effect กล่าวไว้ว่า “อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate) ของแต่ละประเทศ จะเท่ากับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate) บวกด้วยอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้น (expected inflation) ในประเทศนั้นๆ”

นักเศรษฐศาสตร์ Irving Fisher ได้เสนอแนวคิดนี้ขึ้น เพื่อใช้อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ โดยมีหลักการว่า อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในตลาดเงินของแต่ละประเทศนั้น จะประกอบด้วยอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงที่นักลงทุนต้องการบวกด้วยอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้นในตลาดเงินของประเทศนั้นๆ ทั้งนี้หลักการของทฤษฎีสามารถแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่างๆ ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} i &= (1+r)(1+p)-1 \\ &= r+p+rp \end{aligned} \qquad (2.1)$$

พรชัย ชุนหจินดา (2545) กล่าวว่า เนื่องจาก rp เป็นตัวเลขหลังจุดทศนิยมที่มีค่าค่อนข้างน้อยจนแทบจะไม่มีนัยสำคัญ และเพื่อให้เกิดความสะดวกในการนำไปใช้ในทางปฏิบัติจึงอนุโลมให้ตัด rp ทิ้งไปได้ โดยถือว่าจะมิได้ทำให้ความหมายโดยรวมผิดไปมากนัก ดังนั้น จึงแสดงความสัมพันธ์ในรูปแบบอย่างง่ายดังนี้ คือ

$$i = r + p \qquad (2.2)$$

เมื่อ i คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate)
r คือ อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงที่นักลงทุนต้องการ (real interest rate)
p คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้น (expected inflation rate)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในตลาดของเงินทุกประเทศควรจะเท่ากัน เพื่อไม่ให้นักลงทุนเกิดความได้เปรียบหรือเสียเปรียบ จึงอาจกล่าวได้ว่า อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจะแปรผันโดยตรงตามอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเป็นในแต่ละประเทศ ดังนั้น ประเทศที่มีอัตราเงินเฟ้อสูง จึงควรมีอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินสูงกว่าอีกประเทศหนึ่งที่มีอัตราเงินเฟ้อต่ำกว่าโดยเปรียบเทียบ ทั้งนี้ ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามทฤษฎี The Fisher Effect สามารถแสดงได้อีกรูปแบบหนึ่ง ดังนี้

$$\frac{1+I^f}{1+I^d}=\frac{1+i^f}{1+i^d} \qquad (2.3)$$

เมื่อ i^f คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในต่างประเทศ

i^d คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินภายในประเทศ

I^f คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้นในต่างประเทศ

I^d คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้นภายในประเทศ

2.1.3 แนวคิดเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยกับระดับราคา

ในระยะต้นคริสต์ศตวรรษที่ 20 Gibson นักเศรษฐศาสตร์และนักสถิติชาวอังกฤษได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและระดับราคา โดยใช้สมมติฐานว่าอัตราดอกเบี้ยกับระดับราคามีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ ระดับราคาสูงขึ้นในขณะที่อัตราดอกเบี้ยลดลง ทั้งนี้เพราะ Gibson เชื่อว่า ในขณะที่ธนาคารกลางขยายปริมาณเงิน ระดับราคาจะสูงขึ้นตามนัยของทฤษฎีปริมาณเงิน (MV = PY) และเมื่อปริมาณเงินในระบบเศรษฐกิจเพิ่มขึ้น อัตราดอกเบี้ยจะลดลง ซึ่งหมายความว่า Gibson คาดว่าระดับราคาเพิ่มขึ้นในขณะที่อัตราดอกเบี้ยลดลงและระดับราคาจะลดลงในระยะเดียวกับอัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น นอกจากนี้ เมื่อใดที่ระดับราคาเพิ่มขึ้นถึงจุดสูงสุด เมื่อนั้นอัตราดอกเบี้ยก็จะลดลงต่ำสุด ในทางกลับกัน ระดับราคาต่ำสุดก็จะเกิดพร้อมกับอัตราดอกเบี้ยสูงสุดด้วยเช่นกัน

แต่เมื่อ Gibson ได้สำรวจข้อมูลสถิติระดับราคาและอัตราดอกเบี้ยที่เกิดขึ้นในอดีต ในรูปของอนุกรมเวลา (time series data) กลับพบความสัมพันธ์ที่ว่า ระดับราคาสูงสุดเกิดขึ้นในระยะเดียวกับที่อัตราดอกเบี้ยสูงสุดและระดับราคาต่ำสุดก็เกิดพร้อมกับอัตราดอกเบี้ยต่ำสุด ดังนั้นความสัมพันธ์ระหว่างระดับราคา และอัตราดอกเบี้ย ที่ Gibson ได้จากข้อมูลอนุกรมเวลา มีความสัมพันธ์ทางบวกต่อกัน ซึ่งไม่เป็นไปตามที่ Gibson ได้ตั้งสมมติฐานไว้ ทำให้ Gibson เกิดความสงสัยว่า เหตุใดสมมติฐานที่กำหนดไว้ว่าระดับราคาและอัตราดอกเบี้ยมีความสัมพันธ์กันในทางลบจึงไม่สอด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

คล้องกับข้อมูลอนุกรมเวลาที่จัดเก็บมาได้ ซึ่งความขัดแย้งระหว่างสมมติฐานกับผลการศึกษาครั้งนี้เรียกว่า Gibson's paradox

จากข้อสงสัยเกี่ยวกับความขัดแย้งข้างต้นได้มีนักเศรษฐศาสตร์การเงินที่มีชื่อเสียงท่านหนึ่ง คือ Irving Fisher ได้อธิบายว่าการที่ Gibson พบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและระดับราคาเป็นบวกนั้น ก็เนื่องจาก ข้อมูลอัตราดอกเบี้ยที่ Gibson เก็บมาศึกษานั้นเป็นอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate) ไม่ใช่อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate) โดย Fisher ได้อธิบายเหตุผลเพิ่มเติมว่า เมื่อระบบเศรษฐกิจใช้นโยบายเพิ่มปริมาณเงินติดต่อกันเป็นเวลานาน จนกระทั่งระดับราคาเพิ่มขึ้นถึงระดับสูงสุด ประชาชนก็ยังคาดคะเนต่อไปว่า ภาวะเงินเฟ้อจะยิ่งรุนแรงขึ้น (p สูงขึ้น) ในระยะนี้ อัตราดอกเบี้ยตัวเงิน (i) จะสูงกว่า อัตราดอกเบี้ยแท้จริง (r) ทั้งนี้เพราะ $p = i - r$ ดังนั้น เมื่อ $p > 0$ ก็ย่อมแสดงว่า $i > r$

นอกจากนี้ แม้ว่าการเพิ่มปริมาณเงินจะทำให้อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงยิ่งลดลงเร็วขึ้นเพราะการเพิ่มปริมาณเงินทำให้อัตราเงินเฟ้อขยายตัว (จากการที่การคาดคะเนเงินเฟ้อเพิ่มขึ้น) ซึ่งหากอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินเพิ่มขึ้น จนถึงระดับสูงสุด ระดับราคาที่จะเพิ่มขึ้นถึงระดับสูงสุดด้วยในระยะเวลาเดียวกัน ในทางตรงกันข้ามการใช้นโยบายลดปริมาณเงินและหดเครดิตเป็นเวลานานก็จะทำให้การคาดคะเนเงินฝืดของประชาชนรุนแรงมากขึ้น และจะส่งผลให้ระดับราคาจะลดลงถึงจุดต่ำสุด พร้อมกับอัตราดอกเบี้ยตัวเงิน ก็จะลดถึงระดับต่ำสุดในระยะเวลาเดียวกันด้วย (เสรี ลีลาลัย, 2542)

2.1.4 แนวคิดเกี่ยวกับอัตราเงินเฟ้อ

เงินเฟ้อ หมายถึง ภาวการณ์ที่ระดับราคาสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง แต่การที่ระดับราคาสูงขึ้นมิได้หมายความว่า ราคาสินค้าทุกชนิดจะต้องสูงขึ้น เป็นไปได้ว่า สินค้าบางอย่างมีราคาลดลง สินค้าบางอย่างมีราคาคงที่ ในขณะที่สินค้าและบริการอีกหลายชนิดมีราคาสูงขึ้นมาก จึงทำให้ระดับราคาสูงขึ้น (รัตนา สายคณิต, 2546)

สิ่งสำคัญอีกประการหนึ่ง เงินเฟ้อจะต้องเป็นภาวการณ์ที่ระดับราคาสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง มิใช่สูงขึ้นเพียงครั้งคราวและก็ยุติไป แต่ต้องเป็นกระบวนการที่ราคาสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องยาวนาน

การที่จะพิจารณาว่า ระดับราคาเปลี่ยนแปลงไปจากช่วงเวลาก่อนเท่าใดนั้น เราดูได้จากการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคา โดยเฉพาะอย่างยิ่ง ดัชนีราคาผู้บริโภค (consumer price indec: CPI) อัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคในปีใดปีหนึ่งกับปีก่อนหน้าจะเป็นเครื่องมือวัดอัตราเงินเฟ้อของปีนั้น นั่นคือ เราสามารถวัดอัตราเงินเฟ้อได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\text{อัตราเงินเฟ้อ}_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

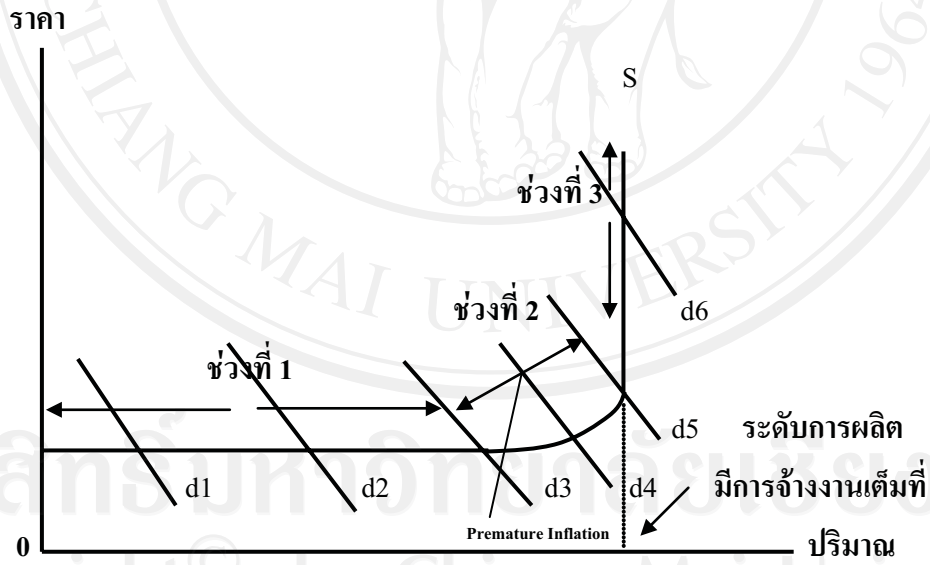
อัตราเงินเฟ้อจะยิ่งสูง ถ้าดัชนีราคาผู้บริโภคของปี t สูงกว่าปี t-1 มาก

แต่สิ่งที่เกิดขึ้นควบคู่กับอัตราเงินเฟ้อในทิศทางตรงกับข้ามคืออำนาจซื้อของเงิน กล่าวคือ เมื่อระดับราคาสูงขึ้นและเกิดอัตราเงินเฟ้อ อำนาจซื้อของเงินจะยิ่งลดลง เงินแต่ละหน่วยจะมีอำนาจซื้อสินค้าลดลง หรือเงินจำนวนเท่าเดิมจะแลกเปลี่ยนกับสินค้าได้เป็นเงินจำนวนน้อยลงกว่าเดิม

