

บทที่ 2

ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎีการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศ

แนวคิดของเนิร์ก (Nurkse) ในปีค.ศ. 1907-1959 ได้กล่าวไว้ว่า สาเหตุที่ทำให้เกิดการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศคือ ผลกำไร ก็เนื่องมาจากความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ โดยเงินทุนจะเคลื่อนย้ายจากประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศต่ำกว่าไปยังประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศสูงกว่า ทฤษฎีของเนิร์ก (Nurkse) จึงเป็นทฤษฎีที่เหมาะสมกับการอธิบายสาเหตุที่ทำให้เกิดการลงทุนทางอ้อม หรือการลงทุน โดยซื้อหลักทรัพย์ระหว่างประเทศ เช่น การลงทุนในรูปของการซื้อพันธบัตร หุ้นกู้ การให้ยืมเงิน หรือการให้สินเชื่อต่างๆ ซึ่งเป็นการลงทุนที่หวังผลตอบแทนในรูปของดอกเบี้ย แต่ทฤษฎีนี้ค่อนข้างที่จะเหมาะสมน้อยกว่าสำหรับการอธิบายสาเหตุที่ทำให้เกิดการลงทุนทางตรง ดังนั้น ถ้าอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศใดสูงขึ้นไปเรื่อยๆ เมื่อเทียบกับอัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศ และความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยภายในและภายนอกประเทศสูงมากเพียงพอที่จะคุ้มกับความเสี่ยงแล้ว เงินทุนจะเคลื่อนย้ายออกจากประเทศที่อัตราดอกเบี้ยต่ำกว่าไปยังประเทศที่มีอัตราดอกเบี้ยสูงกว่า ทฤษฎีของเนิร์ก (Nurkse) ยังใช้อธิบายได้ว่า สาเหตุสำคัญประการหนึ่งที่ทำให้มีการเคลื่อนย้ายเงินทุน (โดยการลงทุนทางอ้อม) จากประเทศที่พัฒนาแล้วมายังประเทศที่กำลังพัฒนา ก็เนื่องจากความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศพัฒนาแล้วกับประเทศกำลังพัฒนา ประเทศพัฒนาแล้วมีอุปทานของเงินทุนในประเทศค่อนข้างมาก อัตราดอกเบี้ยจึงค่อนข้างต่ำกว่า เงินทุนจึงไหลออกนอกประเทศไปยังแหล่งที่มีโอกาสได้รับอัตราดอกเบี้ยในอัตราที่สูงกว่า ซึ่งก็คือ ประเทศกำลังพัฒนาที่มีความต้องการเงินทุนสูงกว่าอุปทานของเงินทุนที่มีอยู่ ดังนั้นประเทศพัฒนาแล้วจึงเป็นประเทศผู้ส่งออกทุน ส่วนประเทศกำลังพัฒนาจึงเป็นประเทศผู้นำเข้าทุน

อย่างไรก็ตาม เมื่อได้มีการศึกษาเชิงประจักษ์พบว่า การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศ โดยผ่านการลงทุนทางอ้อม ไม่จำเป็นต้องเคลื่อนย้ายไปยังแหล่งที่ทฤษฎีความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยคาดคะเน จึงมีความเห็นเพิ่มเติมว่าไม่เฉพาะแต่ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศเท่านั้นที่เป็นปัจจัยที่กำหนดการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศ แต่ยังมีปัจจัยอื่นๆ ที่เป็นตัวกำหนดด้วย เช่น อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ อัตราการเจริญเติบโตของสินทรัพย์ที่ทั้ง

สองประเทศคือ ดังนั้นแม้ว่าจะไม่มีความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศก็ยังคงเกิดขึ้นได้เนื่องจากอิทธิพลของปัจจัยอื่นๆ (อ้างถึงใน ฌัฐพล ถ้วยเหล็ก ,2553)

2.1.2 กฎของราคาเดียวกัน (Law of One Price)

กฎของราคาเดียวกัน คือ สินค้าชนิดเดียวกัน ควรมีราคาเท่ากันทุกแห่งทั่วโลก ไม่ว่าจะอยู่ที่ใดต้องมีราคาเท่ากันเมื่ออยู่ในรูปเงินสกุลเดียวกัน และผลตอบแทนของเงินทุนจะอยู่ที่ใดในโลก จะให้ผลตอบแทนเท่ากัน ถ้าผลตอบแทนของเงินทุนไม่เท่ากันจะเกิดการเก็งกำไร โดยการเคลื่อนย้ายเงินทุนเพื่อได้รับผลตอบแทนที่สูงกว่าจนกระทั่งผลตอบแทนของเงินทุนทั่วโลกเท่ากัน

โดยสามารถแสดงความสัมพันธ์เชิงเศรษฐศาสตร์ของกฎของราคาเดียวได้โดยอาศัยแนวคิดผลกระทบระหว่างประเทศแบบฟิชเชอร์ (International Fisher Effect) ที่กล่าวว่า อัตราแลกเปลี่ยนทันทีจะเปลี่ยนแปลงไปเท่ากับความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยในนามของเงิน 2 สกุล แสดงนัยว่า อัตราแลกเปลี่ยนจะเคลื่อนตัวไปหักลบการเปลี่ยนแปลงในความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อ ดังนั้นหากอัตราเงินเฟ้อในประเทศไทยสูงกว่าประเทศอื่น ๆ โดยเปรียบเทียบแล้ว จะทำให้เกิดการลดค่าเงินบาทลง และทำให้เกิดการเพิ่มอัตราดอกเบี้ยในประเทศไทยโดยเปรียบเทียบกับประเทศอื่น ๆ เมื่อนำเงื่อนไขทั้งสองประการนี้มารวมกัน ผลที่ได้คือ

$$r_h - r_f = \frac{e_1 - e_0}{e_0} \quad (2.1)$$

โดยที่ r_h คือ อัตราดอกเบี้ยในประเทศไทย

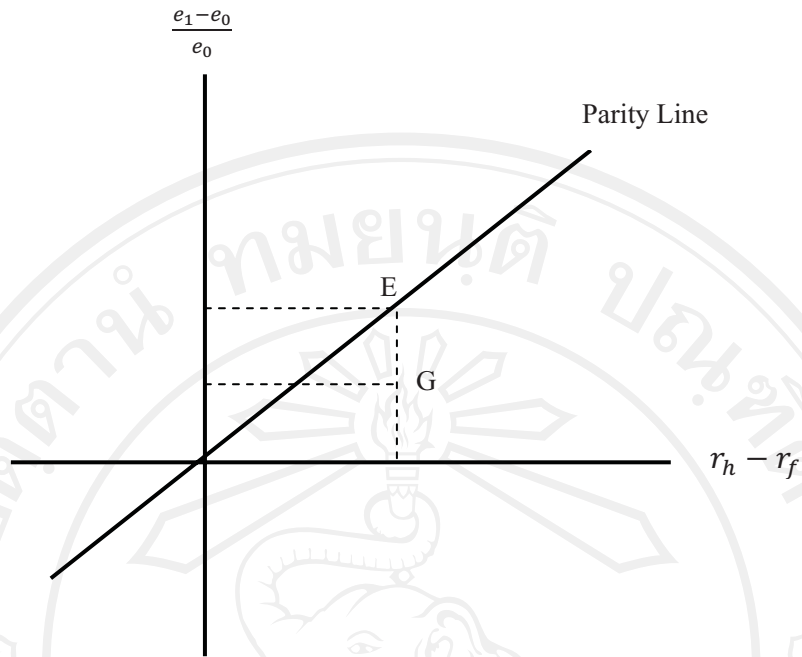
r_f คือ อัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศ

e_0 คือ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน 1 หน่วยต่างประเทศในอัตราทันที (Spot Rate)

e_1 คือ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน 1 หน่วยต่างประเทศในอัตราทันทีในอนาคต

