



รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

ชมเพลิน จันทน์เรืองเพ็ญ . 2538. ทฤษฎีและนโยบายการเงิน พิมพ์ครั้งที่ 2 . กรุงเทพมหานคร :
คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

นพดล จรเจริญ. 2542 . โครงสร้างอัตราผลตอบแทนตามระยะเวลาได้ออนหลักทรัพย์ (Term Structure of Interest Rates) และเครื่องมือวัดทางเศรษฐกิจที่สำคัญในประเทศไทย.
วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบริหารธุรกิจ สาขาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ .

บุญสม จารุศิริธรรมากร. 2542. ผลตอบแทนของอุตสาหกรรมกับการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อภายใต้สมมติฐานของ Fisher . โครงการวิจัยหลักสูตรวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาการเงิน คณะพาณิชยศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย .

รังสรรค์ หทัยเสรี. 2538. Cointegration and Error Correction Approach : ทางเลือกใหม่ในการประยุกต์ใช้แบบจำลองทางเศรษฐศาสตร์มหภาคของไทย. วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ 13,3 (กันยายน) : 20-55.

สุชาติ กิตติธรรมจริยา. 2540. การทดสอบ FISHER EFFECT : กรณีประเทศไทย . วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบริหารธุรกิจ สาขาเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย .

ภาษาอังกฤษ

Berk, Jan Marc and Bergeijk, Peter Van. 2000. Is the Yield Curve a Useful Information Variable for the Eurosystem ? European Central Bank Working Paper No.11 (February): 1-23 .Available from:
<http://www.ecb.int/pub/wp/ecbwp011.pdf> [2000, October 5]

Engert, Walter and Hendry Scott. 1998. Forecasting Inflation with the M1-VECM : Part Two. Bank of Canada Working Paper 98-6 , (April) : 1-33 . Available

from <http://www.bankofcanada.ca/publications/working.papers/1998/wp98-6.pdf>
[2000,December 17]

Engsted, Tom.1995. Does the Long-Term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-Country Analysis. The Review of Economics and Statistics 77 : 42-54.

Estrella, Arturo and Mishkin , Frederic S. 1997. The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States : Implications for the European Central Bank. European Economic Review 41 : 1375-1401.

Fama, Eugene F. 1975. Short – Term Interest Rates an Predictors of Inflation. The American Economic Review 65 (June) :269-282.

Fama, Eugene F. 1990. Term- Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns. Journal of Monetary Economics 25: 59-76.

Fisher, Jonas D.M. 2000. Forecasting Inflation with a Lot of Data, Chicago Fed Letter 151 (March):1-4. Available from : <http://www.frbchi.org/pubs-speech/publications/periodicals/chilet/marfdlet.pdf>[2000 December,18]

Kenny, Geoff and Meyler , Aidan and Quinn, Terry. 1998.Bayesian VAR Models for Forecasting Irish Inflation. Central Bank of Ireland Technical Paper (December) :1-36. Available from : <http://www.centralbank.ie/documents/earp/4RT98.pdf> [2000 , December 17]

Kenny, Geoff and Meyler , Aidan and Quinn, Terry . 1998. Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models. Central Bank of Ireland Technical Paper (December) : 1-46. Available from : <http://www.centralbank.ie/documents/earp/3RT98.pdf> [2000,December17]

- Kozicki, Sharon. 1998. Predicting Inflation with the Term Structure Spread. Federal Reserve Bank of Kansas City (August) : 1-33. Available from : <http://www.kc.frb.org/publicat/reswkpap/PDF/rwp98-02.pdf> [2000, September 19]
- Kozicki, Sharon .1997. Predicting Real Growth and Inflation with the Yield Spread . Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review 82 : 39-57.
- Mawdsley, Andrew and Quinn, Terry. 1996 June. Forecasting Irish Inflation : A Composite Leading Indicator. Central Bank of Ireland Technical Paper : 1-23. Available from : <http://www.centralbank.ie/documents/earp/4rt96x.htm> [2000, December 18]
- Mboweni, T.T. .1999. Signals From the Markets : Does the Yield Curve Contain Useful Information for the Reserve Bank ? Annual Convention of the Actuarial Society of South Africa ,Midrand . Available from : <http://www.resbank.co.za/Address/1999/ad0212199.htm> [2000 ,November 8]
- Mishkin, Frederic S. 1990. What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation? Journal of Monetary Economics 25 : 77-95.

ภาคผนวก

ผนวก ก

เส้นอัตราผลตอบแทน

ผลตอบแทนจากการถือตราสารหนี้

ผลตอบแทนจากการถือตราสารหนี้ คือ ผลตอบแทนที่ผู้ถือตราสารหนี้ได้รับนับจากวันที่ซื้อจนถึงวันครบกำหนดไถ่ถอน ซึ่งประกอบด้วยดอกเบี้ย และผลตอบแทนจากส่วนต่างระหว่างราคาซื้อและราคาขาย ผลตอบแทนของตราสารหนี้เป็นสิ่งจูงใจให้คนถือตราสารหนี้ ผลตอบแทนอาจแบ่งเป็น 3 ลักษณะดังนี้

ก) ผลตอบแทนคิดเป็นตัวเงิน (nominal yield) ได้แก่จำนวนเงินจากดอกเบี้ย และผลตอบแทนอื่นๆ

ข) ผลตอบแทนในปัจจุบัน (current yield) คือดอกเบี้ยรับเทียบกับราคาตราสารหนี้ที่ซื้อ มา ผลตอบแทนปัจจุบันอาจไม่สามารถสะท้อนถึงผลตอบแทนของตราสารหนี้ที่แท้จริง เพราะไม่ได้คำนึงถึงราคาซื้อและราคาขาย

ค) ผลตอบแทนเมื่อครบกำหนด (yield to maturity) เป็นผลตอบแทน ในรูปดอกเบี้ยและราคาพันธบัตรเทียบกับราคาซื้อที่ซื้อ มา

เส้นอัตราผลตอบแทน (yield curve)