บดี ปุษยายนันท์ (2551) อธิบายสาเหตุของการทำให้เกิดเงินเฟ้อ ดังนี้

1. เกิดขึ้นเพราะการมีดีมานด์เกิน (demand pull inflation) คือการที่มีความต้องการมากกว่าผลผลิตที่มี หรือดีมานด์มวลรวมนั้นมีมากกว่าซัพพลายมวลรวม ซึ่งสามารถอธิบายให้เห็นได้ดังรูปที่ 2.3

รูป 2.3 แสดดงภาวะราคาขึ้นเนื่องจากดีมานด์เกิน (Demand Pull Inflation)



ที่มา : บดี ปุษยายนันท์(2551)

จากรูปที่ 2.3 สามารถอธิบายได้ว่าเมื่อผลผลิตยังไม่ถึงจุดที่ผลิตได้เต็มที่ การเพิ่มขึ้นของ demand มวลรวมจาก d1 ไป d2 ยังคงไม่ส่งผลกระทบต่อราคาสินค้า แต่ผลผลิตจะเพิ่มขึ้นในสัดส่วนเดียวกัน เพราะการเพิ่มการผลิตในขณะที่มีการว่างงานอยู่มาก จะไม่ทำให้ต้นทุนการผลิต

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ต่อหน่วยสูงขึ้น (ช่วง 1) แต่ในช่วงที่ 2 คือ เริ่มจาก d3 การจ้างงานเริ่มเข้าสู่ภาวะการจ้างงานเต็มที่ซึ่งทำให้ต้นทุนต่อหน่วยเริ่มที่จะสูงขึ้น ส่งผลให้ราคาสูงตามไปด้วย (ภาวะราคาในช่วงที่ 2 เรียกว่า (premature inflation) ซึ่งเป็นการขึ้นสูงของระดับราคาสินค้าก่อนที่เศรษฐกิจนั้นจะมีการจ้างงานเต็มที่ และเมื่อdemand มวลรวมเพิ่มขึ้นจนอยู่ในระยะที่ 3 ซึ่งมีการผลิต และจ้างงานเต็มที่จะส่งผลให้ระดับของราคาเพิ่มขึ้นแต่เพียงอย่างเดียว ปริมาณผลผลิตไม่เพิ่มขึ้น เพราะสามารถผลิตได้มากที่สุดเท่าที่ปัจจัยจะอำนวยได้ เรียกเหตุการณ์นี้ว่า (true inflation) ซึ่งเหตุการณ์แบบนี้เราสามารถที่จะใช้ทฤษฎีในการอธิบายได้อยู่ 2 ทฤษฎีคือ ทฤษฎีปริมาณเงิน (quantity theory Of money) และทฤษฎีแบบเคนส์ (Keynesian Theory)

1.1 ทฤษฎีปริมาณเงินดั้งเดิม (simple quantity theory) ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของสำนักคลาสสิค (classical school) โดยมีข้อสมมุติที่ว่าระบบเศรษฐกิจนั้นมีการจ้างงานเต็มที่ การเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินคือสาเหตุโดยตรงที่ทำให้ demand มวลรวมเพิ่มขึ้น นำไปสู่ภาวะราคาขึ้น ซึ่งสามารถอธิบายได้ด้วย สมการแห่งการแลกเปลี่ยน (equation of exchange) และ Cambridge equation ได้ดังนี้

$$MV = PT \qquad (2.4)$$

โดยที่ M = ปริมาณเงิน , V = อัตราการหมุนเวียนของเงิน (velocity of money)
P = ระดับราคาสินค้า, T = ปริมาณการค้า (volume of trade) ซึ่งต่อมาสมการนี้ได้กลายมาเป็นทฤษฎีด้วยเหตุที่ว่าได้มีการตั้งข้อสมมุติขึ้นมาที่ว่า

1. อัตราการหมุนเวียนของเงินคงที่
2. ปริมาณผลผลิตคงที่เนื่องจากเศรษฐกิจอยู่ ณ ระดับการจ้างงานเต็มที่

ซึ่งจากข้อสมมุติทั้งสองทำให้สามารถสรุปความสัมพันธ์ของปริมาณเงินกับราคาได้ว่า “การเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินจะมีผลให้ระดับราคาเพิ่มขึ้นในสัดส่วนเดียวกัน” กล่าวคือปริมาณเงินเพิ่ม 5 % จะส่งผลให้ระดับของราคาเพิ่มขึ้น 5% เช่นเดียวกัน โดยเขียนเป็นสมการ ดังนี้

$$P = f(M)$$

โดยที่ P คือระดับราคา และ M คือปริมาณเงิน แต่เป็นที่น่าเสียดายว่าทฤษฎีนี้ไม่สามารถใช้อธิบายปรากฏการณ์ในปัจจุบันได้มากนัก เพราะในความเป็นจริงนั้นการเพิ่มขึ้นของระดับราคาไม่จำเป็นต้องเป็นสัดส่วนเดียวกับปริมาณเงินที่เพิ่มขึ้น แต่อย่างน้อยก็ทำให้เราทราบถึงเรื่องของอัตราการหมุนเวียนของเงิน (V) ถ้าหากว่า ค่า V มีค่าคงที่ การเพิ่มขึ้นของปริมาณเงินก็จะส่งผลให้ระดับราคา และปริมาณผลผลิตเพิ่มขึ้นได้ สำหรับ Cambridge equation ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของนัก

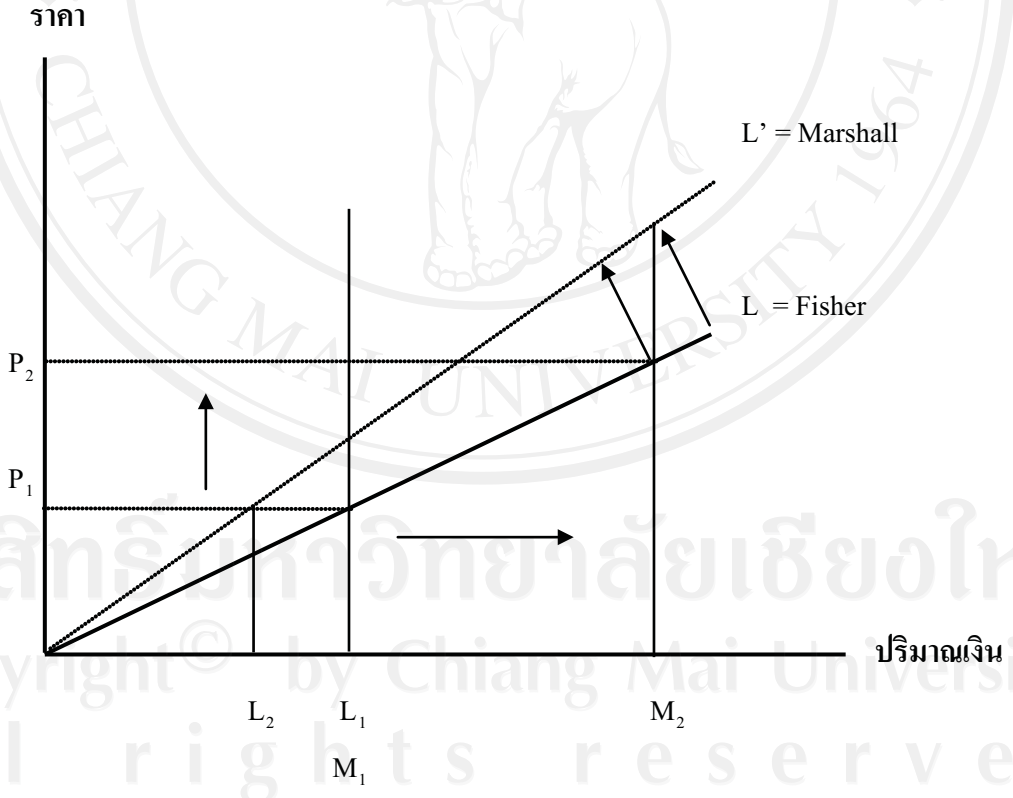
ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เศรษฐศาสตร์สำนักเคมบริดจ์ อาจจะอธิบายได้โดยใช้ทรรศนะของ Alfred Marshall ดังนั้นจึงสามารถสรุปความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินกับระดับราคาด้วยสมการดังนี้

$$M = kPT \qquad (2.5)$$

โดยที่ M = ปริมาณเงิน , P = ระดับราคาสินค้า , T = ปริมาณการค้า (volume of trade) k = อัตราส่วนของรายได้ที่ต้องการถือไว้เป็นเงินสด โดยเป็นส่วนกลับของ V แต่อย่างไรก็ตาม มิใช่ว่าค่า k กับค่า V จะเป็นตัวเดียวกัน เพราะว่า k นั้น หมายถึง demand for money ซึ่งจัดว่าเป็น stock ส่วน V นั้นเป็นการไหลเวียนของเงิน (flow) ซึ่งทำให้การวิเคราะห์ของ Fisher และ Marshall นั้นต่างกัน ซึ่งสามารถอธิบายได้ดังรูปที่ 2.4

รูปที่ 2.4 การวิเคราะห์ของ Fisher และ Marshall



ที่มา: บดี ปุษยายนันท์(2551)

จากรูปที่ 2.4 ในทรรศนะของ Fisher กล่าวว่าราคาจะเปลี่ยนแปลงไปเนื่องจากปริมาณของเงินนั้นเปลี่ยนแปลง จากรูปจะเห็นได้ว่าปริมาณเงินเพิ่มจาก M1 เป็น M2 โดยที่ความต้องการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถือเงินนั้นยังคงเดิม L ผลก็คือปริมาณเงินนั้นมีมากกว่าความต้องการถือเงิน ณ ระดับราคา P_1 ดังนั้น เมื่อปริมาณเงินที่มีมากกว่าความต้องการนี้ก็จะถูกใช้จ่ายออกไป ทำให้ราคานั้นเพิ่มขึ้น แต่ผลผลิตไม่ได้เพิ่มขึ้น ด้วยเหตุที่ว่าระบบเศรษฐกิจในความเชื่อของสำนักคลาสสิคนั้นอยู่ภายใต้การจ้างงานเต็มที่และการที่ปริมาณเงินที่เพิ่มขึ้นนี้เองจะเป็นตัวส่งผลให้ระดับราคาขึ้นทำให้ระดับราคากลายเป็น P_2