$r_h - r_f$ คือ ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบระหว่างประเทศ(%)

$\frac{e_1 - e_0}{e_0}$ คือ การเปลี่ยนแปลงค่าของเงินต่างประเทศในรูปเงินท้องถิ่น (%)



รูปที่ 2.1 ผลกระทบระหว่างประเทศแบบฟิชเชอร์

ทุกๆจุดบนเส้นเสมอภาค (Parity Line) แสดงตำแหน่งดุลยภาพ (E) โดยความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยจะถูกหักลบโดยการปรับค่าของเงินตราต่างประเทศ

กรณีไม่ได้ดุลยภาพ

$$r_h - r_f > \frac{e_1 - e_0}{e_0} \quad (2.2)$$

ผลคือ เงินทุนไหลเข้าประเทศไทยเพราะผลตอบแทนที่ได้รับจากอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ เมื่อปรับด้วยอัตราแลกเปลี่ยนแล้วมีผลตอบแทนมากกว่า

$$r_h - r_f < \frac{e_1 - e_0}{e_0} \quad (2.3)$$

ผลคือ เงินทุนไหลออกนอกประเทศไทยเพราะผลตอบแทนที่ได้รับจากอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศเมื่อปรับด้วยอัตราแลกเปลี่ยนแล้วมีผลตอบแทนน้อยกว่า

กฎสินค้าราคาเดี่ยวนับเป็นแนวคิดพื้นฐานที่จะนำไปประยุกต์เป็นทฤษฎีต่างๆ ที่เกี่ยวข้องกับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตรา โดยกฎสินค้าราคาเดี่ยวก้าวว่า ราคาของสินค้าและบริการชนิด

เดียวกันในทุกๆ ตลาดควรมีราคาเดียวกันภายใต้ตลาดที่มีการแข่งขันและไม่มีค่าขนส่งและข้อกีดขวางทางการค้าต่างๆ เช่น ภาษีศุลกากร โควตา และเงินอุดหนุน เป็นต้น กฎสินค้าราคาเดียวขึ้นอยู่กับแนวคิดของการแสวงหาผลประโยชน์อย่างสมบูรณ์ โดยการแสวงหาประโยชน์จะเกิดขึ้นเมื่อราคาสินค้าในตลาดต่างๆ มีความแตกต่างกัน กล่าวคือ การที่เวลาแรกเริ่มสินค้าในแต่ละตลาดจะมีราคาไม่เท่ากัน ทำให้เกิดช่องทางการแสวงหากำไรจากความแตกต่างของราคา โดยการซื้อสินค้าราคาถูกจากตลาดหนึ่งแล้วนำไปขายในอีกตลาดที่มีราคาสูงกว่า การเพิ่มขึ้นของอุปสงค์ของสินค้าในตลาดที่มีราคาต่ำกว่าจะทำให้ราคาสินค้าสูงขึ้น ในขณะที่การเพิ่มขึ้นของอุปทานของสินค้าในตลาดที่ราคาสูงกว่าจะทำให้ราคาสินค้าลดลง จนทำให้ราคาสินค้าของทั้งสองตลาดปรับตัวเข้าหากันจนเข้าสู่ดุลยภาพ นั่นคือราคาของสินค้าหรือบริการในแต่ละประเทศ ควรมีราคาเท่ากัน และหลักการนี้สามารถนำมาหาอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตราสองสกุลได้ (อ้างถึงใน ภูวคณ ทิมะณี, 2552)

2.1.3 ทฤษฎี The Fisher Effect

ทฤษฎี The Fisher Effect กล่าวว่าไว้ว่า “อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate) ในตลาดเงินของแต่ละประเทศ จะเท่ากับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate) บวกด้วยอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้น (expected inflation) ในประเทศนั้นๆ และอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในตลาดเงินของแต่ละประเทศมีแนวโน้มที่จะเท่ากัน”

นักเศรษฐศาสตร์ Irving Fisher ได้เสนอแนวคิดนี้ขึ้น เพื่อใช้อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ โดยมีหลักการว่า อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินในตลาดเงินของแต่ละประเทศนั้น จะประกอบด้วยอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงที่นักลงทุนต้องการบวกด้วยอัตราเงินเฟ้อที่คาดว่าจะเกิดขึ้นในตลาดเงินของประเทศนั้นๆ ทั้งนี้หลักการของทฤษฎีสามารถแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต่างๆ ได้ดังนี้

$$i = r + p \quad (2.4)$$

โดยที่ i คือ อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน (nominal interest rate)

r คือ อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงที่นักลงทุนต้องการ (real interest rate)

p คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ (expected inflation rate)

รูปแบบทั่วไปของผลกระทบบางแบบฟิชเชอร์ แสดงว่า อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (ผลตอบแทนที่แท้จริง) จะเท่ากันหมดทุกประเทศ โดยผ่านกระบวนการ arbitrage นั่นคือ

$$r_h = r_f \quad (2.5)$$

โดยที่ h คือ home
 f คือ foreign

นำสมการ (2.2) แทนในสมการ (2.3) จะได้

$$i_h - p_h = i_f - p_f \quad (2.6)$$

$$i_h - i_f = p_h - p_f \quad (2.7)$$

ถ้าผลตอบแทนที่แท้จริงที่คาดการณ์ภายในประเทศ ($i_h - p_h$) มีค่ามากกว่าผลตอบแทนที่แท้จริงที่คาดการณ์ในต่างประเทศ ($i_f - p_f$) แล้ว เงินทุนจะไหลเข้าในประเทศ เนื่องจากให้ผลตอบแทนที่แท้จริงสูงกว่า ในทางกลับกัน ถ้าผลตอบแทนที่แท้จริงที่คาดการณ์ภายในประเทศ ($i_h - p_h$) มีค่าน้อยกว่าผลตอบแทนที่แท้จริงที่คาดการณ์ในต่างประเทศ ($i_f - p_f$) แล้ว เงินทุนจะไหลออกไปยังต่างประเทศ เนื่องจากให้ผลตอบแทนที่แท้จริงสูงกว่า

สรุปคือ ถ้าผลตอบแทนที่แท้จริงที่คาดการณ์ไว้สำหรับเงินสกุลหนึ่งสูงกว่าเงินอีกสกุลหนึ่งแล้ว เงินทุนจะไหลออกจากประเทศที่มีผลตอบแทนต่ำไปประเทศที่มีผลตอบแทนสูงกว่า และกระบวนการ arbitrage จะมีต่อไปเรื่อย ๆ จนกระทั่งอัตราผลตอบแทนที่แท้จริงที่คาดการณ์ไว้จะเท่ากัน ดังนั้น หากไม่มีการแทรกแซงของรัฐบาลแล้ว ณ จุดดุลยภาพจะทำให้ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินของทั้งสองตลาดเท่ากับความแตกต่างของอัตราเงินเฟ้อของทั้งสองตลาดเช่นกัน (อ้างถึงใน ชาญณรงค์ ชัยพัฒน์, 2546)