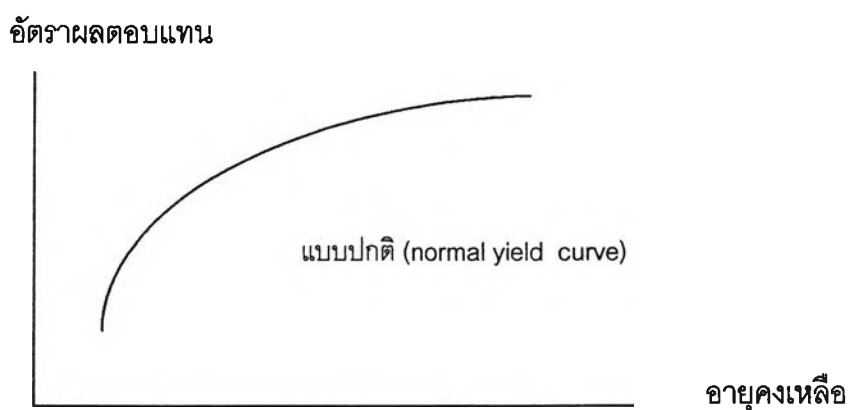
เส้นอัตราผลตอบแทน (yield curve) คือเส้นแสดงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราผลตอบแทน (yield) กับอายุคงเหลือของตราสารหนี้ (time to maturity) โดยทุกๆจุดบนเส้นอัตราผลตอบแทนจะแสดงอัตราผลตอบแทนตามอายุที่เหลือของตราสารหนี้ โดยปกติการสร้างเส้นอัตราผลตอบแทนจะนำเอาพันธบัตรรัฐบาลในช่วงอายุต่างๆมาใช้ในการสร้าง ซึ่งจะเรียกว่า risk-free yield curve หรือเส้นอัตราผลตอบแทนที่ปราศจากความเสี่ยง

รูปร่างของเส้นอัตราผลตอบแทน

โดยทั่วไปรูปร่างของเส้นอัตราผลตอบแทนมีอยู่ 4 แบบ ได้แก่

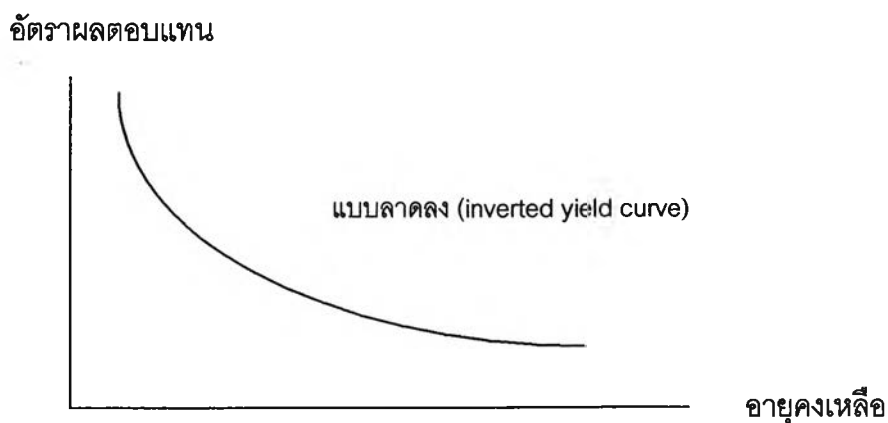
1) **แบบปกติ (normal yield curve)** จะมีลักษณะโค้งขึ้น (Upward sloping) ดังแสดงในรูปที่ 1 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าอัตราผลตอบแทนตราสารหนี้ระยะยาว จะสูงกว่าอัตราผลตอบแทนของตราสารหนี้ระยะสั้น เส้นอัตราผลตอบแทนในลักษณะนี้เป็นแบบที่พบบ่อยที่สุดจึงเรียกว่า เส้นอัตราผลตอบแทนแบบปกติ

รูปที่ 1 เส้นอัตราผลตอบแทนแบบปกติ



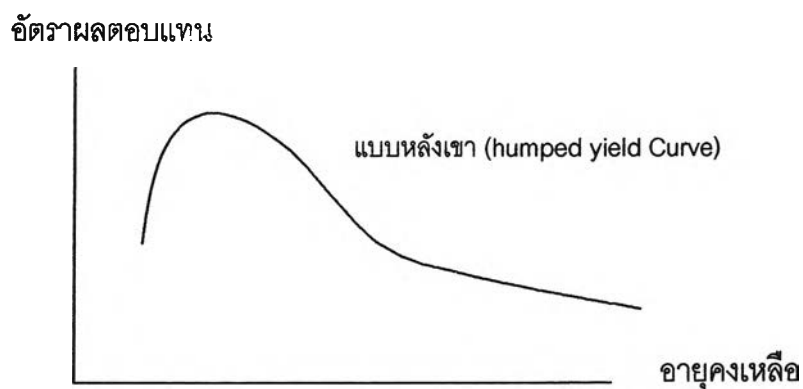
2) **แบบลาดลง (inverted yield curve)** มีลักษณะลาดลงจากซ้ายไปขวา (downward sloping) ดังแสดงในรูปที่ 2 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าอัตราผลตอบแทนของตราสารหนี้ระยะสั้นจะสูงกว่าอัตราผลตอบแทนตราสารหนี้ระยะยาว yield curve ในลักษณะนี้จะพบในภาวะที่ตลาดคาดการณ์ว่าอัตราผลตอบแทนมีแนวโน้มลดลงเรื่อยๆ

รูปที่ 2 เส้นอัตราผลตอบแทนแบบลาดลง



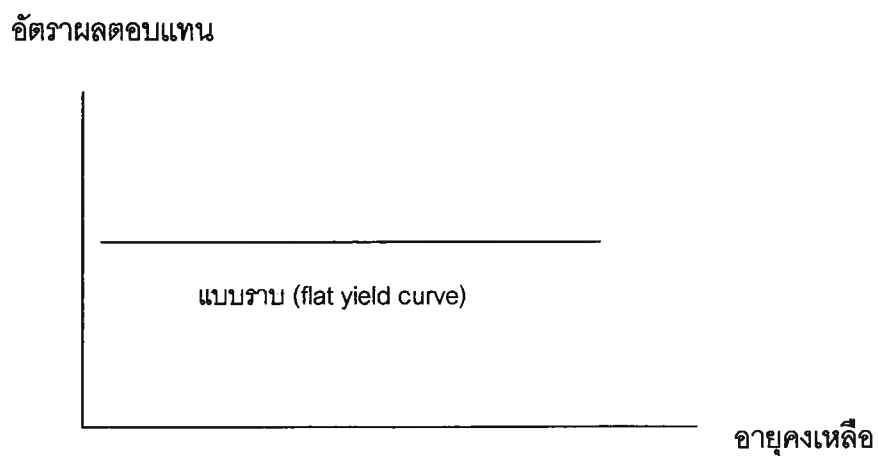
3.แบบหลังเขา (humped yield curve) มีลักษณะดังรูปที่ 3 แสดงถึงอัตราผลตอบแทนจะเพิ่มขึ้นตามอายุคงเหลือของตราสารหนี้จนถึงระดับหนึ่ง จากนั้นจะลดลงเมื่ออายุของตราสารหนี้เพิ่มขึ้น