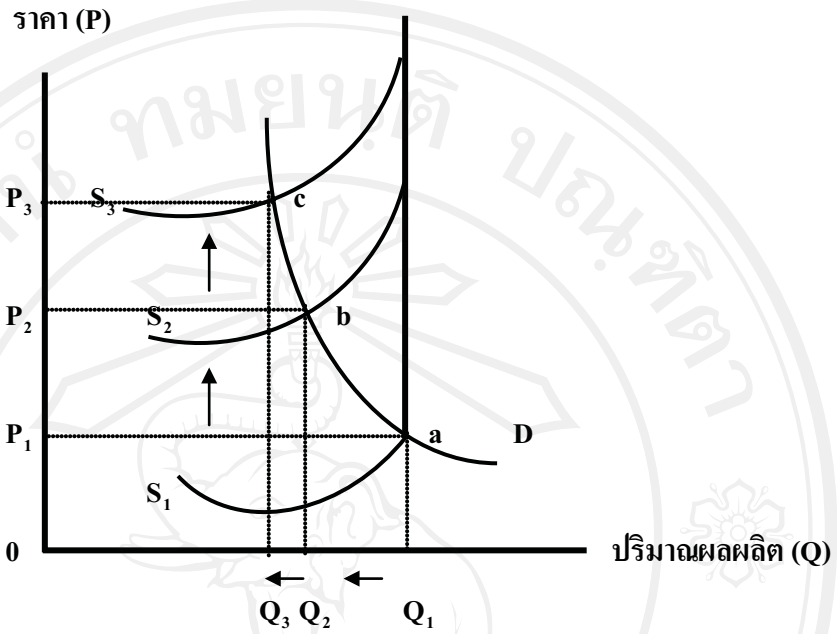
แต่สำหรับในทรรศนะของ Marshall นั้น มีความเชื่อที่ว่าในระยะสั้นค่าของ k เปลี่ยนแปลงได้เนื่องจากผลทางจิตวิทยา ถ้าค่า k ลดลงความต้องการเงินจะเพิ่มขึ้นเป็น L' โดยความต้องการถือเงิน ณ ระดับราคา P_1 โดยเปลี่ยนจาก L_1 เป็น L_2 ซึ่งมีความต้องการถือเงินที่ลดลงจากเดิม ($L_1 \rightarrow L_2$) แต่ทั้งนี้ก็ยังอยู่ในทรรศนะที่ว่า เงินทำหน้าที่เป็นเพียงสื่อกลางในการแลกเปลี่ยนเท่านั้น ดังนั้นปริมาณเงินที่มากกว่าความต้องการถือเงินนี้ถูกนำไปใช้จ่าย จะส่งผลให้ราคาเพิ่มขึ้น แต่ในขณะที่ผลผลิตไม่มีการเพิ่มขึ้นเพราะว่าระบบเศรษฐกิจในขณะนั้นถูกสมมุติว่าอยู่ภายใต้การจ้างงานเต็มที่ ดังนั้นเมื่อราคานั้นสูงขึ้น จะทำให้ความต้องการถือเงินเพิ่มขึ้น ทั้งนี้เพื่อเป็นการรักษาอำนาจการซื้อเอาไว้ และราคาจะสูงขึ้นเรื่อยๆ จนกระทั้งความต้องการถือเงินเท่ากับปริมาณเงินที่มีอยู่ขณะนั้นพอดี ซึ่งจะก่อให้เกิดดุลยภาพทางการเงินใหม่อีกครั้ง

1.2 ทฤษฎีแบบเคนส์ (Keynesian theory) สำหรับ Keynes นั้นมีแนวคิดที่แตกต่างไปจากสำนักคลาสสิกที่ว่าการเพิ่มปริมาณเงินมีผลต่อการเพิ่มดีมานด์มวลรวมโดยตรงซึ่งKeynesได้อธิบายให้เห็นว่าดีมานด์มวลรวมนั้นประกอบมาจาก C + I + G + (X-M) ดังนี้การเปลี่ยนแปลงในดีมานด์มวลรวมนั้นย่อมเกิดขึ้นจากการเปลี่ยนแปลงไปในตัวประกอบของดีมานด์มวลรวมก็คือสิ่งที่กล่าวมาในข้างต้น การเปลี่ยนแปลงในปริมาณเงินเป็นแค่ส่วนหนึ่งที่มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงต่อการลงทุน และระดับรายได้ หรืออาจจะกล่าวได้ว่ามีผลน้อยมาก จากทฤษฎีภาวะราคาขึ้นเนื่องมาจากการเพิ่มขึ้นของดีมานด์นั้นเกิดมาจากภาวะราคาขึ้นเกิดจากการที่มีดีมานด์มวลรวมมากกว่าซัพพลายมวลรวม ณ ระดับราคานั้นๆ ดังนั้นจึงควรใช้นโยบายการเงิน และการคลังทำการแก้ไขปัญหาภาวะราคาขึ้น เพราะจะทำให้ค่าใช้จ่ายมวลรวมลดลง ทำให้ราคาไม่ถูกกดดันให้ขึ้นสูงต่อไป จึงทำให้ภาวะราคาขึ้นนั้นหยุดลง

2. ราคาขึ้นเนื่องจากต้นทุนเพิ่ม (cost-push inflation) มาจากต้นทุนที่เพิ่มขึ้นซึ่งเป็นด้านซัพพลายของสินค้า ราคาขึ้นชนิดนี้ถือได้ว่าเป็นราคาขึ้นชนิดใหม่ (new inflation) ซึ่งไม่ใช่ราคาขึ้นเนื่องจากเป็นของใหม่ตามทฤษฎีกล่าวว่าเมื่อต้นทุนการผลิตสูงขึ้น ซัพพลายจะลดลง ส่งผลให้ราคาสูงขึ้น ในกรณีที่ดีมานด์ไม่มีการเปลี่ยนแปลง ซึ่งเงินเฟ้อชนิดนี้เกิดในกรณีตลาดกึ่งผูกขาดและตลาดผูกขาดเท่านั้น โดยเราสามารถอธิบายได้ดังรูปที่ 2.5

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปที่ 2.5 ภาวะราคาขึ้นเนื่องมาจากต้นทุนเพิ่ม



ที่มา: บดี ปุษยายนันท์(2551)

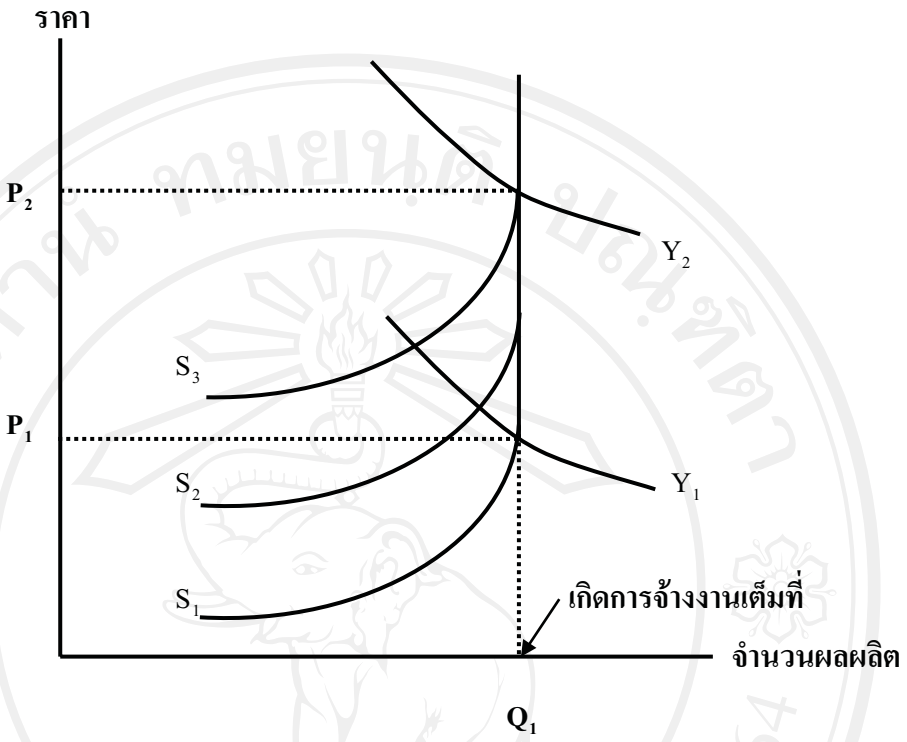
โดยที่ Q = ปริมาณผลผลิต , P = ระดับราคา , S = ซัพพลายมวลรวม , D = ดีมานด์มวลรวม

จากรูปที่ 2.5 จะเห็นได้ว่าเมื่อระดับของซัพพลายมวลรวมลดลงมากเท่าใด ก็จะส่งผลให้ระดับของราคานั้นสูงมากขึ้นเท่านั้น ทั้งนี้เกิดขึ้นมาจากการที่ต้นทุนการผลิตเพิ่มขึ้นทำให้ทางผู้ผลิตนั้นจำเป็นต้องลดขนาดการผลิตลง ซึ่งสาเหตุที่ทำให้ซัพพลายมวลรวมนั้นมีการลดลงมีอยู่ 2 ประการคือ 1.สหพันธ์กรรมกรเรียกร้องค่าจ้างได้เป็นผลสำเร็จ 2.ผู้ผลิตสามารถกุมอำนาจในการกำหนดราคาสินค้าได้สำเร็จ ดังนั้นภาวะราคาเพิ่มขึ้นนี้จึงสามารถแยกสาเหตุได้ 2 ประการคือ ค่าจ้างเพิ่มขึ้น และกำไรเพิ่มขึ้น

3. ราคาขึ้นเนื่องมาจากค่าจ้างเพิ่ม (wage-push inflation) ถ้าค่าจ้างเพิ่มมากกว่าการเพิ่มขึ้นของผลิตภาพของแรงงาน จะทำให้ซัพพลายมวลรวมลดลง การขึ้นสูงของค่าจ้างลักษณะนี้เป็นผลมาจากการขึ้นสูงของราคาไม่มีเรื่องการเรียกร้องค่าจ้างเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งจากข้อสมมุติที่ว่าเศรษฐกิจนั้นอยู่ในระดับการจ้างงานเต็มที่อยู่แล้ว การเพิ่มขึ้นของดีมานด์มวลรวมก็หมายถึงระดับราคาที่เพิ่มสูงขึ้น แต่ผลผลผลิตนั้นไม่ได้เพิ่มขึ้น ดังนั้นเมื่อผู้ผลิตต้องการเพิ่มผลผลิตแต่ทว่าไม่มีจำนวนแรงงานเหลืออยู่จึงทำให้เกิดการแย่งชิงแรงงานกันขึ้นระหว่างผู้ผลิตเอง เมื่อเป็นเช่นนี้ก็จะทำให้ต้นทุนการผลิตนั้นสูงขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปที่ 2.6 ภาวะราคาขึ้นเนื่องมาจากค่าจ้างเพิ่ม



ที่มา: บดี ปุษยายนันท์(2551)

ข้อจำกัดของของนโยบายการเงิน และการคลังต่อปัญหาค่าจ้างเพิ่ม คือ นโยบายนี้เป็นการลดค่าใช้จ่ายมวลรวม ในการลดค่าใช้จ่ายมวลรวมขณะไม่มีดีมานด์ส่วนเกิน ซึ่งจะก่อให้เกิดการว่างงานตามมา ประกอบกับการขึ้นค่าจ้างนั้นเป็นการยากที่จะเปลี่ยนแปลงตามการเปลี่ยนแปลงของดีมานด์มวลรวมในภายหลัง เพราะว่าเมื่อระดับราคา และค่าจ้างเมื่อขึ้นไปแล้วนั้นจะไม่ยอมถอยกลับลงมาง่ายๆ ดังนั้นมาตรการในการแก้ไขปัญหา ที่อาจจะนำมาใช้คือ (1) มาตรการที่ควบคุมค่าจ้างโดยตรง แต่จะได้ผลระยะสั้น เพราะมักถูกต่อต้านจากสหพันธ์กรรมกร และ (2) การเพิ่มผลิตภาพของแรงงาน แต่ทำได้ระยะสั้นเพราะต่อไปจะมีการเรียกร้องจ้างเพิ่ม

4. ราคาเพิ่มเนื่องมาจากการเพิ่มขึ้นของกำไร เกิดจากผู้ผลิตมีอำนาจในการผูกขาดจึงสามารถเพิ่มกำไรได้จากการกำหนดราคาสินค้าได้เอง

5. ราคาขึ้นเนื่องจากโครงสร้างของดีมานด์เปลี่ยนแปลงไป (bottleneck or structural inflation)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1.5 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

1) ข้อมูลพาแนล (panel data)