2.1.4 ทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค (The Interest Rate Parity)

ทฤษฎีนี้จะช่วยเชื่อมโยงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยกับค่าของเงินสกุลใดสกุลหนึ่งเมื่อเทียบกับอีกสกุลหนึ่งว่ามีค่าเป็นส่วนเพิ่ม (Premium) หรือส่วนลด (Discount) โดยทฤษฎีนี้กล่าวว่า ถ้าไม่มีการพิจารณาเรื่องต้นทุนในการทำธุรกรรม (Transaction Costs) แล้ว หลักทรัพย์ที่มีความเสี่ยงเหมือนกัน และมีกำหนดระยะเวลาใกล้เคียงกันของแต่ละประเทศอาจจะมีอัตราดอกเบี้ยแตกต่างกัน ความแตกต่างของอัตราดอกเบี้ยระหว่างสองประเทศจะมีค่าเท่ากับส่วนเพิ่ม

(Premium) หรือ ส่วนลด(Discount) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ แสดงในรูปสมการได้ดังนี้

$$r_h - r_f = \frac{f_1 - e_0}{e_0} \quad (2.8)$$

โดยที่ r_h คือ อัตราดอกเบี้ยในประเทศไทย
 r_f คือ อัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศ
 e_0 คือ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน 1 หน่วยต่างประเทศในอัตราทันที (Spot Rate)
 f_1 คือ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน 1 หน่วยต่างประเทศในอัตราล่วงหน้า (Forward Rate)

โดยทั่วไปแล้วนักลงทุนต้องการแสวงหากำไรจากการเคลื่อนย้ายเงินทุนระยะสั้น โดยเงินทุนจะเคลื่อนย้ายไปสู่ประเทศที่ให้ผลตอบแทนสูงกว่า เช่น หากอัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศสูงกว่าอัตราดอกเบี้ยในประเทศไทย นักลงทุนชาวไทยก็จะซื้อเงินตราต่างประเทศ ณ อัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นอยู่ในปัจจุบัน (Spot Rate) เพื่อนำเข้าไปลงทุนในต่างประเทศ และขายเงินตราต่างประเทศล่วงหน้า (Forward Rate) การกระทำแบบนี้จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนทันทีเพิ่มสูงขึ้น (อ่อนค่า) และอัตราล่วงหน้าลดลง (แข็งค่า) ในเวลาเดียวกันอัตราดอกเบี้ยในประเทศไทยจะสูงขึ้น (เมื่อมีการไหลของเงินทุนออกจากประเทศไทย) และขณะเดียวกันการที่เงินทุนไหลเข้าไปในต่างประเทศมากขึ้น จะทำให้อัตราดอกเบี้ยในต่างประเทศลดลง กระบวนการเช่นนี้เรียกว่า covered interest arbitrage และกระบวนการแบบนี้จะเกิดต่อไปเรื่อย ๆ จนกว่าจะบรรลุอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค หรือมีฉะนั้นก็มีการแทรกแซงจากรัฐบาล

ดังนั้น อัตราดอกเบี้ยเสมอภาคจะเกิดขึ้นเมื่อมีโอกาสนในการทำ covered interest arbitrage หมดไป คือ อัตราดอกเบี้ยที่สูงของเงินสกุลหนึ่งจะถูกหักลบด้วยอัตราล่วงหน้าลดลง (Forward Discount) และอัตราดอกเบี้ยที่ต่ำจะถูกหักลบด้วยอัตราล่วงหน้าส่วนเพิ่ม (Forward Premium) (อ้างถึงใน ภูวคณ ทิมะณี, 2552)

2.2 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.2.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

ในการศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลานั้น มีลักษณะพื้นฐานที่ควรพิจารณา คือ ข้อมูลนั้นเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึง การที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่คุณสมบัติทางสถิติของข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลง ถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป ไม่เช่นนั้น อาจจะทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรของสมการไม่แท้จริง (spurious regression) ซึ่งเป็นการยากที่จะยอมรับในทางเศรษฐศาสตร์

ในทางปฏิบัตินิยมใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อน (weakly stationary) กล่าวคือ X จะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อนเมื่อ

- 1) ค่าเฉลี่ย: $E(X_i) = \mu = \text{ค่าคงที่}$
- 2) ความแปรปรวน $V(X_i) = \sigma^2 = \text{ค่าคงที่}$
- 3) ความแปรปรวนร่วม $Cov(X_t, X_{t+k}) = E(X_t - \mu)$

ถ้าหากเงื่อนไขใดเงื่อนไขหนึ่งไม่เป็นไปตามที่กล่าวมานี้ กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารีย์ วิบูลย์พงศ์, 2542)

2.2.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Tests)

การทดสอบ unit root นั้นสามารถทดสอบได้โดยใช้การทดสอบ DF (Dickey-Fuller test) (Dickey and Fuller, 1981) และการทดสอบ ADF (Augmented Dickey-Fuller test) (Said and Dickey 1984) โดย Dickey-Fuller ได้สร้างความสัมพันธ์ไว้ดังนี้

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

โดยที่ X_t, X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรอิสระ ณ เวลา t และ $t-1$

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตโนมัติสัมพันธ์ (autocorrelation coefficient)

สมมติฐานของการทดสอบ DF (Dickey-Fuller test) คือ

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_a : |\rho| < 1 ; -1 < \rho < 1$$

การทดสอบสมมติฐานเป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ศึกษา (X_t) นั้นมี Unit Root หรือไม่ ซึ่งสามารถพิจารณาได้จากค่า ρ ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t มี Unit Root หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้าปฏิเสธ H_0 หรือยอมรับ $H_a : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มี Unit Root หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง อย่างไรก็ตามการทดสอบ Unit Root ดังกล่าวข้างต้น สามารถทำได้อีกวิธีหนึ่ง คือ

สมมติให้
$$\rho = (1 + \theta) ; -1 < \theta < 0 \quad (2.10)$$

โดยที่ θ คือ ค่าพารามิเตอร์

จะได้
$$X_t = (1 + \theta) X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

$$X_t = X_{t-1} + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

$$X_t - X_{t-1} = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

จะได้สมมติฐานของการทดสอบ DF (Dickey-Fuller test) ใหม่ คือ

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_a : \theta < 0$$

ถ้า θ ในสมการ (2.10) มีค่าเป็นลบ จะได้ว่า ρ ในสมการ (2.9) จะมีค่าน้อยกว่า 1 ดังนั้นสามารถจะสรุปได้ว่า การปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ซึ่งเป็นการยอมรับ $H_a : \theta < 0$ หมายความว่า

$\rho < 1$ และ X_t มี Integration of order Zero (Charemza and Deadman, 1992:131) นั่นคือ X_t ไม่มี Unit Root หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง (stationary) และถ้าเราไม่สามารถปฏิเสธ

$H_0 : \theta = 0$ ได้ (ยอมรับ H_0) ก็จะหมายความว่า X_t มี Unit Root หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary)

ถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) เราสามารถจะเขียน แบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

และถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) และมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (linear time trend) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

โดยที่ $t =$ เวลา ซึ่งก็จะทำการทดสอบ $H_0 : \theta = 0$ โดยมี $H_a : \theta < 0$ เช่นเดียวกับที่กล่าวมาข้างต้น โดยสรุปแล้ว Dickey and Fuller (1979) ได้พิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าว ได้แก่

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

โดยที่ X_t, X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรอิสระ ณ เวลา t