รูปที่ 3 เส้นอัตราผลตอบแทนแบบหลังเขา



4.แบบราบ flat yield curve) ดังแสดงในรูปที่ 4 แสดงถึงอัตราผลตอบแทนที่เท่ากันในทุกช่วงอายุคงเหลือของตราสารหนี้

รูปที่ 4 เส้นอัตราผลตอบแทนแบบราบ



ประโยชน์ของ Yield curve

- 1) ทำให้ทราบอัตราผลตอบแทนในช่วงอายุต่างๆของตราสารหนี้
 - 2) ใช้เป็นอัตราดอกเบี้ยอ้างอิง (Benchmark) และสามารถใช้เป็นบรรทัดฐานสำหรับการคำนวณราคาตราสารหนี้ ทั้งในตลาดแรกและตลาดรอง
 - 3) ใช้สำหรับการบันทึกมูลค่าทางบัญชีของตราสารหนี้ (mark to market)
 - 4) เป็นเครื่องมือประกอบการตัดสินใจลงทุนและการวางกลยุทธ์การลงทุน
- การสร้างเส้นอัตราผลตอบแทน มีหลายวิธีดังนี้

วิธีการสร้างเส้นอัตราผลตอบแทนแบบ Bootstrapping

ราคาของตราสารหนี้ที่ไม่จ่ายดอกเบี้ยระหว่างงวดสามารถคำนวณได้จากสมการ^{*}

$$P(t,j) = \frac{M}{(1 + y_j)^{j-t}} \quad (1)$$

โดยที่ $P(t,j)$ คือ ราคาของ zero coupon bond ที่มีอายุคงเหลือเท่ากับ j ปีคำนวณ ณ วันที่ t

y_j คือ spot rate ของ zero coupon bond ที่มีอายุคงเหลือ $t-j$

j คือ อายุของตราสารหนี้ (ปี)

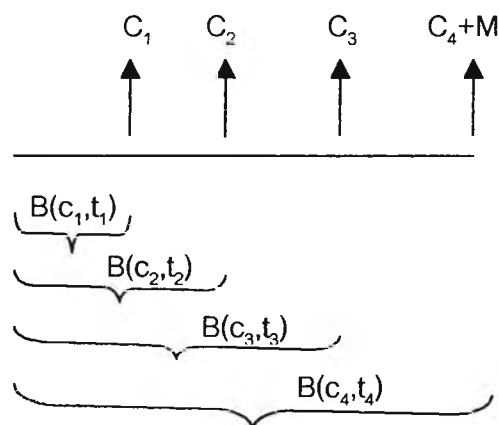
t คือ วันที่คำนวณ

M คือ มูลค่าที่ตราไว้

โดยปกติเรามักไม่สามารถคำนวณราคาของ zero coupon bond ในแต่ละช่วงอายุได้ครบ โดยเฉพาะอย่างยิ่ง zero coupon bond ที่มีอายุคงเหลือมากกว่า 1 ปี ดังนั้นจึงใช้วิธีประมาณค่าจาก coupon bond ที่มีอยู่ โดยใช้วิธีที่เรียกว่า Bootstrapping ซึ่งมีหลักการว่าตราสารหนี้ที่จ่ายดอกเบี้ย (coupon bond) ใดๆ ประกอบด้วยชุดของ zero coupon bond ที่มีอายุคงเหลือเท่ากับระยะเวลาในแต่ละงวดดอกเบี้ย ดังแสดงในรูปที่ 5

^{*} ภายใต้สมมติฐานว่าตราสารหนี้ที่ปลอดความเสี่ยงจากการไม่ชำระเงินต้น และมูลค่าของตราสารหนี้ที่จ่ายดอกเบี้ย (coupon bond) เท่ากับผลรวมของชุดของ zero coupon bond ที่มีอายุเท่ากับระยะเวลาการจ่ายในแต่ละงวดและมูลค่าที่ตราไว้เท่ากับดอกเบี้ย

รูปที่ 5 ความสัมพันธ์ของตราสารหนี้ที่จ่ายดอกเบี้ยและชุดของ zero coupon bond



โดย $B(c_i, t_i)$ คือ zero coupon bond ที่มีราคาหน้าตั๋วเท่ากับ C_i และมีอายุคงเหลือเท่ากับ t_i

ดังนั้น มูลค่าของ coupon bond จะเท่ากับผลรวมชุดของ zero coupon bond ซึ่งหากความสัมพันธ์ดังกล่าวถูกละเมิด นักลงทุนสามารถทำกำไรได้โดยปราศจากความเสี่ยง (arbitrage) โดยเฉพาะในตลาดที่มี Strips (Separate Trading of Registered Interest and Principal Securities) ซึ่งคือการถือพันธบัตรระยะยาวไว้แล้วออก zero coupon bond ที่มีอายุตามงวดการจ่ายดอกเบี้ยของพันธบัตรรัฐบาลนั้นๆ ออกขาย โดยผู้ออกสามารถนำดอกเบี้ยที่ได้รับจากพันธบัตรรัฐบาลมาใช้รับรองการไถ่ถอน zero coupon bond แต่ละตัวได้

สรุปขั้นตอนการคำนวณ spot rate โดยวิธี Bootstrapping

ก) อาศัยหลักการว่ามูลค่าของตราสารหนี้ที่จ่ายดอกเบี้ย เท่ากับผลรวมของชุดของ zero coupon bond

ข) ใช้อัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลประเภท zero coupon bond อายุ 0.5 และ 1 ปี ที่มีอยู่ในตลาด