ข้อมูลพาแนลเป็นชุดข้อมูลที่เกิดจากการสังเกตซ้ำๆ หลายๆ ครั้งจากข้อมูลชุดเดิมตามระยะเวลาที่เลือกทำการศึกษา ดังนั้นจึงเป็นข้อมูลที่ประกอบไปด้วย ข้อมูลภาคตัดขวาง (cross-sectional data) กับข้อมูลอนุกรมเวลา (time series data) การประมาณการโดยแยกปัจจัยที่กระทบแต่ละประเทศข้ามช่วงเวลา เรียกอีกอย่างหนึ่งว่า Panel data estimation ซึ่งข้อดีของการประมาณการโดยใช้ วิธีนี้ (Gujarati, 2003: 637-638 ; Verbeek, 2004: 341) มีดังต่อไปนี้

1. สามารถอธิบายข้อมูลเฉพาะหน่วยที่มีความสัมพันธ์กันแบบข้ามเวลาได้และแก้ปัญหาที่เกิดจากการขาดข้อมูลในบางช่วงเนื่องจากอาจมีข้อจำกัดทางด้านข้อมูล อันเนื่องมาจากปัญหาการจัดเก็บข้อมูลหรือแหล่งที่มาของข้อมูล

2. ให้ผลการประมาณค่าที่มีประสิทธิภาพมากกว่าเนื่องจากเป็นข้อมูลที่มีทั้งข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ไม่ว่าจะเป็นในเรื่องความละเอียด ความหลากหลายของข้อมูล ความแตกต่างระหว่างค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรมีน้อย รวมทั้งมีค่าระดับความเป็นอิสระ (degree of freedom) สูงกว่า

3. อธิบายการเปลี่ยนแปลงแบบพลวัตของข้อมูลที่เกิดจากการสังเกตซ้ำๆ ได้ดี

4. วัดได้ง่ายและให้ค่าที่ใกล้เคียงความเป็นจริงมากกว่าการประมาณค่าโดยใช้ข้อมูลภาคตัดขวาง และข้อมูลอนุกรมเวลา เพียงอย่างได้อย่างหนึ่ง

5. สามารถใช้วิเคราะห์แบบจำลองที่มีความยุ่งยากซับซ้อนได้ดีกว่า

6. สามารถใช้ได้กับค่าสังเกตที่มีจำนวนมากๆ ได้

นอกจากนี้ยังมีเหตุผลสำคัญที่ทำให้ข้อมูลพาแนลได้เปรียบข้อมูลภาคตัดขวางหรือข้อมูลอนุกรมเวลาเพียงอย่างใดอย่างหนึ่งก็คือ ข้อมูลพาแนลไม่มีข้อมูลจำกัดด้านสมมติฐาน และสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงข้อมูลแต่ละหน่วยและข้ามช่วงเวลาได้

จากแบบจำลองข้อมูลพาแนลเชิงเส้นโดยทั่วไป

$$y_{it} = X'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (2.6)$$

เมื่อเพิ่ม intercept term จะเขียนได้เป็น

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (2.7)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย i คือ ข้อมูลภาคตัดขวาง ซึ่ง i = 1, …, N

t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่ง t = 1, …, T

y_{it} คือ เวกเตอร์ 1×1 ของตัวแปรตาม

α คือ จำนวนจริง (scalar)

β_{it} คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

X_{it} คือ เวกเตอร์ $k\times1$ ของตัวแปรอธิบาย

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

2) การทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Panel Unit Root Tests)

การทดสอบความนิ่งของข้อมูลพาแนลด้วยวิธีการทดสอบพาแนลยูนิทรูท (Verbeek, 2004: 369-372) มีวิธีการทดสอบดังนี้

พิจารณาจาก autoregressive model

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.8}$$

สามารถเขียนได้เป็น

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \pi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{2.9}$$

โดย $\pi_i = \gamma_i - 1$

i = 1, 2, …, N (ข้อมูลภาคตัดขวาง) ในช่วงเวลา t = 1, 2, …, T

y_{it} คือ ตัวแปรภายนอก (exogenous variables)

π_i คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ autoregressive

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

สมมติฐาน คือ H_0: $\pi_i = 0$

H_1: $\pi_i < 0$

ซึ่งในการทดสอบพาแนลยูนิทรูทนั้นมีวิธีการทดสอบทั้งหมด 5 วิธี ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.1) วิธีการทดสอบของ Levin, Lin, and Chu (LLC) (2002)

2.1.1) แบบจำลอง

ให้ y_{it} เป็นข้อมูลพาแนล โดย i = 1, …, N เป็นข้อมูลภาคตัดขวางสำหรับแต่ละหน่วย และ t = 1,…,T เป็นข้อมูลอนุกรมเวลา โดยมีข้อสมมติว่า แต่ละหน่วยข้อมูลมีลักษณะเหมือนกันทุกประการในระดับ first-order แต่ค่าพารามิเตอร์ที่เกิดจากค่าความคลาดเคลื่อนอนุญาตให้แปรผันตามแต่ละหน่วยข้อมูล

(a) สมมติให้ y_{it} มาจากโมเดลต่อไปนี้

Model 1: None: $\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \xi_{it}$ (2.10)

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0: $\delta = 0$ ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_1: $\delta < 0$ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

Model 2: Individual intercept: $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \xi_{it}$ (2.11)

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0: $\delta = 0$ และ $\alpha_{0i} = 0$ for all i ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_1: $\delta < 0$ และ $\alpha_{0i} \in R$ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

Model 3: Individual intercept and trend: $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t + \delta y_{it-1} + \xi_{it}$ (2.12)

โดย -2< δ ≤ 0 for i = 1,…,N

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0: $\delta = 0$ และ $\alpha_{1i} = 0$ for all i ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_1: $\delta < 0$ และ $\alpha_{1i} \in R$ ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

(b) ξ_{it} มีการกระจายอย่างเป็นอิสระตามแต่ละหน่วย

$$\xi_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{it} \xi_{it-j} + \varepsilon_{it} \qquad (2.13)$$

(c) i = 1,…,N และ t = 1,…,T

2.1.2) ขั้นตอนการทดสอบ

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad , \text{m} = 1, 2, 3 \qquad (2.14)$$

โดย Δy_{it} คือ difference term ของ y_{it}

y_{it} คือ ข้อมูลพาแนล

δ คือ $\rho - 1$

p_i คือ จำนวน lag order สำหรับ difference terms

d_{mt} คือ จำนวนตัวแปรภายนอก (exogenous variable)

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

กระบวนการทดสอบมีดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 ทำการถดถอยสมการ ADF ของแต่ละหน่วย ทำให้ได้ส่วนตกค้างคงเหลือสองตัวจากสมการ (2.14)

The lag order p_i กำหนดให้แปรผันไปตามแต่ละหน่วย จากนั้นให้เลือก lag ที่เหมาะสมที่สุด โดยให้เลือก lag ที่สูงที่สุด p_{max} และใช้ค่า t-statistics ของ $\hat{\theta}_{iL}$ อธิบาย แล้วทำการถดถอยสมการจะได้ส่วนตกค้างคือ

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} - \tilde{\alpha}_{mi} d_{mt} \qquad (2.15)$$

และ

$$\hat{v}_{it} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} - \tilde{\alpha}_{mi} d_{mt} \qquad (2.16)$$

เพื่อควบคุมข้อมูลที่มีความแตกต่างกัน จึงทำการปรับ $\hat{e}_{it}$ และ $\hat{v}_{it}$ โดยการถดถอยส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน จากสมการ $y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it}$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}}, \hat{v}_{it-1} = \frac{\hat{v}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}} \tag{2.17}$$

โดย $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ คือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานจากการถดถอยสมการ 2.14 ซึ่งสามารถหาค่าได้จาก

$$\hat{\sigma}^2_{\varepsilon i} = \frac{1}{T - p_i - 1} \sum_{t=p_i+2}^{T} \left(\hat{e}_{it} - \hat{\delta}_i \hat{v}_{it-1} \right)^2 \tag{2.18}$$

ขั้นตอนที่ 2 ทำการคำนวณหาอัตราส่วนของค่าความแปรปรวนระยะสั้นกับค่าความแปรปรวนระยะยาวสำหรับแต่ละหน่วยภายใต้สมมติฐานหลักของยูนิทรูท ค่าความแปรปรวนระยะยาว จาก Model 1 หาได้จาก

$$\hat{\sigma}^2_{yi} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^{T} \Delta y_{it}{}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{k}} W_{\bar{K}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^{T} \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right] \tag{2.19}$$

จากโมเดล 2 แทนที่ Δy_{it} ในสมการ 2.14 ด้วย Δy_{it} - $\Delta \overline{y}_i$ โดย $\Delta \overline{y}_i$ คือ ค่าเฉลี่ยของ Δy_{it} สำหรับแต่ละหน่วย (i)

สำหรับแต่ละหน่วย อัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานในระยะยาวต่อส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานในระยะสั้น คือ

$$s_i = \sigma_{yi} / \sigma_{\varepsilon i} \tag{2.20}$$

และ $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ ทำให้อัตราส่วนของค่าเฉลี่ยของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเป็น $s_N = (1/N) \sum_i^N s_i$ และ $\hat{s}_N = (1/N) \sum_i^N \hat{s}_i$ ซึ่งค่านี้มีความสำคัญในการอธิบายความหมายของค่า t-statistic ในขั้นตอนที่ 3

ขั้นตอนที่ 3 คำนวณหาค่า t-statistics โดยวิธี Pooled

จากสมการ Pool: $\tilde{e}_{it} = \delta \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$ (2.21)

โดยมีปัจจัยพื้นฐานคือ มีจำนวนค่าสังเกตเท่ากับ $N\tilde{T}$ โดย $\tilde{T} = T - \overline{p} - 1$ คือ ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตต่อหน่วยในข้อมูลพาแนล และ $\overline{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} p_i$ คือ ค่าเฉลี่ยของ Lag สำหรับแต่ละหน่วยจาก ADF regression

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ขั้นตอนการหาค่า t-statistic เพื่อทดสอบว่า $\delta = 0$

$$t_{\delta} = \frac{\hat{\delta}}{STD(\hat{\delta})} \tag{2.22}$$

โดย

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1}\tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1}^{2}} \tag{2.23}$$

$$STD(\hat{\delta}) = \hat{\sigma}_{\varepsilon i}\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T} \tilde{v}_{it-1}^{2}\right]^{-1/2} \tag{2.24}$$

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{2} = \left[\frac{1}{N\tilde{T}}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\left(\tilde{e}_{it} - \hat{\delta}\tilde{v}_{it-1}\right)^{2}\right] \tag{2.25}$$

ภายใต้สมมติฐาน :H_0= $\delta = 0$ ทำการถดถอยเพื่อหาค่า t-statistic (t_{δ}) ทำให้เกิดการกระจายแบบปกติในโมเดล 1 แต่ทำให้เกิดการเบี่ยงเบนเข้าสู่ $-\infty$ ใน Model 2 และ Model3 อย่างไรก็ตามเพื่อความง่ายยิ่งขึ้นจึงมีการปรับค่า t-statistic เป็น

$$t_{\delta}^{*} = \frac{t_{\delta} - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}STD(\hat{\delta})\mu_{m\tilde{T}}^{*}}{\sigma_{m\tilde{T}}^{*}} \tag{2.26}$$

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

$$t_{\alpha}^{*} = \frac{t_{\alpha} - (N\tilde{T})S_N\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}*}}{\sigma_{m\tilde{T}*}} \rightarrow N(0,1) \tag{2.27}$$

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

$\hat{\sigma}^{-2}$ คือ ค่าความแปรปรวนที่ประมาณได้จากความคลาดเคลื่อน (error term)

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

S_N คือ อัตราส่วนค่าเฉลี่ย standard deviation (average standard deviation ratio)

$\mu_{m\tilde{T}*}$ และ $\sigma_{m\tilde{T}*}$ คือ adjustment term ของค่าเฉลี่ย (mean) และ 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

2.2) วิธีทดสอบของ Breitung (2000) มีวิธีการทดสอบพาแนลยูนิทรูทเช่นเดียวกับ LLC test แต่การหาค่าตัวแทนแตกต่างกัน คือ