α, β, θ คือ ค่าพารามิเตอร์

t คือ เวลา

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

ตัวพารามิเตอร์ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการ คือ θ นั่นคือ ถ้า $\theta = 0$; X_t จะมี unit root โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ในตาราง Dickey-Fuller (Dickey-Fuller tables) (Enders,1995:221) หรือกับ ค่าวิกฤติ MacKinnon (MacKinnon critical values) (Gujarati,1995:769)

อย่างไรก็ตามค่าวิกฤติ (critical values) จะไม่เปลี่ยนแปลง ถ้าสมการ (2.17), (2.18), (2.19) ถูกแทนที่โดยกระบวนการเชิงอัตถดถอย (autoregressive processes) (Enders, 1995:221 และ Gujarati, 1995:720)

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

จำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามารวมในสมการนั้นจะต้องมีมากพอที่จะทำให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำเอาการทดสอบ DF (Dickey – Fuller (DF) test) มาใช้กับสมการ (2.20) – (2.22) เราจะเรียกว่าการทดสอบ ADF (augmented Dickey – Fuller (ADF) test) ค่าสถิติทดสอบ ADF มีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับ (asymptotic distribution) เหมือนกับสถิติ DF ดังนั้นก็สามารถใช้ค่าวิกฤติ (critical values) แบบเดียวกัน (Gujarati, 1995:720) (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ , 2547)

2.2.3 แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) ได้มีการศึกษาโดย George Box และ Gwilym Jenkins (1976) แต่ Wold (1938) เป็นผู้ให้พื้นฐานทางทฤษฎีของกระบวนการหรือระบบ ARIMA นี้ บนพื้นฐานของแบบจำลอง ARIMA ได้ถูกพัฒนาขึ้นในสามทิศทาง ได้แก่ ขั้นตอนของการประมาณค่าและการบ่งชี้ที่มีประสิทธิภาพ (efficient identification and estimation procedures) สำหรับกระบวนการหรือระบบ AR,MA และ ARMA รวมถึงการครอบคลุมไปถึงผลลัพธ์ที่ได้รวบรวมเอาอนุกรมเวลาเชิงฤดูกาล (seasonal time process (ARIMA)) เข้าด้วย

โดยทั่วไปแล้วข้อมูลอนุกรมเวลาส่วนใหญ่จะมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมาจากกระบวนการเชิงสุ่ม (random process) แต่ด้วยทฤษฎีของ AR และ MA หมายถึงข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) ดังนั้นเมื่อข้อมูลที่รวบรวมได้มีลักษณะไม่นิ่ง จึงต้องทำการหาผลต่าง (differencing)

1) แบบจำลอง Autoregressive (AR(p))

แบบจำลอง Autoregressive เป็นรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต x_t ถูกกำหนดจากค่าของ x_{t-1}, \dots, x_{t-p} หรือค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p โดยกระบวนการหรือระบบ AR(p) คือกระบวนการหรือระบบ Autoregressive ที่มีอันดับที่ p ซึ่งเขียนอยู่ในรูปสมการได้ดังนี้

$$x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

โดยที่

- x_t คือ ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลา t
- p คือ อันดับของ Autoregressive
- μ คือ ค่าคงที่ (Constant term)
- ϕ_j คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j ของ Autoregressive ; $j=1, \dots, p$
- ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

2) แบบจำลอง Moving Average (MA(q))

แบบจำลอง Moving Average เป็นรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต x_t ถูกกำหนดจากค่าความคลาดเคลื่อน $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ หรือค่าความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นก่อนหน้า q โดยกระบวนการหรือระบบ MA(q) คือกระบวนการหรือระบบ Moving Average ที่มีอันดับที่ q ซึ่งเขียนอยู่ในรูปสมการได้ดังนี้

$$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_{t-q} \varepsilon_{t-q} \quad (2.24)$$

โดยที่

- x_t คือ ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลา t
- q คือ อันดับของ Moving Average
- μ คือ ค่าคงที่ (Constant term)
- θ_j คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j ของ Moving Average ; $j=1, \dots, q$
- ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

ดังนั้นการรวมระหว่าง AR และ MA ในรูปของกระบวนการหรือระบบ ARIMA สำหรับข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) จะมีรูปแบบเป็น ARIMA (p,d,q) = ARIMA (p,0,q) ซึ่งก็คือ ARMA (p,q) สมมติให้ AR(1) และ MA(1) สามารถเขียนในรูป ARIMA (1,0,1) ได้สมการดังนี้

$$x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2.25)$$

$$\text{หรือ } (1 - \phi_1 B)x_t = \mu + (1 - \theta_1 B)\varepsilon_t \quad (2.26)$$

AR(1)

MA(1)

แต่ถ้าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) จะต้องหาผลต่าง (difference) d ครั้ง เพื่อให้ข้อมูลมีลักษณะนิ่งดังนี้

ARIMA (1,1,1) ได้สมการดังนี้

$$(1 - B)(1 - \phi_1 B)x_t = \mu + (1 - \theta_1 B)\varepsilon_t \quad (2.27)$$

First difference

AR(1)

MA(1)

$$\text{หรือ } [1 - B(1 + \phi_1) + \phi_1 B^2]x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2.28)$$

$$x_t = (1 + \phi_1)x_{t-1} - \phi_1 x_{t-2} + \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2.29)$$

2.2.4 เกณฑ์การเลือกแบบจำลองที่ดีที่สุด (Model selection)

การเลือกแบบจำลอง (Model Selection) สำหรับการประมาณค่าสมการเชิงเศรษฐกิจมิตินั้น เมื่อได้รูปแบบของแบบจำลองที่เหมาะสมหลายรูปแบบแล้ว จึงจำเป็นต้องมีแนวทางในการเลือกรูปแบบของแบบจำลองที่ดีที่สุด โดยพิจารณาจากค่า Akaike Information Criteria (AIC) และ Schwarz Information Criterion (SC) เป็นเกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณา โดยรูปแบบของแบบจำลองที่ให้ค่า AIC และ SC ที่มีค่าน้อยที่สุดเป็นแบบจำลองที่ดีที่สุด

$$AIC = -2l/T + 2n/T \quad (2.30)$$

$$SC = -2l/T + n \log T/T \quad (2.31)$$

โดยที่ n คือ จำนวนของพารามิเตอร์ที่ทำการประมาณค่า

T คือ จำนวนข้อมูลทั้งหมด (observations)

l คือ ค่า Log likelihood function ที่ใช้พารามิเตอร์ที่ถูกประมาณค่า k ตัว

2.2.5 แบบจำลองความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขแบบตัวแปรเดียว (Univariate Conditional Volatility Model)

แบบจำลองทางเศรษฐมิติที่ใช้ในการศึกษาความผันผวนแบบตัวแปรเดียวได้แก่แบบจำลอง ARCH ซึ่งเป็นแบบจำลองของ Engle, Robert F (1982) แบบจำลอง GARCH ซึ่งเป็นแบบจำลองของ Bollerslev (1990) และแบบจำลอง Asymmetric Univariate GARCH (GJR) ซึ่งเป็นแบบจำลองของ Glosten et al (1993) ดังนี้

1) แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

ในอนุกรมเวลาส่วนใหญ่แล้วจะมีการกำหนด Stochastic Variable ให้มีความผันผวนคงที่ (Homoscedastic) ซึ่งในการประยุกต์ใช้กับบางข้อมูลนั้นค่าความผันผวนของค่าความคลาดเคลื่อน (Error term) จะไม่ใช่ฟังก์ชันของตัวแปรอิสระ แต่จะมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาที่ขึ้นอยู่กับขนาดของความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นที่เกิดขึ้นในอดีต และในบางการศึกษา เช่นแบบจำลองของเงินเฟ้อ อัตราดอกเบี้ย หรือผลตอบแทนจากตลาดหลักทรัพย์ในบางคาบเวลาจะมีความผันผวนสูง (Volatility) สูงและค่าความคลาดเคลื่อนขนาดใหญ่ ตามด้วยคาบเวลาที่มีความผันผวน (Volatility) ต่ำและค่าความคลาดเคลื่อนขนาดเล็ก สรุปได้ว่าค่าความผันผวนของค่าความคลาดเคลื่อนนั้น ขึ้นอยู่กับค่าความผันผวน (Volatility) ของค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมา (Ender, Walter (1995) อ้างถึงในทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2545)

Engle, Robert F (1982) ได้แสดงให้เห็นถึงความเป็นไปได้ในการหาค่าเฉลี่ยและความผันผวนของอนุกรมเวลาไปพร้อมกันนั้น ในขั้นตอนการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจะมีความแม่นยำเหนือการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขมาก ซึ่งจากแบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA) แสดงได้ดังนี้

$$x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.32)$$

และต้องการพยากรณ์ x_{t+1} อย่างมีเงื่อนไข ดังนี้คือ

$$E_t x_{t+1} = \mu + \phi_1 x_t \quad (2.33)$$

เมื่อใช้ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขในการพยากรณ์ x_{t+1} แล้ว ค่าความผันผวนของความคลาดเคลื่อนอย่างมีเงื่อนไขพยากรณ์ได้ดังนี้

$$E_t[(x_{t+1} - \mu - \phi_1 x_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \quad (2.34)$$

ถ้าเปลี่ยนไปใช้การพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขแล้ว ผลที่ใช้จะเป็นค่าเฉลี่ยในช่วงระยะยาว (Long run) ของลำดับ $\{x_t\}$ ซึ่งเท่ากับ $\frac{\mu}{1-\phi_1}$ จะได้ค่าความผันผวนของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขดังนี้ คือ

$$E \left\{ \left(x_{t+1} - \frac{\mu}{1-\phi_1} \right)^2 \right\} = E[(\varepsilon_{t+1} + \phi_1 \varepsilon_t + \phi_1^2 \varepsilon_{t-1} + \phi_1^3 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2] = \frac{\sigma^2}{(1-\phi_1^2)} \quad (2.35)$$

เมื่อ $\frac{1}{(1-\phi_1^2)} > 1$ ค่าความผันผวนที่ได้จากการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขจะสูงกว่าแบบมีเงื่อนไข ดังนั้นในการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจึงเหมาะสมกว่า ในลักษณะเดียวกันถ้าความแปรปรวนของ $\{\varepsilon_t\}$ ไม่เป็นค่าคงที่หรือไม่คงตัว (constant) จะสามารถประมาณค่าความผันผวนโดยใช้แบบจำลอง ARMA ดังนั้นค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของ x_{t+1} จะได้ดังนี้

$$\text{Var}(x_{t+1}|x_t) = E_t[(x_{t+1} - \mu - \phi_1 x_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 \quad (2.36)$$

และจากที่ให้ $E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma_{t+1}^2$ จึงแสดงให้เห็นว่าค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขไม่ใช่ค่าคงที่และจะได้แบบจำลองในการประมาณค่าส่วนที่เหลือออก (Residuals) มาดังนี้

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + V_t \quad (2.37)$$

เมื่อ V_t คือ white noise process

ถ้าค่าของ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ เท่ากับศูนย์ ค่าความผันผวนจากการประมาณจะเท่ากับค่าคงที่ α_0 อีกนัยหนึ่งคือ ค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของ x_t จะมีการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับ Autoregression ในสมการ (2.37) ดังนั้นจะสามารถใช้สมการ (2.37) ในการพยากรณ์ค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขที่เวลา $t+1$ ดังสมการ (2.38)

$$E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t+1-q}^2 \quad (2.38)$$

จากเหตุผลที่กล่าวมา สมการ (2.37) เรียกว่า แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) และสมการ (2.38) เป็น ARCH (q) โดยค่า $E_t \varepsilon_{t+1}^2$ หรือ σ_{t+1}^2 จะประกอบด้วย 2 องค์ประกอบ คือ ค่าคงที่และค่าความผันผวนในคาบเวลาที่ผ่านมา ซึ่งเขียนได้เป็นส่วนที่เหลือกำลังสองของคาบในอดีต (ARCH term) ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ $(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q)$ สามารถหาค่าได้โดยใช้วิธี Maximum Likelihood

2) แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

Bollerslev (1986) ได้พัฒนาจากแบบจำลอง ARCH ด้วยการให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) มีลักษณะเป็น ARMA Process โดยที่ Error Process มีลักษณะดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (2.39)$$

โดยที่ความผันผวนของ $v_t = \sigma_v^2 = 1$ และ

$$h_t = w_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (2.40)$$

เมื่อ $\{v_t\}$ คือ White Noise Process ที่เป็นอิสระจากเหตุการณ์ในอดีต (ε_{t-1}) ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขและไม่มีเงื่อนไข (Conditional and Unconditional Means) ของ ε_t จะเท่ากับศูนย์ ดังนั้นเมื่อใส่ค่าคาดหวัง (expected valued) ของ ε_t จะได้

$$E \varepsilon_t = E v_t \sqrt{h_t} = 0 \quad (2.41)$$

สำหรับความผันผวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) ของ ε_t ถูกกำหนดโดย

$$E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t = w_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (2.42)$$

ดังนั้นความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t จึงถูกกำหนดโดย h_t ในสมการ (2.40) แบบจำลองนี้จึงถูกเรียกว่า Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) ซึ่งใช้ตัวย่อว่า GARCH (p, q) ซึ่งมีทั้งส่วนประกอบที่เป็น Autoregressive และ Moving Average ในการหาค่าความแปรปรวนที่มีลักษณะ Heteroscedasticity Volatility โดยจะเห็นว่า ถ้า $p = 0$ และ $q = 1$ จะได้แบบจำลอง GARCH (0, 1) ซึ่งก็คือ ARCH (1) หรือ ARCH (q = 1) นั่นเอง กล่าวโดยสรุปคือ ถ้า B_i ทุกตัวมีค่าเท่ากับศูนย์ แบบจำลอง GARCH (p, q) จะเทียบเท่ากับแบบจำลอง ARCH (q) นั่นเอง

เมื่อ α_i เป็นตัวแทนของ ARCH Effect (ผลกระทบในระยะสั้น) และ B_i เป็นตัวแทนของ GARCH Effect (ผลกระทบในระยะยาว โดยเรียกว่า $\alpha_i + B_i$)

แบบจำลอง GARCH (p, q) เป็นแบบจำลองที่แสดงให้เห็นว่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขไม่ได้เกิดจากผลกระทบของตัวแปรสุ่มเพียงอย่างเดียวเท่านั้น แต่ยังรวมถึงผลกระทบจากความล่าช้า (Lag) ของตัวมันเองอีกด้วย โดยแบบจำลองดังกล่าวมีข้อสมมติฐานที่ว่า ผลกระทบจากตัวแปรสุ่มทางบวก (Positive Shocks) ($\varepsilon_t > 0$) และผลกระทบจากตัวแปรสุ่มทางลบ (Negative Shocks) ($\varepsilon_t < 0$) มีผลกระทบต่อความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional variance) เหมือนกัน

3) แบบจำลอง Asymmetric Univariate GARCH (GJR)

แบบจำลอง Asymmetric Univariate GARCH หรือ GJR เป็นแบบจำลองของ Glosten et al (1993) เป็นการรวมการพิจารณาถึงพฤติกรรมความไม่สมมาตรของผลกระทบจากตัวแปรสุ่มทางบวก (Positive Shocks) ($\varepsilon_t > 0$) และผลกระทบจากตัวแปรสุ่มทางลบ (Negative Shocks) ($\varepsilon_t < 0$) ซึ่งในแบบจำลองนี้ตัวแปรสุ่มทางบวก (Positive Shocks) และตัวแปรสุ่มทางลบ (Negative Shocks) จะส่งผลกระทบต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) ที่แตกต่างกัน ซึ่งแสดงได้ดังสมการต่อไปนี้

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i I(\varepsilon_{t-i}) \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_j h_{t-i} \quad (2.43)$$

โดยที่ $I(\varepsilon_t)$ คือ ตัวแปรชี้วัด (Indicator Variable) ซึ่งแสดงได้ดังนี้

$$I(\varepsilon_t) = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-i} \leq 0 \\ 0, & \varepsilon_{t-i} > 0 \end{cases}$$

GJR Effect (γ_i) เป็นการวัดความไม่สมมาตรของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Asymmetric Conditional Variance) โดยถ้าค่าของ γ_i มีค่ามากกว่าศูนย์ หมายความว่า ผลกระทบจากตัวแปรสุ่มทางลบมีมากกว่าผลกระทบจากตัวแปรสุ่มทางบวก ($\alpha_i + \gamma_i > \alpha_i$)

เมื่อเงื่อนไข $p, q = 1, \omega_0 > 0, \alpha_1 > 0, \alpha_1 + \gamma_1 \geq 0$ และ $B_1 \geq 0$ เป็นจริง โดยที่ $h_t > 0$ สำหรับ t ทุกค่าแล้ว ผลกระทบระยะสั้นจากตัวแปรสุ่ม (Short-run persistence of shocks) ก็คือ $\alpha_1 (\alpha_1 + \gamma_1)$ แต่ถ้าเมื่อผลกระทบของตัวแปรสุ่มเป็นไปตามพฤติกรรมแบบสมมาตร (Symmetric) ผลกระทบระยะสั้นจากตัวแปรสุ่ม (Short-run persistence of shocks) คือ $\alpha_1 + \gamma_1/2$ และผลกระทบในระยะยาวของตัวแปรสุ่ม (Long-run persistence of shocks) คือ $\alpha_1 + \gamma_1/2 + B_1$

2.2.6 แบบจำลองความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขแบบหลายตัวแปร (Multivariate Conditional Volatility Model)

แบบจำลองความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขแบบหลายตัวแปร (Multivariate Conditional Volatility Model) เป็นการหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของตัวแปรที่ต้องการศึกษา

1) แบบจำลอง Multivariate GARCH Model

The Multivariate GARCH Model ถูกกำหนดดังนี้

$$H_t = C + A u_{t-1} u'_{t-1} + B H_{t-1} \quad (2.44)$$

ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขจะถูกอธิบายในรูปแบบการล่าหลังไปหนึ่งช่วงเวลา สมาชิกใน matrix H_t คือ ค่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของตัวแปรที่ต้องการทราบ ในการประมาณค่า H_t เราจะใช้สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์และความแปรปรวนของส่วนที่เหลือ (ε_t) มาใช้ในการหาดังนี้

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \quad (2.45)$$

เมื่อ H_t คือ matrix ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข

D_t คือ $\text{diag}\left(h_{11t}^{\frac{1}{2}} \dots h_{Nnt}^{\frac{1}{2}}\right)$ และ h_{iit} สามารถกำหนดจาก Univariate GARCH

Model

$$R_t \text{ คือ } (1 - \theta_1 - \theta_2)(R + \theta_1 \Psi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1})$$

โดยที่ $R_t = \rho_{ij}$ คือ matrix ความสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขของ ε_t

θ_1, θ_2 คือ ตัวพารามิเตอร์ที่ไม่เป็นลบและ $\theta_1 + \theta_2 < 1$
 Ψ_{t-1} คือ matrix ความสัมพันธ์ของ ε_t

ดังนั้น ถ้า ε_t คือ ตัวแปรสุ่มอิสระทั่วไป เพราะฉะนั้น H_t มีลักษณะดังต่อไปนี้

$$H_t = (h_{11t}, h_{22t}, \rho'_{21})' \quad (2.46)$$

ซึ่งค่า ε_t จะขึ้นอยู่กับ H_t คือ

$$f(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t} | H_t) = \frac{1}{2\pi \sqrt{h_{11t}h_{22t}(1-\rho_{21t}^2)}} \exp\left(-\frac{Q(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, H_t)}{2(1-\rho_{21t}^2)}\right)$$

เมื่อ

$$Q(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t} | H_t) = \frac{\varepsilon_{1t}^2}{h_{11t}} + \frac{\varepsilon_{2t}^2}{h_{22t}} - \frac{2\rho_{21t}\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}}{\sqrt{h_{11t}h_{22t}}}$$

และใช้ Maximum Likelihood ประมาณค่า คือ

$$\ln(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, H_t) = -\frac{1}{2} \left\{ \ln[h_{11t}h_{22t}(1-\rho_{21t}^2)] + \frac{1}{1-\rho_{21t}^2} \left(\frac{\varepsilon_{1t}^2}{h_{11t}} + \frac{\varepsilon_{2t}^2}{h_{22t}} - \frac{2\rho_{21t}\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}}{\sqrt{h_{11t}h_{22t}}} \right) \right\}$$

แล้วจะได้ค่าความน่าจะเป็นสูงสุด โดยวิธี Maximum Likelihood ออกมา

2) แบบจำลอง Diagonal Multivariate GARCH

The Diagonal Multivariate GARCH แสดงได้ดังนี้

$$H_t = W + \sum_{i=1}^q A_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j H_{t-j} \quad (2.47)$$

เมื่อ $H_t = (h_{1t}, \dots, h_{mt})'$, $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_m)'$, A_i และ B_j คือ เมทริกซ์ขนาด $m \times m$ ที่ประกอบด้วย α_{ij} และ B_{ij} ตามลำดับ สำหรับ $ij = 1, \dots, m$ โดยที่หาก A_i และ B_j ไม่เป็น Diagonal Matrices ($i \neq j$) จะไม่เกิดผลของการส่งผ่านของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Spillover)

Effect) เพราะแบบจำลอง Diagonal Multivariate GARCH อยู่ภายใต้สมมติฐาน คือ $\alpha_{ij} = B_{ij} = 0$ สำหรับ $i \neq j = 1, \dots, m$

สามารถแสดงในรูปของ Matrix เช่น Matrix 2x2 ได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} h_1 \\ h_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-i} \\ \varepsilon_{2,t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-i} \\ h_{2,t-i} \end{bmatrix}$$

ซึ่งรูปแบบ Diagonal Multivariate GARCH นี้อยู่บนข้อสมมติฐานคือ $a_{12} = a_{21} = 0$ และ $b_{21} = b_{12} = 0$

รูปแบบต่างๆ ของ Multivariate GARCH Model โดยพิจารณา Conditional Correlation ได้แก่ แบบจำลอง Constant Conditional Correlation (CCC) ของ Bollerslev (1990) ซึ่งแสดงค่า Correlation ในรูปแบบคงที่ทุกช่วงเวลา และแบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC) ของ Engle (2002) ซึ่งแสดงค่า Correlation ในรูปแบบที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัต หรือมีการเคลื่อนไหวเปลี่ยนแปลงตามการเปลี่ยนแปลงของเวลา

3) แบบจำลอง Constant Conditional Correlation (CCC)

แบบจำลอง Constant Conditional Correlation(CCC) แสดงได้ดังนี้

$$h_{ij} = \omega_i + \sum_{k=1}^q \alpha_i \varepsilon_{i,t-k}^2 + \sum_{l=1}^p B_l h_{i,t-l} \quad (2.45)$$

แบบจำลอง Constant Conditional Correlation (CCC) ของ Bollerslev (1980) สำหรับ Matrices ที่ Conditional Correlation ถูกกำหนดให้เท่ากับ Γ ซึ่งเท่ากับ $E(\eta_t \eta_t')$ โดย $(\varepsilon_t = D_t \eta_t)$ จะได้

$$\text{Var}(\varepsilon_t | F_{t-1}) = \varepsilon_t \varepsilon_t' \quad (2.46)$$

$$\text{โดยที่ } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D_t E(\eta_t \eta_t') D_t \quad (2.47)$$

$$Q_t = D_t E(\eta_t \eta_t') D_t \quad (2.48)$$

$$\text{และ } \Gamma = E(\eta_t \eta_t' | F_{t-1}) \quad (2.49)$$

$$\Gamma = E(\eta_t \eta_t') \quad (2.50)$$

$$\text{ดังนั้น } Q_t = D_t \Gamma D_t \quad (2.51)$$

$$\Gamma = D_t^{-1} Q_t D_t^{-1} \quad (2.52)$$

โดย $\Gamma = \{\rho_{it}\}$ สำหรับ $i, j=1, \dots, m$ คือ Conditional Correlation Matrix ประมาณได้จาก Standardized Shocks และ Q_t คือ Conditional Covariance Matrix

4) แบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC)

Engle (2002) ได้เสนอแบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC) ซึ่งมีการประมาณ Conditional Covariance matrix ออกเป็น 2 ขั้นตอน โดยในขั้นตอนแรก ทำการประมาณแบบจำลองความผันผวนแบบตัวแปรเดียว (Univariate Volatility Models) (h_t) ของตัวแปรแต่ละตัว ขั้นตอนที่สองนำค่า Standard Deviations ที่ได้จากการประมาณขั้นตอนแรกนำมาประมาณค่าพารามิเตอร์แบบ DCC ซึ่งแบบจำลอง DCC สามารถแสดงได้ดังนี้

$$y_t | F_{t-1} \sim (0, Q_t), \quad t = 1, \dots, T \quad (2.53)$$

$$Q_t = D_t \Gamma_t D_t, \quad (2.54)$$

โดยที่ $D_t = \text{diag}(h_{1t}^{1/2}, \dots, h_{mt}^{1/2})$ คือ Diagonal Matrix ของ Conditional Variance

F_t คือ ข้อมูลข่าวสาร ณ เวลาที่ t

Conditional Variances ถูกสมมติตามแบบจำลองของ Univariate GARCH ได้ดังนี้

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{k=1}^q \alpha_{i,k} \varepsilon_{i,t-k} + \sum_{l=1}^p B_{i,l} h_{i,t-l} \quad (2.55)$$

เมื่อแบบจำลอง Univariate GARCH ถูกนำมาประมาณ Standardized Shocks ($\eta_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{it}}$) จะถูกใช้ในการประมาณ Dynamic Conditional Correlation ดังนี้

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \Gamma + \theta_1 \eta_{t-1} \eta_{t-1}' + \theta_2 Q_{t-1} \quad (2.56)$$

$$\Gamma_t = D_t^{-1} Q_t D_t^{-1} \quad (2.57)$$

หรือ

$$\Gamma_t = \{(diag(Q_t)^{-1/2})\} Q_t \{(diag(Q_t)^{-1/2})\} \quad (2.58)$$

โดยที่ Γ คือ Typical Constant Element โดย Γ เท่ากับ $\rho_{ij} = \rho_{ji}$

เมื่อ θ_1 และ θ_2 คือ Scalar Parameters ที่ผู้ใช้ดูผลกระทบของตัวแปรเชิงสุ่มในช่วงเวลาที่ผ่านมา (Previous Standardized Shocks) และความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตในช่วงเวลาที่ผ่านมา (Previous Dynamic Conditional Correlation) ต่อความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตในช่วงเวลาปัจจุบัน (Dynamic Conditional Correlation)

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

วิมล ปันจง (2545) ได้ทำการศึกษาผลกระทบของความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนและส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยต่อเงินทุนไหลเข้าจากต่างประเทศ โดยใช้ Conditional variance ของ uncovered interest rate parity (UIP) เป็นตัวแทนของความเสี่ยงของอัตราดอกเบี้ย และนำส่วนต่างของอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริงกับอัตราแลกเปลี่ยนล่วงหน้าไปคำนวณ โดยใช้แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) โดยกำลังสองของ Residual คือความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยน โดยประยุกต์ใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) ร่วมกับ Variance Decomposition และ Impulse Response Function ผลการศึกษาโดยใช้วิธี Conditional variance พบว่าความแปรปรวนของความเสี่ยงอัตราแลกเปลี่ยนได้รับอิทธิพลจากความคลาดเคลื่อนของส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยและเงินทุนไหลเข้าในทางบวก ในขณะที่ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยและเงินทุนไหลเข้าได้รับอิทธิพลจากตัวเองในสัดส่วนที่สูง และผลการวิเคราะห์โดย Impulse Response Function พบว่าการตอบสนองของตัวแปรบางตัวในแบบจำลองเป็นไปตามทฤษฎีอัตราดอกเบี้ยเสมอภาค กล่าวคือ การไหลเข้าของเงินทุนส่งผลกระทบต่อส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ย และความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนให้ลดลง ขณะเดียวกันความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนก็ส่งผลให้เงินทุนไหลเข้าเพิ่มขึ้น และส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยลดลง อย่างไรก็ตามการเพิ่มขึ้นของอัตราดอกเบี้ยไม่ได้ส่งผลกระทบต่อเงินทุนไหลเข้า ซึ่งสอดคล้องกับเหตุการณ์จริงที่เกิดขึ้นในช่วงเดือนกุมภาพันธ์ ปี พ.ศ. 2540

นันทน์ภัส เลิศจรรยาภักษ์ (2548) ได้ทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคและการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศในประเทศไทย โดยประยุกต์แบบจำลองทางเศรษฐมิติด้วยเทคนิควิธีแบบ Impulse Response Function พบว่ากรณีเกิดการเปลี่ยนแปลงของเงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศอย่างฉับพลัน ตัวแปรที่ได้รับผลกระทบมากที่สุด ได้แก่ อัตราเงินเฟ้อ ซึ่งอัตราเงินเฟ้อสามารถอธิบายการผันแปรของเงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศได้เฉลี่ยประมาณร้อยละ 3.9 กรณีเกิดการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศอย่างฉับพลัน ตัวแปรที่ได้รับผลกระทบมากที่สุด ได้แก่ เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ ซึ่งสามารถอธิบายการผันแปรได้เฉลี่ยร้อยละ 1.6 กรณีเกิดการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนอย่างฉับพลัน ตัวแปรที่ได้รับผลกระทบมากที่สุด ได้แก่ อัตราดอกเบี้ย ซึ่งสามารถอธิบายการผันแปรได้โดยเฉลี่ยร้อยละ 1.7 กรณีเกิดการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้ออย่างฉับพลัน ตัวแปรที่ได้รับผลกระทบมากที่สุด ได้แก่ อัตราดอกเบี้ย ซึ่งสามารถอธิบายการผันแปรได้โดยเฉลี่ยร้อยละ 24 กรณีเกิดการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยอย่างฉับพลัน ตัวแปรที่ได้รับผลกระทบมากที่สุด ได้แก่ อัตราเงินเฟ้อ ซึ่งสามารถอธิบายการผันแปรได้โดยเฉลี่ยร้อยละ 6.6

ภูวดล ทิมะณี (2552) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศโดยใช้เทคนิคทางเศรษฐมิติด้วยวิธีไบวาริเอทการซ์ ซึ่งวัตถุประสงค์ในการศึกษาครั้งนี้คือ เพื่อให้ทราบว่าคุณสมบัติของอัตราดอกเบี้ยกับความผันผวนของการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศมีความสัมพันธ์กันหรือไม่ โดยใช้ข้อมูลทศวรรษเป็นอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่ช่วงปี พ.ศ. 2540 – พ.ศ. 2552 จำนวนทั้งสิ้น 146 ข้อมูล ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี ADF-test พบว่าข้อมูลอัตราดอกเบี้ยและการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศมีลักษณะหนึ่งที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ $I(0)$ และผลการประมาณสมการค่าเฉลี่ยของอัตราดอกเบี้ยแสดงรูปแบบ ARMA เป็น AR(5) MA(5) ส่วนสมการค่าเฉลี่ยของการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศแสดงรูปแบบ ARMA เป็น AR(1) สำหรับค่าความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยและการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศต่างมีลักษณะเป็น GARCH (1,0) ผลการทดสอบความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (standardized shocks) ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศแบบคงที่ (Constant Condition Correlation, CCC) และความสัมพันธ์ของความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (standardized shocks) ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศแบบมีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัต (Dynamic Condition Correlation, DCC) พบว่าตัวแปรสุ่ม (standardized shocks) ของอัตราดอกเบี้ยกับการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศไม่มีความสัมพันธ์กัน หรือกล่าวได้ว่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราดอกเบี้ยกับการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศไม่มีความสัมพันธ์กัน ซึ่งอาจเนื่องมาจากนักลงทุนที่เข้ามาลงทุนโดยตรง

ภายในประเทศไทยนั้น ไม่ได้คำนึงถึงผลกระทบของความแตกต่างในอัตราดอกเบี้ยในประเทศไทย กับต่างประเทศเท่านั้น นักลงทุนที่เข้ามาลงทุนอาจคำนึงถึงปัจจัยอื่นๆอีกเช่น การหาตลาดใหม่ๆ เพื่อการเพิ่มยอดขายสินค้า แหล่งวัตถุดิบที่สมบูรณ์ รวมไปถึงปัจจัยการผลิตที่มีราคาต่ำกว่า ส่งผลให้มีต้นทุนในการผลิตที่ต่ำกว่า ทำให้มีผลตอบแทนที่สูงขึ้น ดังนั้น แม้ว่าจะไม่มีความแตกต่างของ อัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ การเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศก็ยังคงเกิดขึ้นได้เนื่องจาก อิทธิพลของปัจจัยอื่นๆ

ฉนิษา พุศรินวอล (2552) ทำการวิเคราะห์ถึงความสัมพันธ์ของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราเงินเฟ้อ และอัตราดอกเบี้ย รวมถึงผลกระทบจากตัวแปรสู่ทางด้านบวกและทางด้านลบที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของตัวแปรทั้งสอง โดยข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI), ดัชนีราคาผู้ผลิต (PPI), อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ขั้นต่ำที่ธนาคารพาณิชย์เรียกเก็บจากลูกค้ารายย่อยชั้นดี (MRR) และอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ขั้นต่ำที่ธนาคารพาณิชย์เรียกเก็บจากลูกค้ารายใหญ่ชั้นดี (MIR) โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนระหว่างเดือน พฤษภาคม พ.ศ.2522 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ.2552 จำนวน 358 ข้อมูล

ผลการศึกษาพบว่าแบบจำลองความผันผวนแบบ Univariate ที่เหมาะสม ได้แก่ แบบจำลอง GARCH(1,1) และ GJR(1,1) และพบว่าทั้งพจน์ของ ARCH และ GARCH ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราเงินเฟ้อในทิศทางเดียวกัน โดยพจน์ของ GARCH จะส่งผลกระทบมากกว่าพจน์ของ ARCH อีกทั้งยังพบว่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราเงินเฟ้อที่วัดจากอัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้ผลิต (PPI) มีพฤติกรรมแบบสมมาตร ในขณะที่ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราเงินเฟ้อที่วัดจากอัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) มีพฤติกรรมแบบไม่สมมาตร ซึ่งหมายถึง ผลกระทบจากตัวแปรสู่ทางด้านลบในอดีตจะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราเงินเฟ้อที่วัดจากอัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) ในปัจจุบันเพิ่มขึ้นแต่เพิ่มขึ้นน้อยกว่าผลกระทบจากตัวแปรสู่ทางด้านบวกในอดีต

สำหรับด้านอัตราดอกเบี้ยนั้น พบว่าพจน์ของ ARCH และ GARCH ไม่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราดอกเบี้ย MRR และยังพบว่าไม่มีพฤติกรรมแบบไม่สมมาตรเกิดขึ้น โดยผลกระทบจากตัวแปรสู่ทางด้านลบในอดีตจะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราดอกเบี้ย MRR ในปัจจุบันเพิ่มขึ้นและเพิ่มมากกว่าผลกระทบจากตัวแปรสู่ทางด้านบวกในอดีต แต่สำหรับอัตราดอกเบี้ย MLR นั้นพบว่าขึ้นอยู่กับพจน์ของ GARCH เท่านั้น โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีพฤติกรรมแบบสมมาตร

ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อและอัตราดอกเบี้ยด้วยวิธีความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่เป็นค่าคงที่ (Constant Conditional Correlation) ความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัต (Dynamic Conditional Correlation) และวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square) พบว่าให้ผลการทดสอบที่สอดคล้องกัน กล่าวคือ ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราเงินเฟ้อและอัตราดอกเบี้ยไม่มีความสัมพันธ์กัน ดังนั้นผู้วางแผนนโยบายทางการเงินในการดูแลเงินเฟ้อของประเทศ ไม่ควรมุ่งพิจารณาถึงอัตราดอกเบี้ยแต่เพียงอย่างเดียว หากแต่ควรพิจารณาตัวแปรทางด้านเศรษฐกิจมหภาคที่สำคัญอื่นๆ และความผันผวนในอดีตมาประกอบการพิจารณาในการกำหนดนโยบาย เนื่องจากปัจจัยเหล่านี้มีผลต่อความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นในปัจจุบัน