ค) คำนวณ spot rate อายุ 1.5 ปี ได้โดย

$$P_{1.5} = \frac{C}{(1+y_1)} + \frac{C}{(1+y_2)^2} + \frac{C+M}{(1+y_3)^3} \quad (2)$$

โดยที่

$P_{1.5}$ = ราคาของพันธบัตรอายุ 1.5 ปี

C = ดอกเบี้ยในแต่ละงวด

M = มูลค่าที่ตราไว้

y_t = spot rate ในแต่ละงวด

ดังนั้นเมื่อทราบค่า $P_{1.5}$, C , y_1 , y_2 และ M ก็จะสามารถหา y_3 ได้โดยแก้

สมการ (2)

ง) ทำซ้ำในขั้นตอน 1-3 เพื่อหา spot rate อายุต่างๆ

อย่างไรก็ตามวิธีการสร้างเส้นอัตราผลตอบแทนโดยใช้วิธี

Bootstrapping มีข้อจำกัดดังนี้

ก) วิธีการค่อนข้างยุ่งยาก

ข) ไม่สามารถหาพันธบัตรรัฐบาลในทุกช่วงอายุได้

ค) ในบางกรณีมีพันธบัตรรัฐบาลที่มีอายุคงเหลือเท่ากันแต่ขายที่อัตราผลตอบแทนต่างกัน

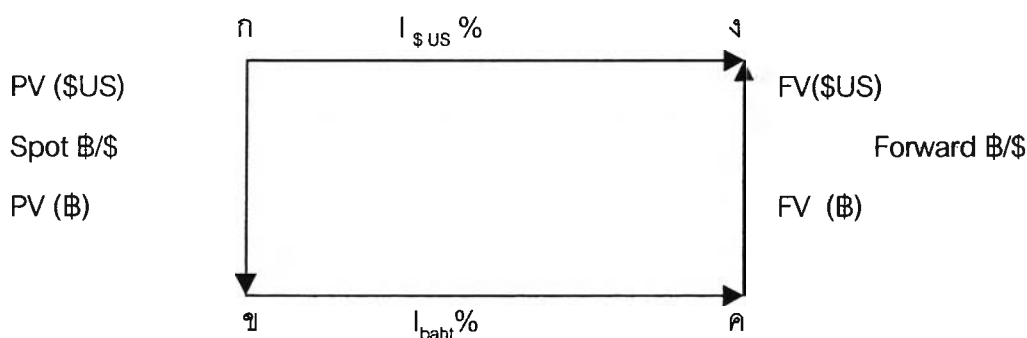
การสร้างเส้นอัตราผลตอบแทน โดยใช้เส้นอัตราผลตอบแทนของประเทศอื่นบวก swap rate (Implied Yield Curve : using Covered Interest Rate Parity)

อีกวิธีหนึ่งที่ใช้ในการสร้างเส้นอัตราผลตอบแทนคือ การใช้เส้นอัตราผลตอบแทนของประเทศที่มีการสร้างเส้นอัตราผลตอบแทนได้อย่างมีประสิทธิภาพแล้ว เช่น เส้นอัตราผลตอบแทนของพันธบัตรรัฐบาลประเทศสหรัฐอเมริกา เป็นต้น บวกกับ swap rate หลักการสร้างเส้นอัตราผลตอบแทนแบบนี้ได้มาจากแนวคิด Covered Interest Rate Parity ซึ่งอธิบายอย่างสั้นๆ คือ หากนักลงทุนทำการกู้เงินจากประเทศหนึ่งแล้วทำการแลกเปลี่ยนเป็นสกุลเงินของอีกประเทศและนำเงินที่ได้ไปลงทุนในระยะเวลาที่เท่ากับระยะเวลากู้เงินเมื่อครบกำหนดเวลาลงทุนจึงนำเงินต้นบวกผลตอบแทนที่ได้แปลงกลับเป็นสกุลเงินของประเทศตนเพื่อชำระเงินกู้บวก

อัตราดอกเบี้ย หลักการของ Interest Rate Parity กล่าวว่านักลงทุนไม่สามารถทำกำไรจากขบวนการนี้ได้ มิเช่นนั้นจะเกิดการ arbitrage

หลักการดังกล่าวสามารถอธิบายได้โดยรูปที่ 6

รูปที่ 6 หลักการของ Interest Rate Parity



ก) นักลงทุนกู้เงินสกุล \$US แล้วแปลงเป็นเงินบาทในอัตรา spot rate พร้อมกับทำการซื้อ forward

ข) นำเงินที่ได้ (ในสกุลเงินบาท) มาลงทุนในประเทศไทย (ที่มีอัตราความเสี่ยงเท่ากัน) ที่อัตราดอกเบี้ย $I_{baht} %$

ค) เมื่อครบกำหนด นักลงทุนได้เงินต้นพร้อมดอกเบี้ย

ง) ใช้ forward rate ในการแปลงเงินที่ได้เพื่อทำการใช้หนี้เดิม

หากกระบวนการลงทุนดังกล่าวปราศจากความเสี่ยงนักลงทุนจะไม่สามารถทำกำไรได้ ดังนั้นเราจะได้สมการดังนี้

$$\$US \times (1 + I_{\$US})^n = \frac{\$US * (\text{spot } \frac{\text{฿}}{\$}) * (1 + I_{Baht})^n}{(\text{Forward } \frac{\text{฿}}{\$})} \quad (3)$$

หรือ

$$I_{Baht} = \left[(1 + I_{\$US})^n \times (\text{Forward } \frac{\text{฿}}{\$}) / (\text{Spot } \frac{\text{฿}}{\$}) \right]^{1/n} - 1 \quad (4)$$

การสร้างเส้นอัตราผลตอบแทนโดยวิธีนี้สำหรับในประเทศไทยยังมีข้อจำกัดอยู่ที่สมมติฐานภายใต้ทฤษฎี Covered Interest Rate Parity (IRP) ที่เข้มงวด เช่น การเคลื่อนย้ายเงินระหว่างประเทศต้องเป็นไปอย่างเสรีและปราศจากแรงเสียดทานอื่นใด แต่ในความเป็นจริงการเคลื่อนย้ายเงินระหว่างประเทศยังคงมีข้อจำกัด โดยเฉพาะกับประเทศที่สกุลเงินยังไม่เป็นที่นิยม เช่น ในกรณีของประเทศไทย เป็นต้น นอกจากนั้นทฤษฎี IRP ยังต้องการตลาดล่วงหน้า (forward และ swap market) ที่มีประสิทธิภาพ