จาก
$$\Delta\tilde{y}_{it} = \left(\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} \right) / s_i \tag{2.28}$$

$$\tilde{y}_{it-1} = \left(y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} \right) / s_i \tag{2.29}$$

สามารถเขียนได้เป็น

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left(\Delta\tilde{y}_{it} - \frac{\Delta\tilde{y}_{it+1} + \ldots + \Delta\tilde{y}_{it+T}}{T-t} \right) \tag{2.30}$$

$$y_{it-1}^* = \Delta\tilde{y}_{it-1} - c_{it} \tag{2.31}$$

โดย
$$c_{it} = \begin{cases} 0 & \text{No intercept or trend} \\ \tilde{y}_{i1} & \text{With intercept, no trend} \\ \tilde{y}_{i1} - \left((t-1)/T\right)\tilde{y}_{iT} & \text{With intercept and trend} \end{cases}$$

ค่าพารามิเตอร์ α หาได้จากสมการตัวแทน

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + \upsilon_{it} \tag{2.32}$$

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ

$$B_{nT} = \left[\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2} \right) \sum_{i=1}^{n} \sum_{i=2}^{T-1} (y_{it-1}^*)^2 \right]^{-1/2} \left[\left(\frac{1}{\sqrt{nT}} \right) \left(\sum_{i=1}^{n} \sum_{i=2}^{T-1} (\Delta y_{it}^*)(y_{it-1}^*) \right) \right] \tag{2.33}$$

หรือ
$$B_{nT} = \left[B_{2nT} \right]^{-\frac{1}{2}} B_{1nT} \tag{2.34}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

B_{nT} คือ ค่าสถิติ *t* - Statistic ของ Breitung

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0: ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_1: ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

ถ้าค่าสถิติ *t* - Statistic ของ B_{nT} มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า B_{nT} ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2.3) วิธีทดสอบของ Im, Pesaran and Shin (2003) ใช้ Augmented Dickey – Fuller ในการทดสอบ

จาก $\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it}$ (2.35)

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0: $\alpha_i = 0$ สำหรับทุก i

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

ค่าเฉลี่ยของค่าสถิติ *t* -Statistic สำหรับ α_i คือ

$$\overline{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^{N} t_{iT_i}(p_i) \right) / N \quad (2.36)$$

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

$$W_{\overline{t}NT} = \frac{\sqrt{N}\left(\overline{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^{N} E\left(\overline{t}_{iT}(p_i) \right) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^{N} Var(\overline{t}_{iT}(p_i))}} \rightarrow N(0,1) \quad (2.37)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย $W_{\overline{tNT}}$ คือ *W-Statistic*

ถ้า $W_{\overline{tNT}}$ มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท แต่ถ้า$W_{\overline{tNT}}$ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

2.4) วิธีทดสอบ Fisher type test โดยใช้ ADF และ PP- test (Maddala and Wu (1999) and Choi (2001) ใช้ Fisher's (P_λ) Test ในการทดสอบโดยการรวมค่า p – value

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

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Chi-squared: χ^2) และมี degree of freedom เท่ากับ 2N ดังนี้

$$P_\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} \log_e \pi_i \tag{2.38}$$

ในกรณีของ Choi ให้ p_i ($i = 1,2,...,N$) คือ ค่า p - value ของการทดสอบยูนิทรูท ของข้อมูลภาคตัดขวาง i จากข้อมูลภาคตัดขวางทั้งหมด

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p_i) \rightarrow \chi^2_{2N} \tag{2.39}$$

ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ คือ

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \phi^{-1}(p_i) \tag{2.40}$$

โดย $\phi(.)$ มีการแจกแจงปกติมาตรฐาน *N(0,1)* และ

$$L = \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \tag{2.41}$$

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท ด้วย Fisher's (P_λ) Test และ Z - Statistic Test คือ

H_0: ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

H_1: ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

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

2.5) วิธีทดสอบของ Hadri (1999) ทำการทดสอบจากส่วนที่คงเหลือ (residual) จากสมการordinary least square ของ y_{it} ที่คงที่ (constant) และมีแนวโน้ม (trend)

$$\text{จาก} \quad y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \tag{2.42}$$

โดย y_{it} คือ panel data ซึ่ง i = 1,2,…., N คือ cross-section unit หรือ cross-section series และ t คือ 1,2,…, T คือค่าสังเกตในช่วงเวลาต่าง ๆ

δ_i คือ 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)

$$LM_1 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_0 \right) \tag{2.43}$$

โดย $S_i(t)$ คือ ค่าสะสมของ sums of the residuals

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{it} \tag{2.44}$$

และ $\overline{f}_0$ คือ ค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าส่วนคงเหลือที่ความถี่เท่ากับศูนย์

$$\overline{f}_0 = \sum_{i=1}^{N} f_{i0} / N \tag{2.45}$$

สำหรับค่าสถิติ LM (LM Statistic) ในกรณีที่ i มีความแตกต่างกัน (heteroskedasticity) เขียนสมการได้ดังนี้

$$LM_2 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right) \tag{2.46}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดังนั้นจึงใช้ LM_1 ในกรณีเป็น homoskedasticity และใช้ LM_2 ในกรณี ที่เป็น heteroskedasticity

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานหลักคือ Z - Statistic ดังนี้

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \qquad (2.47)$$

โดย N คือ จำนวนค่าสังเกตในข้อมูลพาแนล

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

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

สมมติฐานการทดสอบพาแนลยูนิทรูท คือ

H_0: ข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

H_1: ข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท

ถ้าค่าสถิติ Z - Statistic มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่าปฏิเสธสมมติฐานหลัก หรือข้อมูลพาแนลมียูนิทรูท แต่ถ้า Z - Statistic ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือข้อมูลพาแนลไม่มียูนิทรูท

3) การทดสอบ Panel Cointegration Tests

การทดสอบ Panel cointegration นั้น จะทำการทดสอบตามวิธีของ Padroni และ Kao ซึ่งมีพื้นฐานแนวคิดมาจาก Engle-Granger (1987) ในการทดสอบโคอินทิเกรชันสองขั้นตอน (two-step cointegration tests) นอกจากนี้ ยังใช้วิธีการทดสอบแบบ Fisher test ซึ่งอิงแนวคิดแบบ Johansen tests

3.1) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Pedroni (Engle-Granger based)

การทดสอบโคอินทิเกรชันตามแบบของ Engle-Granger (1987) มีพื้นฐานอยู่บนการทดสอบส่วนตกค้าง (residual) ถ้าตัวแปรมีลักษณะการร่วมกันไป (cointegrated) ส่วนตกค้างจะมีลักษณะข้อมูลเป็น I(0) (order of integration zero) ในทางตรงกันข้าม ถ้าตัวแปรไม่มีลักษณะการร่วมไปด้วยกัน (not cointegrated) ส่วนตกค้างจะมีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) (order of integration one)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Pedroni (1999,2004) และ Kao (1999) ได้ทำการขยายกรอบการศึกษาตามแบบของ Engle-Granger โดยการทดสอบข้อมูลพาแนล (panel data)

Pedroni เสนอวิธีการทดสอบโคอินทิเกรชันไว้หลายรูปแบบ ซึ่งสมมติให้พจน์ส่วนตัด (intercept) และค่าสัมประสิทธ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) มีความแตกต่างกันได้ระหว่างข้อมูลแต่ละหน่วย พิจารณาจากสมการต่อไปนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + ... + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \qquad (2.48)$$

โดยที่ $t = 1,\ldots,T$; $i=1,\ldots N$; $m= 1,\ldots,M$ y และ x ถูกสมมติให้มีลักษณะร่วมกันไป เมื่อข้อมูลมีลักษณะเป็น I(1) α_i คือ พจน์ส่วนตัด (intercept) δ_i คือสัมประสิทธิ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) ซึ่ง α_i และ δ_i อาจถูกเซตให้เท่ากับศูนย์ก็ได้

ภายใต้สมมติฐานหลักที่ว่าไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (no cointegration) ส่วนตกค้าง $e_{i,t}$ จะต้องมีลักษณะข้อมูลเป็น I(1) โดยส่วนตกค้างดังกล่าวจะได้มาจากการถดถอยสมการ (2.48) หลังจากนั้นก็นำไปทดสอบว่าเป็น I(1) หรือไม่ โดยการถดถอยช่วย (auxiliary regression) สำหรับข้อมูลแต่ละหน่วย (each cross-section)ดังนี้

$$\Delta e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \qquad (2.49)$$

หรือ
$$\Delta e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \qquad (2.50)$$

สมมติฐานในการทดสอบ

H_0: $\rho_i = 0$ ไม่มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน (no cointegraion)

H_1: $\rho_i < 0$, $-2 < \rho_i < 0$ มีลักษณะร่วมไปด้วยกัน

ค่าสถิติในการทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันของ Pedroni $\aleph_{N,T}$ ถูกสร้างขึ้นมาจากส่วนตกค้างจากทั้งสมการ (2.49) และ (2.50) Pedroni ได้ชี้ว่าสถิติมาตรฐาน (standardized statistic) ได้มีการแจกแจงแบบปกติเชิงเส้นกำกับ (asymptotically normally distribution)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\frac{\aleph_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\upsilon}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (2.51)$$

โดย μ และ υ คือ Monte Carlo generated adjustment term

3.2) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ Kao (Engle-Granger based)

การทดสอบแบบ Kao มีวิธีพื้นฐานเช่นเดียวกับ การทดสอบแบบ Pedroni แต่กำหนดให้พจน์ส่วนตัด (intercept) และค่าสัมประสิทธ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) มีค่าคงที่ในข้อมูลแต่ละหน่วย สำหรับการถดถอยขั้นแรก (the first-stage regression)

กรณีสองตัวแปร (bivariate case) ที่อธิบายโดย Kao (1999) แสดงได้ดังนี้

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + e_{i,t} \qquad (2.52)$$

สำหรับ $$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \qquad (2.53)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}, \qquad (2.54)$$

$$t = 1,\ldots,T\,;\; i=1,\ldots,N$$

ส่วนมากเรามักจะถดถอยสมการ (2.52) ก่อน โดยกำหนดให้ α_i มีค่าแตกต่างกัน แต่ β_i จะต้องมีค่าคงที่ในข้อมูลแต่ละหน่วย และกำหนดให้ค่าสัมประสิทธ์ของค่าแนวโน้ม (trend coefficient) δ_i เท่ากับศูนย์ หลังจากนั้น Kao เสนอให้ถดถอยช่วยแบบรวมกลุ่ม (pooled auxiliary regression) ดังนี้

$$\Delta e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \upsilon_{it} \qquad (2.55)$$

หรือ $$\Delta e_{it} = \tilde{\rho} e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \psi_j \Delta e_{it-j} + \upsilon_{it} \qquad (2.56)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ภายใต้สมมติฐานหลักว่าไม่มีการร่วมไปด้วยกัน (no cointegration) Kao ได้เสนอสถิติทดสอบ ดังนี้

$$DF_\rho = \frac{T\sqrt{N}(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{10.2} \tag{2.57}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_\rho + \sqrt{1.875N} \tag{2.58}$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}\hat{\sigma}_\upsilon^2/\hat{\sigma}_{0\upsilon}^2}{\sqrt{3+36\hat{\sigma}_\upsilon^4/5\hat{\sigma}_{0\upsilon}^4}} \tag{2.59}$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_\upsilon^2/(2\hat{\sigma}_{0\upsilon}^2)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0\upsilon}^2/(2\hat{\sigma}_\upsilon^2)+3\hat{\sigma}_\upsilon^2/10\hat{\sigma}_{0\upsilon}^2}} \tag{2.60}$$

และกรณีที่ $p>0$

$$ADF = \frac{t_{\tilde{\rho}} + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_\upsilon^2/(2\hat{\sigma}_u)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0\upsilon}^2/(2\hat{\sigma}_\upsilon^2)+3\hat{\sigma}_\upsilon^2/10\hat{\sigma}_{0\upsilon}^2}} \tag{2.61}$$

ซึ่งลู่เข้าหา N(0,1) แบบเชิงเส้นกำกับ โดยที่ค่าความแปรปรวนจากการประมาณค่าเป็น $\hat{\sigma}_\upsilon^2 = \hat{\sigma}_u^2 - \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2\sigma_\varepsilon^{-2}$ และค่าความแปรปรวนระยะยาวเป็น $\hat{\sigma}_{0\upsilon}^2 = \hat{\sigma}_{0u}^2 - \hat{\sigma}_{0u\varepsilon}^2\sigma_{0\varepsilon}^{-2}$

ความแปรปรวนร่วม (covariance) ของ $w_{it} = \begin{bmatrix} u_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$

ประมาณค่าได้เป็น $\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_u^2 & \hat{\sigma}_{u\varepsilon} \\ \hat{\sigma}_{u\varepsilon} & \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}'$ (2.62)

และความแปรปรวนร่วมระยะยาว (long run covariance) ประมาณค่าได้ ดังนี้

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{0u}^2 & \hat{\sigma}_{0u\varepsilon} \\ \hat{\sigma}_{0u\varepsilon} & \hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{w}_{it}\hat{w}_{it}' + k(\hat{w}_i)\right] \tag{2.63}$$

โดยที่ k คือ ฟังก์ชันใดๆ (any kernel function)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3.3) การทดสอบพาแนลโคอินทิเกรชันแบบ 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

$$-2\sum_{i=1}^{N}\log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2n} \qquad (2.64)$$

4) Pooled OLS

Pooled OLS เป็นการทดสอบอย่างง่าย โดยมีข้อสมมติว่าค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการมีค่าเท่ากันทุกหน่วย/ทุกประเทศ และตลอดช่วงเวลาที่พิจารณา ซึ่งไม่ได้ประมาณค่าความแตกต่างระหว่างหน่วย/ประเทศในช่วงเวลาที่ศึกษา

แบบจำลองของ Pooled OLS คือ

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (2.65)$$

5) Fixed Effect Model

Fixed Effect Model เป็นโมเดลเชิงเส้นอย่างง่าย ที่ intercept term แปรผันไปตามแต่ละหน่วยเฉพาะ (ประเทศ) แบบจำลอง คือ

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad ; \ \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma^2_{\varepsilon}) \qquad (2.66)$$

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

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

y_{it} คือ เวกเตอร์$1x1$ ของตัวแปรตาม

α คือ จำนวนจริง (scalar)

β คือ เวกเตอร์ $Kx1$ ของค่าสัมประสิทธิ์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

x'_{it} คือ เวกเตอร์ $Kx1$ ของตัวแปรอธิบาย

ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

และเมื่อเพิ่มตัวแปรหุ่นสำหรับแต่ละหน่วยเข้าไปในแบบจำลอง จะได้

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{2.67}$$

โดย $d_{ij} = 1$ ถ้า $i = j$ และ $d_{ij} = 0$ ถ้า $i \neq j$ กำหนดให้แบบจำลองมีตัวแปรหุ่นจำนวน N ตัว ค่าพารามิเตอร์ $\alpha_1, ..., \alpha_n$ และ β จากสมการ $y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ สามารถคำนวณหาค่าได้โดยการใช้ ordinary least square (OLS) โดย β คำนวณได้โดยใช้ least squares dummy variable (LSDV) โดยวิธีนี้จะทำให้ค่า β ที่ได้มีความเบี่ยงเบน ดังนั้นจึงกำจัดปัญหาดังกล่าวด้วยการเปลี่ยนแปลงข้อมูล โดยการเปลี่ยนสมการเป็น

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}'_i\beta + \bar{\varepsilon}_i \tag{2.68}$$

โดย $\bar{y}_i = T^{-1}\sum y_{it}$ และของตัวแปรอื่นๆ ก็เช่นกัน ดังนั้นสามารถเขียนได้เป็น

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \tag{2.69}$$

จากสมการ (2.69) ถือเป็นโมเดลที่แบ่งแยกออกจากค่าเฉลี่ยของแต่ละหน่วยเฉพาะและไม่ได้รวมผลกระทบเฉพาะหน่วยของ α_i กระบวนการปรับเปลี่ยนข้อมูลโดยแยกส่วนออกจากค่าเฉลี่ยดังกล่าวเรียกว่า within transformation ค่า β ที่คำนวณได้จากโมเดลดังกล่าวเรียกว่า within estimator หรือ fixed effect estimator และเช่นเดียวกันสามารถอธิบายโดยใช้ least squares dummy variable (LSDV) ได้ดังนี้

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \tag{2.70}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้าตั้งข้อสมมติว่าทุก ๆ x_{it} เป็นอิสระจากทุก ๆ ε_{it} การคำนวณโดยใช้ fixed effect จะทำให้ค่า β ไม่เกิดการเบี่ยงเบน เพราะ ε_{it} เป็นตัวกำหนด และ $\hat{\beta}_{FE}$ ก็จะมีการกระจายแบบปกติ นั่นคือ

$$E\{(x_{it}-\overline{x}_i)\varepsilon_{it}\}=0 \tag{2.71}$$

แสดงให้เห็นว่า x_{it} ไม่เกี่ยวข้องกับ ε_{it} และ $\overline{x}_i$ ไม่เกี่ยวข้องกับ error term นั่นคือเงื่อนไข

$$E\{(x_{it}\varepsilon_{it}\}=0 \tag{2.72}$$

ในกรณีดังกล่าวจะเรียน x_{it} ว่า strictly exogenous ที่ไม่ขึ้นอยู่กับค่า error term ทั้งในอดีต ปัจจุบัน และอนาคต (แต่ในบางกรณีก็อาจจะกลายเป็นข้อจำกัดได้) แต่ขึ้นอยู่กับค่าในอดีตของ y_{it}

อธิบายตัวแปรอิสระของทุก ๆ ค่าความคลาดเคลื่อน โดยไม่มีค่าความเบี่ยงเบนได้โดย

$$\hat{\alpha}_i=\overline{y}_i-\overline{x}_i'\hat{\beta}_{FE},\ i=1,\ldots,\mathrm{N} \tag{2.73}$$

จากสมมติฐาน $E\{(x_{it}-\overline{x}_i)\varepsilon_{it}\}=0$ กำหนดให้ ค่า $T\to\infty$ ค่าของ $\overline{y}_i$ และ $\overline{x}_i$ จะไม่เบี่ยงเบนเข้าหากันถ้าหากว่าจำนวนค่าเฉพาะเพิ่มขึ้น

สามารถสร้างเมทริกซ์แสดงค่า $\hat{\beta}_{FE}$ ได้ดังนี้

$$V\left\{\hat{\beta}_{FE}\right\}=\sigma_\varepsilon^2\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\overline{x}_i)(x_{it}-\overline{x}_i)'\right)^{-1} \tag{2.74}$$

ถ้า T มีขนาดใหญ่ ก็ใช้ OLS estimate ในการคำนวณหา covariance matrix โดยมีพื้นฐานอยู่ใน within regression จากสมการ $(y_{it}-\overline{y}_i=(x_{it}-\overline{x}_i)'\beta+(\varepsilon_{it}-\overline{\varepsilon}_i)$ จะให้ค่าความแปรปรวนที่ถูกต้อง เพราะการเปลี่ยนรูปสมการจะทำให้เมทริกซ์ที่ได้เป็น singular matrix และค่าความแปรปรวนของ $(\varepsilon_{it}-\overline{\varepsilon}_i)$ คือ $(T-1)/T\sigma_\varepsilon^2$ ค่อนข้างจะตรงข้ามกับ σ_ε^2 การคำนวณหาค่า σ_ε^2 ทำได้โดย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

$$= \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(y_{it} - \overline{y}_i - (x_{it} - \overline{x}_i)' \hat{\beta}_{FE} \right)^2 \qquad (2.75)$$

มีความเป็นไปได้ในการนำมาประยุกต์ใช้กับตัวแปรที่ต้องการคำนวณค่าออกจากจำนวนชุดของข้อมูลทั้งหมดนั่นคือ degree of freedom = n - k ด้วยการใช้ OLS covariance matrix ในสมการ $y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \alpha_j d_{ij} + x_{it}' \beta + \varepsilon_{it}$ โดยมีจำนวนตัวแปรหุ่น N ตัวแปร ซึ่งถือว่าให้ค่าที่เชื่อถือได้ เพราะ degree of freedom ถูกต้องและมีความสัมพันธ์กับจำนวนตัวแปรหุ่น

สิ่งสำคัญคือ Fixed Effect Model เป็นโมเดลที่รวมเอาความแตกต่าง ภายใน (within) ของแต่ละหน่วย (ประเทศ) นั่นคือ อธิบายได้ว่าอะไรคือความแตกต่างของ y_{it} กับ $\overline{y}_i$ แต่ไม่สามารถอธิบายได้ว่าทำไม $\overline{y}_i$ แตกต่างจาก y_{it}

จากเมทริกซ์ค่าของ β ก็ได้รับผลกระทบมาจาก x ไม่ว่าจะเป็นการเปลี่ยนแปลงข้ามช่วงเวลาหรือเฉพาะหน่วย จากการคำนวณโดยใช้ Fixed Effect Model ทำให้ทราบว่า β ได้มาจากเปลี่ยนแปลงภายในของข้อมูลแต่ละหน่วย

จาก Fixed Effect Model มีข้อสมมติที่อาจเป็นไปได้เกี่ยวกับ ค่าคงที่ (intercept) ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน (slope coefficients) และค่าความคลาดเคลื่อน (error term, ε_{it}) ดังนี้ (Gujarati, 2003: 640-647)

1. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน และ ค่าคงที่ คงที่ตลอดระยะเวลาและข้ามช่วงเวลา แต่ค่าความคลาดเคลื่อน แตกต่างกันในแต่ละหน่วยและข้ามช่วงเวลา

2. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชันคงที่ แต่ค่าคงที่ แตกต่างกันในแต่ละหน่วย

3. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชันคงที่ แต่ค่าคงที่แตกต่างกันในแต่ละหน่วยและข้ามช่วงเวลา

4. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน และค่าคงที่แตกต่างกันในแต่ละหน่วย

5. ค่าสัมประสิทธิ์ของความชัน และค่าคงที่แตกต่างกันในแต่ละหน่วยและข้ามช่วงเวลา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

6) Random Effect Model

กำหนดให้ ε_{it} เป็นปัจจัยสุ่ม มีความเป็นอิสระ และมีกระจายเหมือนกันในแต่ละข้ามช่วงเวลา ดังนั้นเขียนแบบจำลอง Random Effect ได้ดังนี้

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad ; \varepsilon_{it} \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2), \alpha_i \sim IID(0,\sigma_\alpha^2) \qquad (2.76)$$