ผนวก ข

ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน

สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้าได้คำนวณดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน เพื่อใช้เป็นข้อมูลในการกำหนดเป้าหมาย ภาวะหนี้ และติดตามนโยบายการเงินของธนาคารแห่งประเทศไทย โดยมีรายละเอียดดังนี้

1) ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคชุดทั่วไปที่หักรายการสินค้ากลุ่มอาหารสด (ซึ่งมีการเคลื่อนไหวขึ้นลงบ่อยและเป็นลักษณะตามฤดูกาล) และสินค้ากลุ่มพลังงาน (ซึ่งอยู่นอกเหนือการควบคุมของนโยบายการเงิน) ออก เหลือแต่รายการสินค้าที่ราคาเคลื่อนไหวตามกลไกตลาด เพื่อวัดเงินเฟ้อพื้นฐานของระบบเศรษฐกิจ

2) รายการสินค้าที่หักออก 85 รายการ ประกอบด้วย

- สินค้ากลุ่มอาหารสด รวม 79 รายการ ซึ่งได้แก่ พริกขี้หนู แป้งและผลิตภัณฑ์จากแป้ง 6 รายการ พริกเนื้อสัตว์ เป็ด ไก่ และสัตว์น้ำ 33 รายการ พริกผักสดและผลไม้สด 33 รายการ พริก ไข่ และผลิตภัณฑ์นม 7 รายการ

- สินค้ากลุ่มพลังงาน รวม 6 รายการ

ผนวก ค

การทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรอนุกรมเวลา

โดยส่วนใหญ่แล้ว ข้อมูลอนุกรมเวลาทางเศรษฐศาสตร์มหภาค (Macroeconomic variables) มักจะมีลักษณะเป็น Nonstationary คือ มีค่าเฉลี่ย (Mean) และค่าความแปรปรวน (variance) เปลี่ยนแปลงไปตามระยะเวลา ซึ่งทำให้การสร้างแบบจำลองเพื่อหาความสัมพันธ์ของข้อมูลเหล่านั้นเป็นไปได้ยาก นอกจากนั้น การนำเอาข้อมูลในลักษณะดังกล่าว ซึ่งอยู่ในรูป level ไปใช้ในสมการถดถอยเพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร ก็อาจทำให้เกิดปัญหาที่เรียกว่า "Spurious" ดังนั้นเพื่อขจัดปัญหาดังกล่าว จึงต้องทำการทดสอบความเป็น Stationary ของข้อมูลก่อน ซึ่งข้อมูลอนุกรมเวลาใดๆ จะมีคุณสมบัติ Stationary ก็ต่อเมื่อ

1. ค่าเฉลี่ย (Mean) $\mu_y = E(y_t)$ จะต้องมีคุณสมบัติ Stationary ดังนั้น $E(y_t) = E(y_{t+m})$ สำหรับทุกๆค่าของ t และ m

2. ค่าความแปรปรวน (Variance) $\sigma_y^2 = E[(y_t - \mu_y)^2]$ จะต้องมีคุณสมบัติ Stationary ดังนั้น $E[(y_t - \mu_y)^2] = E[(y_{t+m} - \mu_y)^2]$

3. ค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) $\gamma_k = \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)]$ จะต้องมีคุณสมบัติ Stationary

ซึ่งหากข้อมูลอนุกรมเวลาใดๆ ขาดคุณสมบัติข้อใดข้อหนึ่งใน 3 ข้อนี้แล้ว แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นไม่มีคุณสมบัติ Stationary หรือมีคุณสมบัติเป็น Nonstationary

การทดสอบ Unit Root

การทดสอบ Unit Root ตามวิธี Dickey-Fuller เริ่มด้วยการประมาณการ "Autoregressive Model" ตามสมการที่ (1) หรือ (2) ข้างล่างนี้

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

เขียนสมการที่ (1) ใหม่ดังนี้

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2^* x_{t-1} + u_t, \quad (2)$$

โดยที่ $\alpha_2^* = \alpha_2 - 1$

x_t เป็นตัวแปรที่เราศึกษา

α_0 เป็นค่าคงที่

T แทน Time trend ที่ใส่เข้ามาเพื่อเปิดโอกาสให้ทดสอบดูว่าตัวแปรนั้นๆ อาจมีคุณสมบัติเป็น "Trend stationary" หรือไม่ และ

u_t เป็นตัวแปรสุ่ม (Random variables) ที่มีค่า mean เท่ากับศูนย์และค่า variance ที่คงที่

การทดสอบแบบ Dickey-Fuller (DF) มีสมมติฐานหลัก (Null hypothesis) ในการทดสอบคือ $\alpha_2^* = 0$ หรือ $\alpha_1 = 0, \alpha_2 = 1$ ในขณะที่สมมติฐานรอง (Alternative hypothesis) ในการทดสอบคือ $|\alpha_2| < 1$ ในกรณีที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ตั้งไว้ได้ แสดงว่าตัวแปรนั้นๆ มีลักษณะเป็น "Non-stationarity" หรือมี "Unit Root" $I(1)$

นอกจากวิธีดังกล่าวแล้ว Dickey and Fuller (1979,1981) ยังได้เสนอวิธีทดสอบ "Unit Root" ที่เรียกว่า "Augmented Dickey Fuller" หรือ "ADF" Test ซึ่งสามารถทดสอบหาค่า Unit Root ได้ดีกว่า โดยเฉพาะอย่างยิ่งในกรณีที่ ตัวแปรสุ่ม (error terms) u_t มีความสัมพันธ์กันในอันดับที่สูงขึ้น (higher-order autoregressive moving average processes) วิธีการนี้ทำได้โดยการทดสอบจากสมการที่ (3) ข้างล่างนี้

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2^* x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (3)$$

โดยที่ $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, และ p เป็นจำนวนของ lagged values of first differences of the dependent variable ที่ใส่เข้าไปเพื่อแก้ปัญหาค่า Autocorrelation ในตัวแปรสุ่ม u_t

การทดสอบสมมติฐานหลัก (H_0) ที่ว่า $x_t \sim I(1)$ นั้น จะพิจารณาจากค่า t-statistics ของสัมประสิทธิ์ของตัวแปร x_{t-1} (นั่นคือ α_2^*) ในกรณีที่ x_t มี Unit Root (Non-stationary process) ค่า t-statistics ของสัมประสิทธิ์ α_2^* ในรูป absolute term จะต้องน้อยกว่าค่าวิกฤตที่ปรากฏในตาราง DF and ADF (1976)

ในการทดสอบ Unit root ตามวิธี ADF test จำเป็นต้องกำหนดขนาดความล่าช้า (lag length) ที่เหมาะสม เพราะถ้าใส่ lag มากไปจะลดอำนาจในการปฏิเสธสมมติฐานหลักที่มี unit root เนื่องจากการเพิ่ม lag ทำให้ต้องประมาณ parameter เพิ่มและสูญเสีย degree of freedom ไป degree of freedom ลดลงเนื่องจากจำนวน parameter ที่ต้อง estimated เพิ่ม และเนื่องจากจำนวน observation ลดลง (เราเสีย 1 observation สำหรับแต่ละ lag ที่เพิ่มขึ้นใน autoregression) และในทางตรงกันข้าม lag ที่น้อยเกินไปจะไม่สามารถจับ error process ที่แท้จริงได้

ในการศึกษาครั้งนี้ใช้วิธีกำหนด lag ที่เหมาะสมซึ่งเสนอโดย Hall (1994) คือ ให้เริ่มจากการใส่ lag ที่ค่อนข้างมาก และดูค่า t-statistics ใน lag นั้นว่าเป็นอย่างไร ถ้าไม่ significant ก็ให้ลด lag ลงมาจน significant ซึ่งเรียกว่าวิธี general to specific rule ซึ่ง Ng และ Perron (1995) ทำการเปรียบเทียบวิธี general to specific rule กับวิธี AIC (Akaike information criterion) และวิธี BIC (Bayesian information criterion) ด้วยการศึกษาแบบ Monte Carlo โดยใช้ sample size = 100 ซึ่งพบว่าวิธี general to specific ของ Hall ดีกว่าวิธีอื่น

ผนวก ง

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegrated)

วิธีการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว มี 2 วิธี คือ 1) วิธี Two – Step Approach ที่เสนอโดย Engle and Granger (1987) และ 2) วิธีที่อิงกับหลัก Full Information Maximum Likelihood (FIML) Approach ที่เสนอโดย Johansen and Juselius (1990) อย่างไรก็ตาม การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวในการศึกษานี้จะใช้วิธีการ Two – Step Approach เนื่องจาก จำนวนตัวแปรที่ใช้ในการศึกษามีเพียง 2 ตัวเท่านั้น และจำนวนข้อมูลที่ใช้ในการทดสอบก็มีไม่มากนัก ดังนั้น วิธีการของ Engle and Granger จึงมีความเหมาะสมและสะดวกกว่าการใช้วิธีการของ Johansen and Juselius ซึ่งเหมาะสมสำหรับการประยุกต์ใช้กับกรณีตัวแปรมากกว่า 2 ตัวขึ้นไป

โดยเงื่อนไขของการทดสอบเพื่อดูว่าตัวแปร 2 ตัว มีความสัมพันธ์กันในระยะยาวหรือไม่ โดยวิธีของ Engle and Granger มีดังนี้

1) ตัวแปรอนุกรมเวลาใดๆ ที่ต้องการทดสอบจะต้องมีคุณสมบัติ Stationary หรือหากตัวแปรอนุกรมเวลานั้นไม่มีคุณสมบัติของ Stationary แต่การเปลี่ยนแปลง (difference) ของตัวแปรดังกล่าว ณ ลำดับที่ใดๆ มีคุณสมบัติ Stationary แล้ว เรากล่าวได้ว่าตัวแปรอนุกรมเวลานั้นมีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกันหรือมีความสัมพันธ์กันเชิงดุลยภาพระยะยาว

2) หากตัวแปรที่ต้องการทดสอบไม่มีคุณสมบัติของ Stationary คือ มีลักษณะ Nonstationary แล้ว แต่หากค่าความคลาดเคลื่อน (u_t) ของความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงของตัวแปรสองตัวหรือมากกว่ามีคุณสมบัติ Stationary แล้ว เรากล่าวได้ว่าตัวแปรอนุกรมเวลาดังกล่าวมีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกันหรือมีความสัมพันธ์กันเชิงดุลยภาพในระยะยาว

ซึ่งวิธีการของ Engle and Granger ในการทดสอบว่าตัวแปรอนุกรมเวลาซึ่งมีคุณสมบัติ Nonstationary มีการเคลื่อนไหวที่สอดคล้องกันหรือไม่ ประกอบด้วยขั้นตอนดังนี้

1) สร้างสมการแสดงความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงของตัวแปรที่ต้องการทดสอบ เช่น กรณีทดสอบ 2 ตัวแปร คือ X และ Y จะได้

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad (4)$$

ต่อจากนั้น ทำการประมาณค่าสมการถดถอยสมการที่ (4) โดยวิธี OLS เพื่อหาค่าความคลาดเคลื่อน (u_t) ของสมการ จะได้

$$\hat{u}_t = \hat{Y}_t - \alpha - \beta \hat{X}_t \quad (5)$$

2) ทำการทดสอบดูว่าค่าความคลาดเคลื่อน (u_t) ที่ประมาณได้ตามสมการที่ (5) มีคุณสมบัติ Stationary หรือไม่ โดยใช้วิธีการทดสอบแบบ ADF Test ดังกล่าวมาแล้ว ในรูปแบบที่ไม่มีค่าคงที่และ Time Trend ดังแสดงในสมการที่ (6)

$$\Delta u_t = \phi_0 u_{t-1} + \sum_{i=1}^l \phi_i \Delta u_{t-i} \quad (6)$$

โดยที่ Δu_t คือการเปลี่ยนแปลงของค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ใดๆ

l คือ ขนาดของความล่า (lagged) ของอัตราการเปลี่ยนแปลงในค่าความคลาดเคลื่อน

ซึ่งสมมติฐานหลัก (Null hypothesis) ในการทดสอบคือ $u_t \sim I(1)$ หรือ มี Unit Root นั่นคือ X และ Y ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว และสมมติฐานรอง (Alternative hypothesis) คือ $u_t \sim I(0)$ หรือ X และ Y มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว โดยเงื่อนไขในการยอมรับสมมติฐานก็เหมือนกับการทดสอบแบบ ADF นั่นคือค่า T-Statistic ที่คำนวณได้มากกว่าค่า ณ จุดวิกฤต แสดงว่าตัวแปร X และ Y มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegrated)

อย่างไรก็ตาม เนื่องจาก u_t เกิดจากสมการถดถอย เป็นการประมาณค่า เราไม่สามารถทราบค่า u_t ที่แท้จริง วิธีการในการประมาณสมการถดถอยที่ (4) จะเลือกค่า α และ β ที่ทำให้ค่า sum of squared ของ ความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด เนื่องจากความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนถูกทำให้น้อยที่สุดเท่าที่จะเป็นไปได้ ดังนั้นจึงมีความเอนเอียงที่จะทำให้พบว่า error ในสมการที่ (6) มีความ stationary ดังนั้นการใช้ค่า Critical Value จากตาราง Dicker – Fuller จึงไม่เหมาะสม ซึ่ง MacKinnon (1991) ได้เสนอสูตรการคำนวณหาค่า Critical Value สำหรับการทดสอบ unit root ของความคลาดเคลื่อนจากสมการถดถอย ซึ่งเราใช้ในการศึกษาครั้งนี้คือ

$$C_k(p, T_k) = \beta_\infty + \beta_1 T_k^{-1} + \beta_2 T_k^{-2} + e_k$$

โดย C_k เป็น critical value สำหรับการทดสอบที่ระดับ p เปอร์เซนต์ ที่มี sample size เท่ากับ T_k ส่วน β_s เป็น parameter ที่จะใช้ประมาณ ซึ่งสามารถดูได้จากตาราง Response surface estimates of critical values ของ MacKinnon (1991)

ผนวก จ

ผลการทดสอบความมีเสถียรภาพของข้อมูล (Stationarity)

ตารางที่ 1 ผลการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลในระดับ (Level) ในช่วง มิถุนายน พ.ศ.2538- ธันวาคม พ.ศ.2541

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TFB1	-3.550446	0	-2.9320	I(0)
TFB3	-3.436132	0	-2.9320	I(0)
TFB6	-2.781559	0	-2.9320	ยังสรุปไม่ได้
TFB12	-2.344384	0	-3.5189	ยังสรุปไม่ได้
TFB24	-1.260366	7	-3.5426	ยังสรุปไม่ได้
GI1	-1.908628	7	-2.9472	ยังสรุปไม่ได้
GI3	-2.138903	5	-2.9422	ยังสรุปไม่ได้
GI6	-2.064513	5	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้
GI12	-2.66991	5	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้
GI24	-2.394012	2	-3.5279	ยังสรุปไม่ได้
CI1	-2.798734	1	-2.9339	ยังสรุปไม่ได้
CI3	-2.687460	5	-2.9422	ยังสรุปไม่ได้
CI6	-2.798734	1	-2.9339	ยังสรุปไม่ได้
CI12	-2.846852	5	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้
CI24	-2.363923	5	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้

ตารางที่ 2 ผลการทดสอบ Unit Root at First Difference ของข้อมูลในระดับ (Level) ในช่วง มิถุนายน พ.ศ.2538 – ธันวาคม พ.ศ.2541

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TFB6	-7.465771	0	-1.9490	I(1)
TFB12	-7.415349	0	-1.9490	I(1)
TFB24	-8.048337	0	-1.9490	I(1)
GI1	-5.450660	3	-1.9498	I(1)
GI3	-2.185082	4	-1.9501	I(1)
GI6	-6.220395	0	-1.9490	I(1)
GI12	-3.138002	0	-1.9490	I(1)
GI24	-1.511936	2	-1.9495	ยังสรุปไม่ได้
CI1	-7.972955	1	-1.9492	I(1)
CI3	-2.639957	5	-1.9504	I(1)
CI6	-7.972955	1	-1.9492	I(1)
CI12	-2.836439	0	-1.9490	I(1)
CI24	0.800633	4	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบ Unit Root at Second Difference ของข้อมูลในช่วง มิถุนายน พ.ศ.2538- ธันวาคม พ.ศ.2541

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
GI24	-8.945292	1	-1.9495	I(2)
CI24	-6.798749	3	-1.9501	I(2)

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบ Unit Root at Level ของข้อมูลทีระดับ (Level) ในช่วง กันยายน พ.ศ.2541- มีนาคม พ.ศ.2544

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TBDC1	-5.289062	2	-3.5796	I(0)
TBDC2	-5.070995	5	-3.5731	I(0)
TBDC3	-5.68639	0	-3.5796	I(0)
TBDC12	-2.986419	0	-3.6746	ยังสรุปไม่ได้
GI1	-3.527061	0	-1.9521	I(0)
GI2	-4.503564	1	-3.5670	I(0)
GI3	-2.310719	5	-3.5731	ยังสรุปไม่ได้
GI12	-3.322626	2	-3.6591	ยังสรุปไม่ได้
CI1	-4.063390	0	-1.9521	I(0)
CI2	-3.209524	2	-1.9526	I(0)
CI3	-1.046532	10	-1.9530	ยังสรุปไม่ได้
CI12	-1.894188	0	-3.6591	ยังสรุปไม่ได้

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบ Unit Root at First Difference ของข้อมูลทีระดับ (Level) ในช่วง กันยายน พ.ศ.2541 - มีนาคม พ.ศ.2544

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TBDC12	-3.461803	0	-1.9614	I(1)
GI3	-5.747775	3	-1.9530	I(1)
GI12	-2.611007	0	-1.9592	I(1)
CI3	-5.382061	2	-1.9530	I(1)
CI12	-3.608203	0	-1.9592	I(1)

ตารางที่ 6 ผลการทดสอบ Unit Root at Level ของข้อมูลส่วนต่าง (Spread) ในช่วง มิถุนายน พ.ศ.2538 – ธันวาคม พ.ศ.2541

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TFB3_1	-6.767665	0	1.9488	I(0)
TFB6_1	-4.638846	0	-1.9488	I(0)
TFB6_3	-5.046625	0	-1.9488	I(0)
TFB12_1	-3.9264	0	-1.9488	I(0)
TFB12_3	-3.439886	0	-1.9488	I(0)
TFB12_6	-2.920244	0	-1.9488	I(0)
TFB24_1	-3.940029	0	-1.9488	I(0)
TFB24_3	-3.753412	0	-1.9488	I(0)
TFB24_6	-3.217539	0	-1.9488	I(0)
TFB24_12	-0.148760	10	-1.9517	ยังสรุปไม่ได้
GI3_1	-5.618457	3	-1.9495	I(0)
GI6_1	-5.811110	0	-1.9488	I(0)
GI6_3	-1.691110	6	-1.9504	ยังสรุปไม่ได้
GI12_1	-5.077149	0	-1.9488	I(0)
GI12_3	-2.371439	5	-1.9501	I(0)
GI12_6	-2.036802	7	-1.9507	I(0)
GI24_1	-4.454819	0	-1.9488	I(0)
GI24_3	-2.012964	0	-1.9501	I(0)

ตารางที่ 6 ผลการทดสอบ Unit Root at Level ของข้อมูลส่วนต่าง (Spread) ในช่วง มิถุนายน พ.ศ.2538 – ธันวาคม พ.ศ.2541 (ต่อ)

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
GI24_6	-1.495076	6	-1.9504	ยังสรุปไม่ได้
GI24_12	-2.948402	5	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้
CI3_1	-2.761284	7	-1.9507	I(0)
CI6_1	-2.79873 4	1	-2.9339	ยังสรุปไม่ได้
CI6_3	-2.042708	5	-2.9422	ยังสรุปไม่ได้
CI12_1	-2.367126	1	-1.9490	I(0)
CI12_3	-2.442587	5	-1.9501	I(0)
CI12_6	-1.945145	3	-3.5279	ยังสรุปไม่ได้
CI24_1	-2.666124	7	-3.5426	ยังสรุปไม่ได้
CI24_3	-2.913315	5	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้
CI24_6	-2.553865	10	-3.5562	ยังสรุปไม่ได้
CI24_12	-2.986023	5	-3.5348	ยังสรุปไม่ได้

ตารางที่ 7 ผลการทดสอบ Unit Root at First Difference ของข้อมูลส่วนต่าง (Spread) ในช่วง มิถุนายน พ.ศ.2538 - ธันวาคม พ.ศ.2541

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TFB24_12	-6.945517	0	-1.9490	I(1)
GI6_3	-4.393739	5	-1.9504	I(1)
GI24_6	-2.806328	1	-1.9492	I(1)
GI24_12	-2.317656	3	-1.9498	I(1)
CI6_1	-7.972955	1	-1.9492	I(1)
CI6_3	-5.574301	0	-1.9490	I(1)
CI12_6	-1.988263	5	-1.9504	I(1)
CI24_1	-7.769626	2	-1.9492	I(1)
CI24_3	-6.916510	0	-1.9490	I(1)
CI24_6	-2.5714	2	-1.9495	I(1)
CI24_12	-2.741957	0	-1.9490	I(1)

ตารางที่ 8 ผลการทดสอบ Unit Root at Level ของข้อมูลส่วนต่าง (Spread) ในช่วง มิถุนายน พ.ศ.2538 - ธันวาคม พ.ศ.2541

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TBDC2_1	-2.106583	9	-3.6591	ยังสรุปไม่ได้
TBDC3_1	-2.017069	2	-3.5943	ยังสรุปไม่ได้
TBDC3_2	-2.598076	0	-1.9535	I(0)
TBDC12_1	5.432832	7	-3.8730	I(0)
TBDC12_2	0.934446	7	-3.8730	ยังสรุปไม่ได้
TBDC12_3	3.612811	7	-3.8730	ยังสรุปไม่ได้
GI2_1	-5.549051	3	-1.9526	I(0)
GI3_1	-5.791026	3	-1.9552	I(0)
GI3_2	-6.352091	3	-1.9530	I(0)
GI12_1	-2.557701	7	-1.9592	I(0)
GI12_2	-1.925736	5	-1.9592	ยังสรุปไม่ได้
GI12_3	-1.9481	5	-1.9592	ยังสรุปไม่ได้
CI2_1	-4.038260	0	-1.9592	I(0)
CI3_1	-5.331936	2	-1.9530	I(0)
CI3_2	-4.8225	2	-1.9627	I(0)
CI12_1	-4.907520	2	-1.9526	I(0)
CI12_2	-3.799672	1	-1.9592	I(0)
CI12_3	-1.590121	0	-1.9592	ยังสรุปไม่ได้

ตารางที่ 9 ผลการทดสอบ Unit Root at First Difference ของข้อมูลส่วนต่าง (Spread) ในช่วง
กันยายน พ.ศ.2541 – มีนาคม พ.ศ.2544

ตัวแปร	ADF Test Stat	Lag	5 % Critical Value	Order of Integration
TBDC2_1	-4.06390	0	-3.6920	I(1)
TBDC3_1	-7.014931	0	-1.9540	I(1)
TBDC12_2	-5.5815	0	-2.7057	I(1)
TBDC12_3	-5.538229	0	-1.9614	I(1)
GI12_2	-4.760168	1	-1.9592	I(1)
GI12_3	-2.745687	5	-1.9592	I(1)
CI12_3	-4.442249	2	-1.9592	I(1)



ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวญาณี พรรณนิกร เกิดเมื่อวันที่ 23 เมษายน พ.ศ.2520 ที่จังหวัดนครราชสีมา สำเร็จการศึกษาระดับมัธยมศึกษาตอนปลายจากโรงเรียนราชสีมาวิทยาลัย จังหวัดนครราชสีมา สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาบัณฑิต เศรษฐศาสตรบัณฑิต (เกียรตินิยมอันดับ2) จากคณะวิทยาการจัดการ มหาวิทยาลัยขอนแก่นเมื่อปี พ.ศ.2541 ได้เข้ารับการศึกษาระดับปริญญาโทบัณฑิต ในคณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปี พ.ศ.2542 ปัจจุบันรับราชการ สังกัดสำนักนายกรัฐมนตรี