โดย $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนซึ่งประกอบด้วยสองส่วน ส่วนแรกเป็นค่าความคลาดเคลื่อนของแต่ละหน่วยเฉพาะซึ่งไม่ผันแปรตามข้ามช่วงเวลา ส่วนที่สองเป็นส่วนคงเหลือของค่าความคลาดเคลื่อนที่มีข้อสมมติว่าไม่มีความเกี่ยวข้องกันในแต่ละข้ามช่วงเวลา ความสัมพันธ์ทั้งหมดของ error terms ในช่วงต่อของเวลาเป็นผลมาจากผลกระทบที่เกิดขึ้นเฉพาะ α_i จึงมีข้อสมมติว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ มีความสัมพันธ์ที่เป็นอิสระและไม่ขึ้นอยู่กับ x_{it} นั่นแสดงให้เห็นว่าการคำนวณเพื่อหาค่า μ และ β โดยใช้ OLS estimator ไม่เบี่ยงเบนและมีค่าสม่ำเสมอ จากโครงสร้างของ error term แสดงให้เห็นว่า $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ เป็นส่วนหนึ่งของ autocorrelation (ปัญหาที่เกิดจากการที่ค่าความผันแปรที่ไม่สามารถอธิบายได้โดยตัวแปรอิสระในแบบจำลองที่มีการผันแปรอย่างเป็นแบบแผน) ดังนั้น จึงทำให้ค่าที่ได้ไม่ถูกต้องและถ้าใช้ GLS estimator จะมีประสิทธิภาพมากกว่า

จาก GLS estimator สำหรับแต่ละหน่วย i ทุก error term จะสามารถเขียนรวมกันได้เป็น $\alpha_i \iota_T + \varepsilon_i$ โดย $\iota_T = (1,1,...,1)'$ ของมิติ T และ $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1},...,\varepsilon_{iT})'$ covariance matrix ของเวกเตอร์นี้คือ

$$V\{\alpha_i \iota_T + \varepsilon_i\} = \Omega = \sigma^2 \iota_T \iota'_T + \sigma_\varepsilon^2 I_T \qquad (2.77)$$

โดย I_T คือ T – dimensional identity matrix

จากสมการนี้ทำให้สามารถใช้ GLS ในการคำนวณหาค่าพารามิเตอร์ของแต่ละหน่วยโดยการคูณเพิ่มด้วยเวกเตอร์ ให้เป็น Ω^{-1} ดังนี้

$$\Omega^{-1} = \sigma_\varepsilon^2 \left[I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2} \iota_T \iota'_T \right] \qquad (2.78)$$

และสามารถเขียนได้เป็น

$$\Omega^{-1} = \sigma_\varepsilon^2 \left[\left(I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota'_T \right) + \psi \frac{1}{T} \iota_T \iota' \right] \qquad (2.79)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย $$\psi = \Omega^{-1} = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2} \tag{2.80}$$

ดังนั้นสามารถหาค่า β โดยใช้ GLS estimator ดังนี้

$$\hat{\beta}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \overline{x}_i)(x_{it} - \overline{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^{N}(\overline{x}_i - \overline{x})(\overline{x}_i - \overline{x})' \right)^{-1} \times \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \overline{x}_i)(y_{it} - \overline{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^{N}(\overline{x}_i - \overline{x})(\overline{y}_i - \overline{y}) \right) \tag{2.81}$$

โดย $\overline{x} = \left(1/(NT)\right)\sum_{i,t} x_{it}$ แทนค่าแทนค่าเฉลี่ยตลอดช่วงเวลาของ x_{it} ซึ่งเห็นได้ชัดว่าถ้า $\psi = 0$ ผลจากการคำนวณโดย fixed effect model จะเพิ่มขึ้นเพราะ $\psi \to 0$ ถ้า $T \to \infty$ ถ้า $\psi = 1$ การคำนวณโดยใช้ GLS ก็เป็นเพียงแค่ OLS

จากรูปทั่วไปของ GLS estimator สามารถเขียนได้เป็น

$$\hat{\beta}_{GLS} = \Delta\hat{\beta}_B + \left(I_k - \Delta\right)\hat{\beta}_{FE} \tag{2.82}$$

โดย $\hat{\beta}_B = \left(\sum_{i=1}^{N}(\overline{x}_i - \overline{x})(\overline{x}_i - \overline{x})' \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N}(\overline{x}_i - \overline{x})(\overline{y}_i - \overline{y})$ เรียกว่า between estimatorสำหรับค่า β ซึ่งก็คือ OLS estimator ในรูปของโมเดลของค่าเฉลี่ยเฉพาะ

$$y_{it} = \mu + x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1,\ldots,\mathrm{N} \tag{2.83}$$

ให้เมทริกซ์ Δ เป็นเมทริกซ์ถ่วงน้ำหนัก และเป็นส่วนกลับของ covariance matrix ของ $\hat{\beta}_B$ นั่นคือ GLS estimator เป็นเมทริกซ์ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักระหว่างตัวแปร (between estimator) และ ภายในตัวแปร (within estimator) โดยตัวถ่วงน้ำหนักขึ้นอยู่กับ ความสัมพันธ์ของค่าความแปรปรวนระหว่างสองตัวแปร ซึ่งมีประสิทธิภาพกว่าการคำนวณด้วย OLS estimator เพราะถ้า ตัวแปรอธิบายมีความเป็นอิสระทุก ε_{it} และ α_i การคำนวณด้วย GLS estimator จะไม่ทำให้เกิดการเอนเอียง (biased) นั่นคือ

$$E\left\{\overline{x}_i\alpha_i\right\} = 0 \tag{2.84}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

และในทางปฏิบัติ σ_α^2 และ $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ ไม่สามารถหาค่าได้ ดังนั้นในกรณีนี้สามารถใช้ The Feasible GLS estimator (FGLS) โดยความแปรปรวนที่ไม่ทราบค่ายังคงคำนวณในขั้นตอนแรก โดยค่า $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ คำนวณได้มาจากส่วนคงเหลือภายใน ดังสมการ

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(y_{it} - \overline{y}_i - (x_{it} - \overline{x}_i)' \hat{\beta}_{FE} \right)^2 \qquad (2.85)$$

สำหรับ between regression ค่าความคลาดเคลื่อนของความแปรปรวนคือ $\sigma_\alpha^2 + (1/T)\sigma_\varepsilon^2$ ซึ่งสามารถคำนวณได้โดย

$$\sigma_B^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(\overline{y}_i - \hat{\mu}_B - \overline{x}_i' \hat{\beta}_B \right)^2 \qquad (2.86)$$

โดย $\hat{\mu}_B$ คือ The between estimator สำหรับ μ และสามารถหา σ_α^2 ได้จาก

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \hat{\sigma}_B^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \qquad (2.87)$$

และมีความเป็นไปได้ในการปรับค่าการประมาณโดยทำ degree of freedom ให้ถูกต้องให้เป็น K+1 จึงเป็นเหตุผลที่ FGLS ถูกนำมาใช้ใน random effect estimator เพื่อหาค่า β และ μ แทนด้วย $\hat{\beta}_{RE}$ สร้าง Covariance matrix ได้ดังนี้

$$V\left\{\hat{\beta}_{RE}\right\} = \sigma_\varepsilon^2 \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \overline{x}_i)(x_{it} - \overline{x}_i)' + \psi \sum_{i=1}^{N} (\overline{x}_i - \overline{x})(\overline{x}_i - \overline{x})' \right)^{-1} \qquad (2.88)$$

จากสมการ (2.87) แสดงให้เห็นว่า การใช้ Random Effect estimator มีประสิทธิภาพมากกว่า Fixed Effect estimator ตราบเท่าที่ $\psi > 0$ โดยประสิทธิภาพที่เพิ่มขึ้นมาจาก $\overline{x}_i - \overline{x}$ ความแตกต่างระหว่าง Pooled OLS, Fixed Effect Model กับ Random Effect Model แสดงได้ดังตารางที่ 2.1

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 2.1 ความแตกต่างระหว่าง Pooled OLS, Fixed Effect Model และ Random Effect Model

เทคนิคการคำนวณ	สมมติฐานเกี่ยวกับค่าคงที่ β
Pooled OLS	$\beta_{it} = \beta$
Fixed Effect	$\beta_{it} = \beta_i$ โดย $E(\beta_i, X_{it}) \neq 0$
Random Effect	$\beta_{it} = \beta + \varepsilon_i$ โดย $E(\varepsilon_i, X_{it}) = 0$

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

Booth and Ciner (2001) ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยในรูปตัวเงินกับอัตราเงินเฟ้อ โดยใช้วิธีโคอินทิเกรชัน ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาคืออัตราดอกเบี้ยระยะสั้นและอัตราเงินเฟ้อของประเทศสหรัฐอเมริกา และประเทศในทวีปยุโรป 9 ประเทศ ได้แก่ เบลเยียม เดนมาร์ก ฝรั่งเศส เยอรมัน อิตาลี เนเธอร์แลนด์ นอร์เว สวีเดน และอังกฤษ ผลการศึกษาพบว่า อัตราดอกเบี้ยระยะสั้นEurocurrencyและอัตราเงินเฟ้อของประเทศส่วนใหญ่ในทวีปยุโรป(ยกเว้นประเทศฝรั่งเศส) มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันแบบหนึ่งต่อหนึ่ง (one-to-one) ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎี the Fisher Effect อย่างไรก็ตามทฤษฎีดังกล่าวไม่เป็นจริงในกรณีของประเทศสหรัฐฯ เพราะผลที่ได้แสดงถึงความสัมพันธ์ที่มากกว่าหนึ่งต่อหนึ่ง

Crowder (2003) ทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ตามทฤษฎี the Fisher Effect ของประเทศอุตสาหกรรม 8 ประเทศ ได้แก่ เบลเยียม เยอรมัน ฝรั่งเศส อังกฤษ อิตาลี เนเธอร์แลนด์ ญี่ปุ่น และสหรัฐอเมริกา โดยประยุกต์ใช้วิธีโคอินทิเกรชันทำการศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนของอัตราดอกเบี้ยระยะสั้นในรูปตัวเงินและดัชนีราคาผู้บริโภคย้อนหลัง 30 ปี ผลที่ได้พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินและดัชนีราคาผู้บริโภคของทั้งแปดประเทศ สอดคล้องกับทฤษฎี the Fisher Effect โดย 7 ประเทศ (ยกเว้นประเทศอังกฤษ) มีลักษณะความสัมพันธ์ตามแบบของ Darby Effect ด้วย นั่นคือ มีค่าสัมประสิทธ์ความสัมพันธ์มากกว่า 1 (Darby เสนอว่าเป็นผลมาจากการที่อัตราดอกเบี้ยถูกเก็บภาษี)

Chukiat et al. (2009) ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างจำนวนนักท่องเที่ยวที่เข้ามาท่องเที่ยวในประเทศไทยกับตัวชี้วัดทางเศรษฐกิจได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) ต้นทุนการเดินทาง และอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้ข้อมูลแบบพาแนล (panel data) คือข้อมูลที่มี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ลักษณะแบบอนุกรมเวลาร่วมกับข้อมูลภาคตัดขวาง ได้แก่ ข้อมูลอนุกรมตั้งแต่ปี 1986 ถึงปี 2007 ของประเทศที่มีนักท่องเที่ยวมาเที่ยวประเทศจำนวนมาก ได้แก่ มาเลเซีย ญี่ปุ่น เกาหลี จีน สิงคโปร์ และไต้หวัน การศึกษาครั้งนี้ ได้การทดสอบยูนิทรูทแบบพาแนล ตามแนวคิดหลัก 5 แนวคิด ได้แก่ LLC (2002) panel unit root test, Breitung (2000) panel unit root test, IPS (2003) panel unit root test, Maddala and Wu (1999) and Choi (2001) panel unit root test และ Handri (1999) panel unit root test หลังจากนั้นก็ทำการทดสอบโคอินทิเกรชันแบบพาแนลโดยยึดตามแนวคิดของ Pedroni residual cointegration tests, Kao residual cointegration tests และ Johansen fisher panel cointegration test ผลการศึกษาพบว่าอัตราการเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวม (growth of GDP) มีผลกระทบเชิงบวกต่อการเข้ามาท่องเที่ยวไทยของชาวต่างชาติ ในขณะที่ต้นทุนในการเดินทางมีความสัมพันธ์เชิงลบกับจำนวนนักท่องเที่ยวที่เข้ามาท่องเที่ยวในประเทศไทย สำหรับค่าเงินบาทนั้นมีความสัมพันธ์ในเชิงบวกกับจำนวนนักท่องเที่ยว

สุชาติ กิตติธรรมจริยา (2540) ได้ทดสอบfisher effect ในตลาดเงินไทย โดยเลือกทดสอบกับอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงิน 4 ชนิด คือ อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดี (MLR) ที่แท้จริง, อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่แท้จริง, อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออกทรัพย์ที่แท้จริง และอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาลที่แท้จริง การศึกษาใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนระหว่างมกราคม ปี 1985 จนถึง ธันวาคม ปี 1996 โดยแบ่งออกเป็น 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยและช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ใช้แบบจำลอง Johansen cointegration test เพื่อทดสอบ fisher effect ในระยะยาวและใช้วิธี Chow test เพื่อทดสอบผลกระทบของการใช้นโยบายการเงินแบบผ่อนคลายทางการเงิน ผลการศึกษา พบว่า การดำเนินนโยบายการเงินแบบผ่อนคลายทางการเงินโดยเฉพาะการยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ย่อมมีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (structural change) ของพฤติกรรมอัตราดอกเบี้ยในประเทศ กล่าวคือ ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำกับอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ เป็นแบบ Inverted Fisher Hypothesis มีค่าสัมประสิทธิ์ของเงินเฟ้อต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงประมาณ -1 ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 1% และภายหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยมีความสัมพันธ์แบบ partial Fisher hypothesis มีค่าสัมประสิทธิ์ประมาณ -0.5 นั่นคือ ผลการศึกษาแสดงว่า ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ถ้าอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่เพิ่มขึ้น 1% จะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงลดลง 1% ในระยะยาว ซึ่งเป็นตัวกำหนดการออมและการลงทุนที่มีต่อภาวะเศรษฐกิจ และในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ถ้าอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์เพิ่มขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1% จะส่งผลกระทบต่อทั้งอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงลดลง 0.5% และอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นบางส่วนในระยะยาว โดยผลของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจะมีผลต่องบกระแสเงินสดของหน่วยธุรกิจ อันจะมีผลต่อการควบคุมปริมาณสินเชื่อของภาคธนาคารและการพัฒนาเศรษฐกิจ ดังนั้นเจ้าหน้าที่ทางการเงินของรัฐควรมีมาตรการในการจัดการอัตราเงินเฟ้อไปในทิศทางที่เหมาะสม เพื่อจะได้รักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจให้มีอัตราการเจริญเติบโตได้อย่างต่อเนื่อง

สุนิสา คำแก้ว (2549) ทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างเงินเฟ้อของประเทศไทยกับอัตราเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยใช้วิธีโคอินทิเกรชัน ตัวแปรในการศึกษาได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภคและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ซึ่งเป็นข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2541 ถึง 2548 โดยการทดสอบครั้งนี้ได้ทดสอบยูนิทรูท (unit root test) เพื่อทดสอบความนิ่งของข้อมูลแล้วจึงทำการทดสอบโคอินทิเกรชั่น (cointegration) เพื่อหาความสัมพันธ์ ผลการศึกษาพบว่า ในระยะยาวตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์กัน และเมื่อทดสอบขบวนการปรับตัวในระยะสั้น พบว่า กรณีที่อัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรต้น และผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศเป็นตัวแปรตาม แบบจำลองมีการปรับตัวในระยะสั้น แต่ในกรณีที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศเป็นตัวแปรต้นและอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรตาม แบบจำลองไม่มีการปรับตัวในระยะสั้น สำหรับการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลพบว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์กันแบบสองทิศทาง นั่นคือ อัตราเงินเฟ้อเป็นสาเหตุของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศ และในทางกลับกันผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศเป็นสาเหตุของอัตราเงินเฟ้อ

กาญจนา ลังกาวงศ์ (2551) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการออมและการลงทุนของประเทศในภูมิภาคเอเชีย โดยแบ่งการศึกษาออกเป็น 3 กลุ่ม กลุ่มแรกทำการศึกษาความสัมพันธ์ของปลุ่มประเทศโดยรวมในภูมิภาคเอเชีย กลุ่มที่สองแยกผลการศึกษาออกเป็นกลุ่มตามความแตกต่างของระดับรายได้ และกลุ่มที่สามแยกการศึกษาเป็นรายประเทศ วิธีการทดสอบที่ใช้มี 3 วิธี คือ Pooled Ordinary Lease Square, Fixed Effect Model และ Random Effect Model โดยการทดสอบรายกลุ่มนั้นใช้ทั้งสามวิธี ส่วนการทดสอบแยกรายประเทศ ใช้เพียงวิธีเดียวคือ Fixed Effect Model ทั้งนี้เพื่อทำการทดสอบข้อมูลของอัตราส่วนการออมต่อรายได้ประชาชาติและอัตราส่วนการลงทุนต่อรายได้ประชาชาติ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้เรียกว่า ข้อมูลพาแนล (panel data) ซึ่งเป็นข้อมูลทุติยภูมิรายปีของประเทศในภูมิภาคเอเชีย จำนวน 10 ประเทศ ได้แก่ ไทย สาธารณรัฐประชาชนจีน เกาหลีใต้ สิงคโปร์ ฟิลิปปินส์ ญี่ปุ่น มาเลเซีย อินโดนีเซีย เวียดนาม และอินเดีย ระยะเวลาตั้งแต่ปี พ.ศ. 2530 ถึง พ.ศ. 2549 รวมทั้งสิ้น 20 ปี ผลการทดสอบด้วยวิธี Pooled Ordinary Least Square และ Fixed Effect Model พบว่าให้ผลการทดสอบเหมือนกันคือ อัตราส่วนของการออมต่อรายได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประชาชาติมีความสัมพันธ์กับอัตราส่วนของการลงทุนต่อรายได้ประชาชาติในระดับสูง ในทิศทางเดียวกัน และเมื่อแยกการทดสอบรายประเทศด้วยการเพิ่มตัวแปรหุ่น (dummy variables) เข้าไปในแบบจำลอง พบว่า ประเทศเกาหลีใต้ และประเทศฟิลิปปินส์ ซึ่งผลการประมาณค่าที่ได้ของทั้งสองประเทศมีลักษณะเหมือนกันคือ อัตราส่วนของการออมต่อรายได้ประชาชาติมีความสัมพันธ์กับอัตราส่วนการลงทุนต่อรายได้ประชาชาติในระดับสูง ในทิศทางตรงกันข้าม และจากการทดสอบด้วย Random Effect Model พบว่า อัตราส่วนของการออมต่อรายได้ประชาชาติมีความสัมพันธ์กับอัตราส่วนของการลงทุนต่อรายได้ประชาชาติในระดับสูง ในทิศทางเดียวกัน เมื่อทำการเปรียบเทียบผลการทดสอบทั้ง 3 วิธี สามารถจัดอันดับประสิทธิภาพและความน่าเชื่อถือของผลการทดสอบได้ตามลำดับดังนี้ คือ อันดับแรก Fixed Effect Model อันดับที่สอง Random Effect Model และอันดับสุดท้าย คือ Pooled Ordinary Least Square

ศนิธิ รัตนสุรังค์ (2551) ศึกษาผลกระทบจากการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศที่มีต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของกลุ่มประเทศอาเซียนโดยแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาเป็นแบบจำลองเชิงเส้นตรง (linear form) ซึ่งประกอบด้วยตัวแปรอิสระ คือ การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศจริง การลงทุนภาคเอกชนภายในประเทศที่แท้จริง มูลค่าการส่งออกที่แท้จริง และการจ้างงานภายในประเทศ และตัวแปรตาม คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง โดยทำการศึกษาประเทศที่เป็นสมาชิกของอาเซียนทั้งหมด 8 ประเทศ ได้แก่ กัมพูชา อินโดนีเซีย สาธารณรัฐประชาธิปไตยประชาชนลาว มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงค์โปร ไทย และเวียดนาม ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2533 ถึง พ.ศ. 2549 รวมทั้งสิ้น 17 ปี โดยใช้เทคนิคการประมาณ Panel data ด้วยวิธี Fixed Effect ในการประมาณแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา ผลการทดสอบด้วยวิธี Fixed Effect ในกรณีของประเทศกัมพูชา อินโดนีเซีย ลาว และฟิลิปปินส์ พบว่าตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง ได้แก่ ตัวแปรการลงทุนภาคเอกชนภายในประเทศที่แท้จริง และมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงโดยมีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกัน สำหรับประเทศมาเลเซีย ไทย และเวียดนาม พบว่าตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง ได้แก่ ตัวแปรการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศที่แท้จริง โดยมีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกัน ส่วนประเทศสิงคโปร์ พบว่า ตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง ได้แก่ ตัวแปรการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศที่แท้จริง การลงทุนภาคเอกชนภายในประเทศที่แท้จริง มูลค่าการส่งออกที่แท้จริง และการจ้างงานภายในประเทศ โดยมีความสัมพันธ์ไปในทิศทางเดียวกัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เนตรนิภา เกาะแจ่มใส (2552) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทยทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ใช้ข้อมูลอัตราดอกเบี้ยและดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายเดือนในรูปของลอกการิทึม ตั้งแต่เดือนมกราคม 2542 ถึงเดือนธันวาคม 2551 เป็นจำนวน 120 เดือน โดยประยุกต์ใช้เทคนิคโคอินทิเกรชันแบบจำลองเอเรอร์คอร์เรคชัน และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration) พบว่าอัตราดอกเบี้ยและดัชนีราคาผู้บริโภคมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ทั้งในกรณีอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวแปรอิสระและดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นตัวแปรตาม และกรณีดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นตัวแปรอิสระและอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวแปรตาม ดังนั้น จึงมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวแบบสองทิศทาง ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นด้วย Error Correction Mechanism (ECM) ในกรณีที่ดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นตัวแปรตามและอัตราดอกเบี้ยเป็นตัวแปรอิสระ ดัชนีราคาผู้บริโภคจะไม่มีการปรับตัวในระยะสั้น ส่วนในกรณีที่อัตราดอกเบี้ยเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นตัวแปรอิสระพบว่าอัตราดอกเบี้ยมีการปรับตัวในระยะสั้น นอกจากนั้นผลการทดสอบสมมติฐานเชิงเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality test) พบว่า อัตราดอกเบี้ยไม่เป็นต้นเหตุของดัชนีราคาผู้บริโภคแต่ดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นสาเหตุของอัตราดอกเบี้ย หมายความว่า ความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลมีความสัมพันธ์แบบทิศทางเดียว

ผกามาศ ปวนอุด (2552) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างหนี้สาธารณะกับอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทยโดยใช้วิธีโคอินทิเกรชัน ซึ่งตัวแปรที่นำมาศึกษาและพิจารณาได้แก่ หนี้สาธารณะและดัชนีราคาผู้บริโภคโดยเป็นข้อมูลทุตติยภูมิรายเดือน ในช่วงปี พ.ศ. 2543-2551 การวิเคราะห์ในครั้งนี้ได้ทำการทอสบความนิ่งของข้อมูล โดยการทดสอบ unit root หลังจากนั้นได้ทำการทดสอบการร่วมไปด้วยกัน (cointegration test) การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว (Error Correction Mechanism: ECM) และทำการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality test) ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว พบว่า หนี้สาธารณะและอัตราเงินเฟ้อ ทั้งสองตัวแปร ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว และผลจากการทดสอบเชิงเป็นเหตุเป็นผล พบว่า ทั้งสองตัวแปรไม่มีความเป็นเหตุเป็นผลกันทั้งสองทิศทาง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved