บทที่ 2
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีและแนวคิดที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องทางเศรษฐศาสตร์

1) ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อ (Purchasing power parity)

ทฤษฎีซึ่งใช้อธิบายปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยน คือทฤษฎีที่เรียกว่า “ความเสมอภาคของอำนาจซื้อ” หรือ purchasing power parity (เรียกโดยย่อว่า PPP) ทฤษฎีนี้อาศัย “กฎแห่งการมีราคาเดียว” หรือ The Law of One Price (LOP) ซึ่งอธิบายว่าสินค้าชนิดเดียวกันและมีราคาเดียวกันเสมอ ไม่ว่าจะซื้อขายกันในประเทศไหนก็ตาม และกลไกการตลาดก็จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินตราสกุลต่างๆ อยู่ในระดับที่สอดคล้องกับกฎดังกล่าว กล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่าเงินตราสกุลต่างๆ ย่อมมีอำนาจซื้อเท่าๆกัน

ตามทฤษฎี PPP นี้ การอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างราคาสินค้ากับอัตราแลกเปลี่ยน เพื่อเปรียบเทียบอำนาจซื้อระหว่างเงินตราต่างสกุล มีอยู่ 2 วิธี คือ

1.1) ความเสมอภาคในอำนาจซื้อแบบสัมบูรณ์ (absolute PPP) หากกำหนดให้

P คือ ราคาสินค้าในไทย

P^* คือ ราคาสินค้าในประเทศอื่น

E คืออัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (nominal exchange rate)

PPP จะมีแนวโน้มทำให้อัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในไทยและราคาสินค้าในประเทศอื่น หรือ $E = P/P^*$

เราอธิบายแนวโน้มดังกล่าวได้โดยสมมติว่าสินค้าในที่นี้คือปากกาซึ่งขายในประเทศ ไทยที่ราคาด้ามละ 40 บาท ในขณะที่ปากกาชนิดเดียวกันที่ขายในสหรัฐฯ มีราคาด้ามละ 1 ดอลลาร์ ถ้าหากมีการค้าเสรีระหว่าง 2 ประเทศและมีค่าขนส่งระหว่างประเทศที่ต่ำมาก อัตราแลกเปลี่ยนก็ควรจะมีค่าเท่ากับ 40 บาท/ดอลล่าร์ เพราะหากอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าที่แตกต่างไปจาก 40 บาท/ดอลล่าร์ ก็จะมีแรงจูงใจให้มีการแสวงหากำไรจากการทำ arbitrage เช่น ถ้าให้อัตราแลกเปลี่ยนกลายเป็น 45 บาท/ดอล

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ล่าร์ ก็จะทำให้สามารถสร้างกำไรได้โดยการใช้เงิน 40 บาทซื้อปากกาในไทย และนำไปขายในสหรัฐฯ ในราคา 1 ดอลล่าร์ แล้วแลกเป็นเงินบาทได้ 45 บาท ทำให้ได้กำไร 5 บาท ดังนั้น ค่าเงินบาทที่ต่ำเกินไป(คือ 45 บาท/ดอลล่าร์ เทียบกับ 40 บาท/ดอลล่าร์) ก็จะจูงใจให้มีการซื้อเงินบาท (เพื่อไปซื้อปากกาในไทย) และการขายดอลล่าร์ (หลังจากที่ขายปากกาในสหรัฐฯ แล้ว) กลไกในตลาดเงินตราก็จะกดดันให้เงินบาทมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์ (และเงินดอลลาร์มีค่าลดลงโดยเปรียบเทียบ) จนกระทั่งอัตราแลกเปลี่ยนอยู่ในระดับที่ 40 บาทต่อดอลล่าร์และแรงจูงใจในการทำ arbitrage ก็จะหมดไป ในขณะเดียวกันค่าเงินบาทที่ต่ำเกินไปก็จะจูงใจให้มีการส่งออกปากกาจากไทยไปขายในสหรัฐฯ มากขึ้น มีผลทำให้ปากกามีราคาสูงขึ้นในไทยและลดลงในสหรัฐฯ และมีโอกาสในการทำกำไรจาก arbitrage ก็จะลดลงหรือหมดไป ดังนั้นการปรับราคาในตลาดสินค้าก็จะเป็นปรากฏการณ์อีกประเภทหนึ่งซึ่งอาจมีส่วนทำให้ราคาสินค้าและอัตราแลกเปลี่ยนอยู่ในระดับที่สอดคล้องกัน และเงินสองสกุลมีอำนาจซื้อที่เท่ากันในที่สุด

ในกรณีตรงกันข้ามที่เงินบาทมีค่าแข็งเกินไป (เช่น 35 บาท/ดอลล่าร์ เทียบกับ 40 บาท/ดอลล่าร์) การทำ arbitrage และปรับตัวในตลาดเงินตราและตลาดสินค้าก็จะเป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกับกรณีที่เงินบาทมีค่าอ่อนเกินไป กล่าวคือ จะมีแรงจูงใจให้มีการซื้อเงินดอลลาร์ (เพื่อเอาไปซื้อปากกาในสหรัฐฯ) และการขายเงินบาท (หลังจากที่เอาปากกาไปขายในไทยแล้ว) กลไกในตลาดเงินตราก็จะกดดันให้เงินบาทมีค่าลดลงเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์ การส่งออกปากกาจากสหรัฐฯ ไปขายในไทยมากขึ้น ก็จะมีผลทำให้ปากกามีราคาสูงขึ้นในสหรัฐฯ และลดลงในไทย การปรับตัวของค่าเงินบาทและราคาปากกาดังกล่าวจะทำให้แรงจูงใจในการทำ arbitrage หมดไป โดยในทั้งสองประเทศปากกาจะขายในราคาเดียวกันซึ่งเป็นราคาที่สะท้อนอำนาจซื้อของเงินสองสกุลที่เท่ากันในที่สุด

2) ทฤษฎีความเสมอภาคของอำนาจซื้อแบบเปรียบเทียบ (relative PPP)

แนวทางการเปรียบเทียบอำนาจซื้อระหว่างประเทศโดยวิธีนี้เป็นการพยายามแก้ไข
ข้อบกพร่องของวิธีที่ 1 โดยแทนที่จะกำหนดว่าอัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในประเทศต่าง ๆ แต่ปรับเป็นว่าอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าเป็นสัดส่วนที่คงที่ของอัตราส่วนระหว่างราคาสินค้าในประเทศต่าง ๆ กล่าวคือ

$$E = k(P/P)^{*}$$ โดย k คือค่าคงที่ซึ่งไม่จำเป็นต้องเท่ากับ 1

สมมติให้มีการเปรียบเทียบข้ามเวลา ระหว่างปีที่ 0 กับ ปีที่ 1

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$E_0 = k(P\frac{P_0}{P_0^*})$$

(2.1)

$$E_1 = k(P\frac{P_1}{P_1^*})$$

(2.2)

โดยกำหนด 0 และ 1 แสดงปีที่ 0 และ 1 (หรือปีนี้และปีหน้า)

(2.1)/(2.2); $$\frac{E_1}{E_0} = \frac{P_1 / P_1^*}{P_0 / P_0^*}$$

(2.3)

หรือเขียนใหม่ได้ว่า $$\frac{E_1}{E_0} = \frac{P_1 / P_0}{P_1^* / P_0^*}$$

(2.4)

ค่า P_1 / P_0 สะท้อนให้เห็นอัตราเงินเฟ้อในไทย และค่า P_1^* / P_0^* ชี้แนวโน้มของอัตรา

เงินเฟ้อในสหรัฐฯ ดังนั้น ตามกฎแห่งการมีราคาเดียว (The Law of One Price) และ PPP แบบเปรียบเทียบแล้ว หากไทยมีอัตราเงินเฟ้อสูงกว่าสหรัฐฯ เงินบาทจะต้องลดค่าเมื่อเทียบกับเงินดอลลาร์ กล่าวอีกนัยหนึ่งได้ว่าอัตราแลกเปลี่ยนมีค่าที่สอดคล้องกับอัตราเงินเฟ้อในประเทศต่างๆ นั่นเอง อย่างไรก็ตาม การเปรียบเทียบอำนาจซื้อข้ามเวลาของเงินสกุลต่าง ๆ ก็ยังมีปัญหาว่าไม่ได้คำนึงถึงระดับเทคโนโลยี รสนิยม และโครงสร้างประชากรซึ่งอาจเปลี่ยนไปตามกาลเวลา อีกทั้งยังระบุได้แน่นอนว่าค่า k จะคงที่ตลอดเวลาหรือไม่

เราตั้งข้อสังเกตว่าทฤษฎี PPP มุ่งอธิบายความสอดคล้องระหว่างการเปลี่ยนแปลงของระดับราคาสินค้ากับอัตราแลกเปลี่ยน โดยชี้ว่าตัวแปรทั้งสองควรจะมีการปรับเปลี่ยนไปในทิศทางใดเพื่อก่อให้เกิดความสอดคล้องกันตามกฎแห่งการมีราคาเดียว แต่ไม่ได้อธิบายอย่างชัดเจนว่า ราคาสินค้าเป็นปัจจัยที่กำหนดอัตราแลกเปลี่ยนหรืออัตราแลกเปลี่ยนเป็นตัวกำหนดราคาสินค้า (พรายพล คุ้มทรัพย์, 2547)

2.1.2 ทฤษฎีการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยน (Exchange Rate Pass – Through)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การประเมินผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนจะต้องพิจารณาทั้งความสมดุลภายนอก (External Balance) เช่น ดุลการชำระเงินและดุลบัญชีเดินสะพัด เป็นต้นและอัตราเงินเฟ้อในประเทศ ตามทฤษฎี Marshall – Lerner กล่าวไว้ว่า ค่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าและส่งออกที่มากกว่าหนึ่ง จะส่งผลให้การอ่อนค่าของสกุลเงินช่วยปรับปรุงดุลการค้าของประเทศให้ดีขึ้น ส่งผลให้เกิด Perfectly Elastic Export Supplies (ราคาสินค้าจะคงที่ แม้ปริมาณจะเปลี่ยนแปลงไป) แต่จากมุมมองของผู้นำเข้าจะพบว่า การอ่อนค่าของสกุลเงินจะส่งผ่านมายังราคานำเข้าที่กำหนดในสกุลเงินนั้น (Local Currency Import Price) แบบสมบูรณ์ (Complete Pass – Through)

การส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนแบบสมบูรณ์ (Complete Exchange Rate Pass –Through) คือ การตอบสนองของการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้านำเข้า 1 หน่วยที่มีผลจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน 1 หน่วย กรณีนี้จะมีเงื่อนไขสำคัญ 2 ประการ คือ การบวกส่วนเพิ่มของราคาที่มากกว่าต้นทุนจะต้องคงที่ และจะต้องมีต้นทุนหน่วยสุดท้ายคงที่ ภายใต้เงื่อนไขดังกล่าวจะทำให้ ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การนำเข้ามีการตอบสนองของดุลการค้าที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน ดังนั้น การศึกษาปัญหาของดุลการชำระเงินจะมุ่งไปการประมาณทั้งความยืดหยุ่นของอุปสงค์และความสัมพันธ์ของการส่งผ่าน

การวิจัยการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยน (Exchange Rate Pass – Through: ERPT) จะมุ่งไปที่การศึกษาการปรับตัวของราคาต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างประเทศผู้นำเข้าและประเทศผู้ส่งออก ซึ่ง ERPT Regression อาจเขียนอยู่ในรูปของสมการที่ 1 คือ

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

โดย

p คือ ราคานำเข้าในรูปสกุลเงินท้องถิ่น (สกุลเงินของประเทศที่ทำการนำเข้า)

X คือ การวัดต้นทุนของผู้ส่งออก

E คือ อัตราแลกเปลี่ยนที่อยู่ในรูปสกุลเงินของประเทศผู้นำเข้าต่อ 1 หน่วยสกุลเงินของประเทศผู้ส่งออก

Z อาจรวมถึงปัจจัยที่ทำให้อุปสงค์ต่อสินค้านำเข้าเปลี่ยนแปลง (Import Demand Shifter) เช่น ราคาแข่งขันหรือรายได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สำหรับ γ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราแลกเปลี่ยน ดังนั้น ถ้า γ =1 จะหมายถึงการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนแบบสมบูรณ์ (Complete Pass – Through) และถ้า γ <1 จะหมายถึงการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนแบบไม่สมบูรณ์ (Incomplete Pass – Through)

จากสมการ (2.5) ถ้าไม่นำค่าจ้างต่างประเทศและ GDP มาพิจารณาร่วมด้วย อาจทำให้ค่าประมาณของสัมประสิทธิ์การส่งผ่านเกิดการเบี่ยงเบน (Biased)

2.1.3 ทฤษฎี Pricing-to-Market (PTM)

ความล้มเหลวของทฤษฎี The Law of One Price (LOP) นำไปสู่การศึกษาโดยความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและราคาสินค้านำเข้า โดยใช้ Pricing-to-Market ซึ่งเป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาและอัตราแลกเปลี่ยน โดยมุ่งประเด็นการศึกษาไปที่การปรับตัวของการขึ้นราคาของผู้ผลิต (Markup Adjustment) โดย Herberg, Kapetanios และ Price (2003) กล่าวว่า ทฤษฎี PTM แสดงลักษณะตลาดที่มีการแบ่งแยกตลาด ส่งผลให้ระดับการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนมีลักษณะการส่งผ่านไม่สมบูรณ์ (Incomplete Pass – Through) เนื่องจาก ในทฤษฎี PTM มีลักษณะความมีอำนาจของผู้ผลิตในการกำหนดราคาที่แตกต่างกันในแต่ละตลาด

ทฤษฎี PTM ได้รวมเอาพฤติกรรมตลาดหลายฝ่าย เพื่อพิจารณาการขายสินค้าของผู้ผลิตในตลาดต่างๆ โดยกำไรของผู้ผลิตสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$\pi(p_1,...,p_n) = \sum_{i=1}^{n} p_i q_i(E_i p_i; v_i) - C(\sum_{i=1}^{n} q_i(E_i p_i; v_i), w)$$

(2.6)

โดย p คือ ราคาสินค้าในสกุลเงินของประเทศผู้ส่งออก

และ q คือ ปริมาณอุปสงค์ (ที่ขึ้นกับราคาสินค้าในสกุลเงินของประเทศผู้นำเข้า;

E_p และปัจจัยเปลี่ยนแปลงอุปสงค์ ; v)

E คือ อัตราแลกเปลี่ยน (หน่วยสกุลเงินของประเทศผู้นำเข้าต่อหน่วยสกุล

เงินของประเทศผู้ส่งออก)

w คือ ราคาปัจจัยการผลิต

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ทั้งนี้ กำไรสูงสุดของผู้ผลิตคือ รายรับหน่วยสุดท้าย (Marginal Revenue) ในแต่ละตลาดเท่ากับต้นทุนหน่วยสุดท้าย (Marginal Cost) ที่เหมือนกันในแต่ละตลาด นั่นคือ ราคาสินค้าที่ส่งออกไปยังประเทศต่างๆ จะถูกผลิตด้วยต้นทุนที่เหมือนกันและลักษณะการขึ้นราคาจะแตกต่างกันตามประเทศปลายทาง (Destination-Specific Markup)

$$p_i = C_q\left(\frac{-\eta_i}{-\eta_i + 1}\right), \forall i \quad (2.7)$$

โดย η แสดงค่าสัมบูรณ์ของความยืดหยุ่นของอุปสงค์ในตลาดต่างประเทศที่ตอบสนองกับการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้า

ขณะที่ Campa และ Goldberg (2002) ก็ทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและราคาสินค้านำเข้า โดยใช้พื้นฐานทางจุลภาคของพฤติกรรมการกำหนดราคาของผู้ผลิตเข้ามาพิจาณาร่วมกับทฤษฎี LOP ทั้งนี้ สมการการกำหนดราคาของผู้ส่งออกจะขึ้นอยู่กับโครงสร้างอุปสงค์และต้นทุนที่ผู้ส่งออกต้องเผชิญ นั่นคือ

$$P_t^{m,j} = E_t P_t^{x,j} = E_t Mkup_t^{x,j}(P_t^{m,j} / P_t) C^{x,j}(W_t^j, Y_t, E_t) \quad (2.8)$$

โดย $Mkup_t^{x,j} \equiv \frac{P_t^{x,j}}{C_t^{x,j}}, C_w^{x,j} > 0, C_E^{w,j} < 0, C_E^{x,j} > 0$

และ $P_t^{m,j}$ คือ ราคาสินค้าที่นำเข้ามาจำหน่ายในประเทศ j สกุลเงินประเทศ j

$P_t^{x,j}$ คือ ราคาสินค้าที่ส่งออกมาจากประเทศผู้ส่งออก x ในสกุลเงินประเทศ

ส่งออก

P_t คือ ราคาสินค้าภายในประเทศผู้นำเข้า (ประเทศ j)

E_t คือ อัตราแลกเปลี่ยน (หน่วยสกุลเงินของประเทศผู้นำเข้า j ต่อประเทศผู้

ส่งออก x)

Y_t คือ รายได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

x คือ แสดง ประเทศผู้ส่งออก

j คือ แสดงประเทศผู้นำเข้า

$C_t^{x,j}$ คือ ต้นทุนหน่วยสุดท้ายของผู้ส่งออกในรูปสกุลเงินของผู้ส่งออก

$C_w^{x,j}$ คือ ค้นทุนหน่วยสุดท้ายของผู้ส่งออกในรูปค่าจ้าง

$C_E^{w,j}$ คือ ต้นทุนหน่วยสุดท้ายของผู้ส่งออกในรูปอัตราแลกเปลี่ยน

จากสมการ (2.8) $Mkup_t^{x,j}$ จะแสดงถึง อัตราการขึ้นราคาที่สูงกว่าต้นทุนสำหรับผู้ส่งออก อัตราการขึ้นราคาจะแตกต่างกันตามลักษณะอุตสาหกรรมและขึ้นอยู่กับลักษณะของเส้นอุปสงค์ต่อราคาในประเทศผู้นำเข้าที่ผู้ส่งออกต้องเผชิญ ซึ่งสอดคล้องกับงานของ Richard Marston (1990) ที่กล่าวถึง การตอบสนองของราคาสินค้าส่งออกที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนจะขึ้นอยู่กับความโค้งของเส้นอุปสงค์ต่อราคาในตลาดส่งออก ทั้งนี้ Campa และGoldberg (2002) กล่าวว่า ปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดอุปสงค์ต่อราคาของประเทศผู้นำเข้าคือ สัดส่วนของราคาสินค้านำเข้าต่อราคาสินค้าภายในประเทศผู้นำเข้า (ประเทศ j) นั่นคือ ถ้าราคาในประเทศ j เพิ่มสูงขึ้นส่งผลให้ความต้องการสินค้านำเข้าจากประเทศ x สูงขึ้นด้วย

นอกจากนั้น เมื่อพิจารณาสมการต้นทุนหน่วยสุดท้ายของผู้ส่งออก จะพบว่าสมการต้นทุนหน่วยสุดท้ายของผู้ส่งออกเป็นสัดส่วนที่เพิ่มขึ้นสำหรับค่าจ้าง $(C_w^{x,j} > 0)$ และความต้องการสินค้าในประเทศ j $(C_Y^{x,j} > 0)$ แต่เป็นสัดส่วนที่ลดลงสำหรับอัตราแลกเปลี่ยน $(C_E^{x,j} < 0)$ เนื่องจาก ผู้ส่งออกมีการนำเข้าปัจจัยการผลิตจากต่างประเทศ ส่งผลให้อตั ราการแลกเปลี่ยนส่งผลกระทบต่อต้นทุนการผลิตโดยตรง

$$P_t^{m,j} = \left(1 + \frac{E_t C_t^{x,j}}{C_t^{x,j}}\right) E_t + Mkup_t^{x,j} + \left(\frac{W_t^{x,j} C_w^{x,j}}{C_t^{x,j}}\right) W_t^{x,j} + \left(\frac{Y_t^{x,j} C_y^{x,j}}{C_t^{x,j}}\right) Y_t \quad (2.9)$$

จากสมการ (2.9) เป็นการแสดงให้เห็นว่า การพิจารณาความยืดหยุ่นของการส่งผ่านจะต้องทำการควบคุมปัจจัยที่ทำให้ต้นทุนเปลี่ยนแปลงที่จะกระทบต่อการตัดสินใจกำหนดราคาของผู้ส่งออก เมื่อทำการดัดแปลงสมการ (2.9) โดยการนำ $E_t / P_t^{m,j}$ เข้าคูณในสมการและจัดรูปสมการใหม่จะพบว่า ค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนจะขึ้นอยู่กับค่าความยืดหยุ่นของการขึ้นราคา (Markup: η) และต้นทุนหน่วยสุดท้ายในต่างประเทศ (Foreign Marginal Cost: λ) ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\gamma = \frac{1+\lambda}{1-\eta}$$

(2.10)

โดย $$\gamma = \frac{\dot{P}_t^{m,j} / P_t^{m,j}}{\dot{E}_t / E_t}, \eta = \frac{\dot{Mkup}_t^{x,t} / Mkup_t^{x,j}}{\left(P_t^{m,j} / P_t^{m,j}\right) / \left(P_t^{m,j} / P_t\right)} \leq 0$$

และ $$\lambda = \frac{\dot{C}_t^{x,j} / C_t^{x,j}}{\dot{E}_t / E_t} \leq 0$$

อาจกล่าวได้ว่า ต้นทุนหน่วยสุดท้ายต่างประเทศจะมีความสัมพันธ์กับอัตราแลกเปลี่ยนมากว่าความสัมพันธ์ระหว่างราคาสินค้านำเข้าในรูปสกุลเงินท้องถิ่น (Local Currency Pricing) และอัตราแลกเปลี่ยน สำหรับผู้ส่งออกที่เผชิญกับอุปสงค์ต่อราคาของสินค้าที่มีความยืดหยุ่นสูงจะทำให้มีสัดส่วนการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนต่ำ เช่น ผู้ส่งออกขนาดเล็กที่เสนอขายสินค้าในตลาดขนาดใหญ่ที่มีคู่แข่งท้องถิ่น ดังนั้น การส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนจะขึ้นอยู่กับโครงสร้างการแข่งขันในอุตสาหกรรมด้วย

Campa และ Goldberg (2002) ทำการสร้างตัวแทนตัวแปรต้นทุนของประเทศผู้ส่งออกดังนี้

$$W_t^{x,j} = neu_t^j P_t^j / reu_t^j$$

(2.11)

โดย neu_t^j คือ Nominal Exchange Rate ของประเทศผู้ผลิต (ประเทศผู้ส่งออก)

และ reu_t^j คือ Real Exchange Rate ของประเทศผู้ผลิต (ประเทศผู้ส่งออก)

จากสมการ (7) จะได้ต้นทุนของคู่ค้าที่ถ่วงน้ำหนักความสำคัญทางการค้าของประเทศผู้นำเข้า

เมื่อพิจารณางานของ Richard Marston (1990) ที่ทำการศึกษาการขายสินค้าของผู้ผูกขาดที่ทำการแบ่งแยกราคาขายระหว่างตลาดภายในประเทศและตลาดส่งออก พบว่า การตอบสนองของราคาสินค้าส่งออกที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนจะขึ้นอยู่กับ 2 ปัจจัยคือ

1. ความโค้งของเส้นอุปสงค์ในตลาดส่งออก เป็นเครื่องมืออธิบายการเปลี่ยนแปลงความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อราคา เช่น ถ้าเส้นอุปสงค์ในตลาดส่งออกมีความยืดหยุ่นมาก เมื่อราคา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สินค้าในสกุลเงินท้องถิ่น (Local Currency Price) เพิ่มขึ้น จะส่งผลให้ผู้ส่งออกมีโอกาสที่จะขึ้นราคาได้มากกว่ากรณีที่เส้นอุปสงค์ของตลาดส่งออกมีความยืดหยุ่นต่ำ

2. การเปลี่ยนแปลงต้นทุนหน่วยสุดท้ายซึ่งเป็นผลมาจากการเปลี่ยนแปลงระดับผลผลิต Marston (1990) กล่าวว่า การเปลี่ยนแปลงต้นทุนจะส่งผลกระทบต่อทั้งราคาสินค้าภายในประเทศและราคาสินค้าส่งออก โดยการปรับตัวของราคาดังกล่าวจะต้องพิจารณาลักษณะความโค้งของเส้นอุปสงค์ด้วย นำไปสู่การประมาณสมการสัดส่วนของราคาสินค้าส่งออกต่อราคาสินค้าภายในประเทศที่ขึ้นกับปัจจัยต้นทุน ระดับราคาของประเทศ อัตราแลกเปลี่ยนและรายได้ของทั้ง 2 ประเทศ ทั้งนี้ ปัจจัยต้นทุนจะส่งผลกระทบต่อสัดส่วนราคาสินค้าส่งออกต่อราคาสินค้านำเข้าก็ต่อเมื่อทั้ง 2 ประเทศมีความโค้งของเส้นอุปสงค์ที่แตกต่างกัน

ส่วนงานของ Michael Knetter (1989) กล่าวว่า การเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนระหว่าง 2 ประเทศจะส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงราคาได้ 2 ทางคือ

1. ส่งผลกระทบผ่านต้นทุนหน่วยสุดท้าย (Marginal Cost) ซึ่งจะทำให้ราคาสินค้าส่งออกเปลี่ยนแปลงไปในทุกๆ ประเทศปลายทาง

2. ส่งผลกระทบผ่านความยืดหยุ่นของอุปสงค์สินค้าส่งออก ซึ่งจะทำให้ราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในบางประเทศปลายทาง (ประเทศนำเข้า) เมื่อพิจารณาสมการราคาสินค้าส่งออกระหว่างตลาดต่างๆ ดังนี้

$$\ln p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_i \ln E_{it} + u_{it} \qquad (2.12)$$

โดย θ_t คือ ชุดของ Time Effect

และ λ_t คือ ชุดของ Country Effect

u คือ Regression Disturbance

i คือ ตลาด (ประเทศ) เป้าหมาย (Indexed Destination)

t คือ เวลา (Indexed Time)

กรณีตลาดแข่งขันไม่สมบูรณ์ ราคาจะถูกปรับให้สูงกว่าต้นทุนหน่วยสุดท้าย(Markup of Price over Marginal Cost) จากสมการ (2.12) ตลาดแข่งขันไม่สมบูรณ์จะมี Time Effect ที่จะชี้วัดต้นทุนหน่วยสุดท้าย แต่จะทำให้การขึ้นราคาในแต่ละประเทศเหมือนกัน (Country Effect เท่ากับศูนย์)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตลาดแข่งขันไม่สมบูรณ์จะเป็นเครื่องหมายของทั้งการแบ่งแยกตลาดและการแบ่งแยกราคาระหว่างตลาดต่างๆ หากกำหนดให้ตลาดปลายทางมีความยืดหยุ่นของอุปสงค์ต่อราคาคงที่ จะส่งผลให้การขึ้นราคามีสัดส่วนคงที่ด้วย จากสมการ (2.12) ค่า λ หรือ β ที่มีนัยสำคัญทางสถิติจะเป็นสัญญานของทั้งการแบ่งแยกตลาดและสมมติฐานความยืดหยุ่นของอุปสงค์ที่ไม่คงที่

Knetter (1989) กล่าวว่า ตลาดเป้าหมายแต่ละแห่งจะมีต้นทุนหน่วยสุดท้ายที่แตกต่างกันด้วย เนื่องจากมีความแตกต่างในด้านต้นทุนค่าขนส่ง ภาษีศุลกากรและต้นทุนการกระจายสินค้าในแต่ละตลาดเป้าหมาย ขณะที่ Stigler ที่ได้กล่าวว่า ราคาในแต่ละตลาด(Destination – Specific Price) แตกต่างกันตามอัตราแลกเปลี่ยน และราคาจะไม่เป็นสัดส่วนเดียวกับต้นทุนหน่วยสุดท้าย แต่เมื่อมีความแตกต่างของสินค้า (ค่าสัมประสิทธิ์ β ในสมการ 12 ไม่เท่ากับศูนย์) จะแสดงถึง การแบ่งแยกราคาภายใต้สมมติฐานของต้นทุนหน่วยสุดท้ายที่เป็นสัดส่วนเดียวกัน (Proportionate Marginal Cost) ในการศึกษาPTM ของ Marston (1990) โดยใช้ข้อมูลดัชนีราคาขายส่งและราคาสินค้าส่งออกรายเดือนตั้งแต่ 1980 – 1987 ใน 17 อุตสาหกรรมของญี่ปุ่น พบว่า ไม่มีการส่งผ่านอัตราแลกเปลี่ยนต่อราคาสินค้านำเข้า นอกจากว่า อัตราแลกเปลี่ยนจะมีผลต่อราคาสินค้าผ่านผลกระทบของต้นทุนหน่วยสุดท้าย ส่วนงานศึกษาของKnetter (1989) กล่าวไว้ว่า มูลค่าการส่งออกจะมีความอ่อนไหวต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในตลาดเป้าหมายนั้นๆ

ทฤษฎี PTM ใช้เผยแพร่ได้ทั้งกรณีที่สินค้าเป็นสินค้าเหมือนกัน (Homogenous Product) และสินค้าที่มีการแบ่งแยกราคา (Price Discrimination) นอกจากนี้ ในการใช้ทฤษฎีPTM จะต้องให้ความสำคัญต่อหน่วยสกุลเงินที่ใช้ในการกำหนดราคาสินค้าในประเทศ (ตลาด)ต่างๆ และระยะเวลาในการปรับตัวของราคาสินค้า (ระยะสั้นหรือระยะยาว) จากงานของ S.A.B. Page (1981) กล่าวว่า การปรับตัวของราคาที่มีความถี่ไม่มากจะส่งผลให้เกิดการเบี่ยงเบน (Bias)ต่อการหา PTM และจากการเปรียบเทียบราคาสินค้าส่งออกและราคาสินค้าภายในประเทศญี่ปุ่นโดย Marston (1990) และ Goviannini (1988) พบว่า ยอมให้มี Effect of Foreign Currency Invoicing ทั้งนี้ Marston (1990) แสดงให้เห็นว่า การเคลื่อนไหวของสัดส่วนราคาจะเป็นผลมาจากการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่ไม่สามารถคาดการณ์ได้ นั่นคือ ราคาที่กำหนดขึ้นในตอนแรก (ซึ่งเป็นราคาที่แตกต่างกันตามสกุลเงินของประเทศผู้นำเข้าที่ต่างกัน) จะขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงิน (Nominal Exchange Rate) ผลการศึกษาของMarston (1990) และ Goviannini (1988) คือ ราคาที่กำหนดในรูปสกุลเงินต่างประเทศจะเป็นปัจจัยส่งเสริมทฤษฎี PTM ในระยะสั้น โดยใช้ Error Correction Method ในการแบ่งแยกระหว่าง PTM ในระยะสั้นและระยะยาว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

นอกจาก การพิจารณาการปรับตัวของราคาแล้วยังต้องให้ความสำคัญต่อการปรับตัวของอัตราแลกเปลี่ยนด้วย (ควรพิจารณาว่าการปรับตัวของอัตราแลกเปลี่ยนเกิดขึ้นในระยะสั้นหรือระยะยาว) โดยงานของ Froot และ Paul Klemperer (1989) ที่ทำการศึกษา Switching Cost ของผู้บริโภคที่ส่งผลต่อผู้ส่งออกแตกต่างกันระหว่างการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนแบบชั่วคราวและแบบถาวร ซึ่งเป็นการแสดงผลกระทบของต้นทุนและอัตราดอกเบี้ยต่อการปรับตัวของราคา การทำงานของผลกระทบของต้นทุนและอัตราดอกเบี้ยจะเป็นไปในทิศทางที่ตรงกันข้ามดังนั้น การแข็งค่าของสกุลเงินท้องถิ่นแบบชั่วคราวจะทำให้ราคาสินค้านำเข้าลดลงน้อยกว่าการแข็งค่าของเงินสกุลในประเทศแบบถาวร ทั้งนี้ การเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนชั่วคราวที่แท้จริง(Purely Temporary Exchange Rate Change) จะนำไปสู่ระดับของ PTM ที่สูงผิดปกติ นั่นคือ ผู้ส่งออกจะปรับส่วนเพิ่มของกำไรเป็นสัดส่วนที่มากกว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนส่งผลให้ราคาสินค้าสูงขึ้น

ทฤษฎี PTM ให้ความสำ คัญต่อความแตกต่างของผลิตภัณฑ์ (Product Differentiate) เป็นอย่างมาก และมีหลักฐานที่สนับสนุน PTM (และต่อต้าน LOP) คือ การเปลี่ยนแปลงราคาเปรียบเทียบในสกุลเงินประเทศต่างๆ (Common Currency Relative Price) จะมีความสัมพันธ์กับการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน นอกจากนั้น ยังมีหลักฐานที่แสดงว่า PTMคือการแบ่งแยกราคาระหว่างตลาดต่างๆ อย่างเป็นระบบ โดย Hal Varian (1989) กล่าวว่าเงื่อนไขสำคัญของการแบ่งแยกราคาเพื่อกำไรสูงสุดของผู้ผลิตมีทั้งสิ้น 3 ประการคือ 1.การแบ่งประเภทของลูกค้า 2.การป้องกันการขายต่อ (Resale) 3.การแสดงถึงอำนาจตลาดของผู้ผลิต

2.2 ทฤษฎีการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติ

2.2.1 การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Analysis)

อนุกรมเวลา (Time Series) หมายถึง ชุดของข้อมูลที่เก็บรวบรวมตามระยะเวลาเป็นช่วง ๆ อย่างต่อเนื่องกัน ข้อมูลที่แสดงการเคลื่อนไหว ซึ่งเปลี่ยนแปลงไปตามระยะเวลาเป็นช่วง ๆ อย่างต่อเนื่อง ซึ่งอาจเก็บเป็นรายเดือนรายวัน รายไตรมาส หรือรายปี ขึ้นอยู่กับประโยชน์ที่จะนำไปใช้ข้อมูลอนุกรมเวลามีประโยชน์มากในการวิเคราะห์และการตัดสินใจวางแผนทางธุรกิจหรือคาดคะเนขั้นแผนงานให้มีความผิดพลาดน้อยที่สุดโดยใช้ข้อมูลในอดีตเป็นพื้นฐานในการพยากรณ์ข้อมูลในอนาคต

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test)

ก่อนอื่นเราต้องทดสอบก่อนว่า ตัวแปรที่อาศัยข้อมูลอนุกรมเวลาที่เราใช้มีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือไม่ โดยที่เรานิยามความหมายของคำว่า “นิ่ง” ไว้ดังนี้

กระบวนการเฟ้นสุ่ม (X_t) จะถูกเรียกว่า “นิ่ง” (Stationary) ถ้า

1. Mean : $E(x_t) = \text{constant} = \mu$

2. Variance : $V(x_t) = \text{constant} = \sigma^2$

3. Covariance : $COV(x_t, x_{t+k}) = E(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu) = \sigma_k - \mu$

ซึ่งถ้าค่าเฉลี่ย (Means) และความแปรปรวนมีค่าคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนไปในขณะที่ค่าความแปรปรวนร่วมเกี่ยว (Covariance) ระหว่างสองคาบเวลาขึ้นอยู่กับช่องว่าง (Gap) ระหว่างคาบเวลาเท่านั้นไม่ได้ขึ้นอยู่กับเวลาที่เกิดขึ้นจริงจะเรียกได้ว่าตัวแปรนั้นมีลักษณะนิ่ง แต่ถ้าหากเงื่อนไขใดเงื่อนไขหนึ่งไม่เป็นไปตามที่กล่าวมากระบวนการเฟ้นสุ่มดังกล่าวจะถูกเรียกว่า มีลักษณะ “ไม่นิ่ง” (Non-Stationary)

เราใช้วิธีการทดสอบที่เรียกว่า Unit root หรือ อันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Orders of Integration) ที่นิยมใช้กันในปัจจุบันมีอยู่ 2 วิธี คือ

1. วิธีการทดสอบของ Dickey and Fuller (1979) เนื่องจากวิธีการทดสอบของ Dickey and Fuller (1979) มักจะนิยมประยุกต์ใช้กับจำนวนข้อมูลที่มีไม่มากนัก โดย Dickey and Fuller (1979) ได้เสนอวิธีทดสอบ Unit Root ไว้ 2 วิธี คือ การทดสอบ DF (Dicky-Fuller test: DF) และการทดสอบ ADF (Augmented Dicky-Fuller test: ADF) ซึ่งทั้งสองมีลักษณะคล้ายกันเพียงแต่การทดสอบ ADF จะสามารถทดสอบค่า Unit Root ได้ดีกว่าโดยเฉพาะอย่างยิ่งในกรณีที่ตัวแปรสุ่ม (Error Terms : ut) มีความสัมพันธ์กันในอันดับที่สูงขึ้น (Higher-order Autoregressive Moving Average Processes)

2. วิธีการทดสอบของ Phillips and Perron (1988) : เป็นอีกวิธีหนึ่งในการทดสอบ Stationary ของตัวแปร

วิธีที่ 1 Dickey –Fuller Test (DF)

วิธีนี้จะทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลา มีลักษณะเป็น Autoregressive Model โดยพิจารณาสมการ 3 รูปแบบที่แตกต่างกัน ดังนี้

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \text{(random walk process)} \qquad (2.13)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \text{(random walk with driff)} \qquad (2.14)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \text{(random walk with driff}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

and linear time trend)

(2.15)

โดยที่ Δx_t คือ ค่าความแตกต่างครั้งที่ 1 ของตัวแปรที่ทำการศึกษา

α, β, θ คือ ค่าคงที่

T คือ แนวโน้มเวลา

ε_t คือ ตัวแปรสุ่มมีการแจกแจงปกติที่เป็นอิสระต่อกันและเหมือนกัน โดยมี

ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนที่คงที่ หรือ ε_t~iid (0, σ_ε^2)

การทดสอบ จะพิจารณาค่า โดยเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมจากตาราง Dickey-Fuller ซึ่งมีสมมติฐานการทดสอบ ดังนี้

$H_0 : \theta = 0$: (non-stationary)

$H_1 : \theta \neq 0$: (stationary)

ถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ จะได้ว่า ตัวแปรที่สนใจ (x_t) มี unit root หรือ x_t มีลักษณะเป็น non-stationary

ถ้ายอมรับ $H_1 : \theta \neq 0$ จะได้ว่า ตัวแปรที่สนใจ (x_t) ไม่มี unit root หรือ x_t มีลักษณะเป็น stationary

วิธีที่ 2 Augmented Dickey –Fuller Test (ADF)

เป็นการทดสอบ Unit Root อีกวิธีหนึ่งที่พัฒนามาจาก DF Test เนื่องจากวิธี DF ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่เป็น Serial Correlation ในค่าความคาดเคลื่อน (Error Term (ε_t)) ที่มีความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง โดยมีสมการดังนี้

$$\Delta x_t = \theta x_t + \sum_{j=1}^{p} \varepsilon\phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

(2.16)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_t + \sum_{j=1}^{p} \varepsilon\phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

(2.17)

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_t + \sum_{j=1}^{p} \varepsilon\phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

(2.18)

ซึ่งจำนวน lagged term (p) สามารถใส่ไปจนไม่เกิดปัญหา Serial Correlation ในส่วนของค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term (ε_t))

การทดสอบ จะพิจารณาค่า θ โดยเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมจากตาราง Augmented Dickey –Fuller ซึ่งมีสมมติฐานการทดสอบเช่นเดียวกับวิธี ADF

2.2.3 แบบจำลอง Autoregressive integrated moving average model (ARIMA)

กระบวนการ Integrated (I(d)) เป็นการหาผลต่างของอนุกรมเวลาระหว่างข้อมูล ณ ปัจจุบันกับข้อมูลถอยหลังไป d คาบเวลา โดยสาเหตุที่ต้องทำการหาผลต่างของอนุกรมเวลาเนื่องจากแบบจำลอง ARIMA ต้องใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาทีมีคุณสมบัติคงที่ (Stationary) เท่านั้น โดยในกรณีข้อมูลอนุกรรมเวลาที่ใช้ในการวิเคราะห์มีคุณสมบัติไม่คงที่ (Nonstationary) จะต้องทำการแปลงข้อมูลดังกล่าวให้เป็นข้อมูลที่มีคุณสมบัติคงที่ก่อน โดยการหาผลต่างของข้อมูลอนุกรมเวลาก่อนที่นำไปสร้างแบบจำลอง ARIMA

แบบจำลอง ARIMA เป็นแบบจำลองที่ได้รับความนิยม และเป็นวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์ในระยะสั้นที่ดี เนื่องจากวิธีนี้มีค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Mean Square Error :MSE) ของการพยากรณ์ที่ได้จะต่ำกว่าวิธีอื่นๆ เช่น การวิเคราะห์แนวโน้ม วิธีการปรับเรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล และวิธีถดถอยเชิงพหุ เป็นต้น โดยพื้นฐานแล้วแบบจำลอง ARIMA เป็นวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์ในระยะสั้นที่ดี หรือเหมาะกับการพยากรณ์ไปข้างหน้าในช่วงเวลาสั้นๆ และต้องมีช่วงของข้อมูลที่ยาวพอสมควร แบบจำลอง ARIMA(p,d,q) ประกอบด้วย 3 ส่วนหลักๆ ได้แก่ แบบจำลอง AutoRegressive (AR(p)) กระบวนการIntegrated (I(d)) และแบบจำลอง Moving Average (MA(q))

แบบจำลอง ARIMA (p,d,q) สามารถอธิบายได้ดังนี้

1) Autoregressive Process : AR(p) แสดงให้เห็นว่าข้อมูลอนุกรมเวลาขึ้นอยู่กับค่าตัวมัน

เองในอดีต โดย p คือ จำนวนของระยะห่าง (lag) ของข้อมูลในอดีตจากปัจจุบัน ซึ่งเขียนอยู่ในรูปสมการได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

AR (p) คือ $x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + ... + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t$

(2.19)

เมื่อ μ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

ϕ_j คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

2) Moving Average Process : MA(q) แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลาขึ้นอยู่กับความคลาดเคลื่อนในปัจจุบันและความคลาดเคลื่อนในอดีต โดย q คือ จำนวนของระยะห่าง (lag) ของค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตจากปัจจุบันซึ่งเขียนในรูปสมการ ดังนี้

MA(q) คือ $x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - ... - \theta_q \varepsilon_{t-q}$

(2.20)

เมื่อ μ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

θ_j คือ พารามิเตอร์เฉลี่ยเคลื่อนที่ตัวที่ j

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

3) ขั้นตอนการศึกษาวิธีของแบบจำลอง ARIMA ซึ่งมีอีกชื่อหนึ่งว่า วิธี Box - Jenkins (BJ) ซึ่งเป็นการประมาณค่าแนวโน้มการเคลื่อนไหวของตัวแปร(Y) โดยอาศัยค่าตัวแปรนั้น ๆ ในอดีต (Y_{t-p}) และค่าความคลาดเคลื่อนในอดีต (Disturbance term – u_{t-p}) ในการประมาณค่า โดยสมการอนุกรมเวลา AutoRegressive Integrated Moving-Average: *ARIMA*(p,d,q) ซึ่งประมาณค่าโดยใช้หลักการของ Box-Jenkins สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta_d y_t = \delta + \phi \Delta_d y_{t-1} + \phi \Delta_d y_{t-2} + ... + \phi \Delta_d y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - ... - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

(2.21)

เมื่อ y_t คือ ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลา t

d คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลามีคุณสมบัติคงที่ (Stationary)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

p คือ อันดับของ Autoregressive

q คือ อันดับของ Moving Average

δ คือ ค่าคงที่

t คือ เวลา

Δ_d คือ ผลต่างอันดับที่ d

$\phi_1,...,\phi_q$ คือ พารามิเตอร์ของ Auto Regressive

$\theta_1,...,\theta_q$ คือ พารามิเตอร์ของ Moving Average

ε_t คือ กระบวนการ white noise ซึ่งก็คือ ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t ภายใต้ข้อสมมติที่ว่าความคลาดเคลื่อนที่คนละเวลาเป็นตัวแปรสุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยมีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

2.2.4 แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาส่วนใหญ่แล้วจะมีการกำหนด Stochastic Variable ให้มีความแปรปรวนคงที่ (Homoskedastic) ซึ่งในการประยุกต์ใช้กับบางข้อมูลนั้นค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) จะไม่มีฟังก์ชั่นของตัวแปรอิสระแต่มีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาขึ้นอยู่กับขนาดของความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นในอดีต และในบางการศึกษา เช่น แบบจำลองความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน(Modeling Volatility) ซึ่งในบางคาบเวลาจะมีความผันผวน (Volatility) สูง (และความคลาดเคลื่อนขนาดใหญ่) ตามด้วยคาบเวลาที่มีค่าความผันผวน (Volatility) ต่ำ (และความคลาดเคลื่อนขนาดเล็ก) สรุปได้ว่าค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนจากการถดถอยจะขึ้นอยู่กับค่าความผันผวน (Volatility) ของความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมา (Enders, 1995)

ความเป็นไปได้ในการหาค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไปพร้อมกันนั้น ในขั้นต้นจำเป็นต้องทำความเข้าใจในวิธีของ Engle ก่อนว่าการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจะมีความแม่นยำเหนือกว่าการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขมาก ซึ่งแบบจำลอง Autoregression Moving Average (ARMA) แสดงได้ดังนี้

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

เมื่อ x_t คือ ตัวแปรที่ทำการศึกษา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

และต้องการพยากรณ์ x_{t-1} ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขของ x_{t-1} ดังนี้ คือ

$$E_t x_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} \quad (2.23)$$

ถ้าเราใช้ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขในการพยากรณ์ x_{t-1} ความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนอย่างมีเงื่อนไขที่พยากรณ์ได้ดังสมการนี้

$$E_t\left[\left(x_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_t\right)^2\right] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \quad (2.24)$$

ถ้าเปลี่ยนไปใช้การพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขแล้ว ผลที่จะใช้เป็นค่าเฉลี่ยในช่วง Long-run ของลำดับ $\{x_t\}$ ซึ่งเท่ากับ $\frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)}$ จะได้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขดังสมการนี้

$$E\left\{\left[x_{t-1} - \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)}\right]^2\right\} = E\left[\left(\varepsilon_{t+1} + \alpha_1\varepsilon_t + \alpha_1^2\varepsilon_{t-1} + \alpha_1^3\varepsilon_{t-2} + \ldots\right)^2\right] = \frac{\sigma^2}{\left(1-\alpha_1^2\right)} \quad (2.25)$$

เมื่อ $\frac{\sigma^2}{\left(1-\alpha_1^2\right)} > 1$ ค่าความแปรปรวนที่ได้จากการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขจะสูงกว่าแบบมีเงื่อนไข ดังนั้นในการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจึงมีความเหมาะสมกว่า ในลักษณะเดียวกัน ถ้าความแปรปรวนของ $\{\varepsilon_t\}$ ไม่เป็นค่าคงที่ จะสามารถประมาณค่าแนวโน้มของการเปลี่ยนแปลงความแปรปรวนโดยใช้ ARMA model อธิบายได้โดยให้ $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ แทนส่วนที่เหลือ (Residuals) ที่ได้จากการประมาณจากสมการ (2.25) ดังนั้นค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข (Condition Variance) ของ x_{t-1} จะได้ดังสมการนี้

$$Var\left(x_{t+1} \mid x_t\right) = E_t\left[\left(x_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_t\right)^2\right] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 \quad (2.26)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากที่ให้ $E_t\varepsilon_{t+1}^2$ เท่ากับ σ_{t+1}^2 จึงแสดงว่าค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขไม่ใช่ค่าคงที่และจะได้แบบจำลองในการประมาณค่าส่วนที่เหลือ (Residual) ออกมาดังสมการนี้

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + ... + \alpha_q\hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t$$

(2.27)

โดย v_t = White noise process

ถ้าค่าของ $\alpha_1, \alpha_2, ..., \alpha_q$ เท่ากับศูนย์ ค่าความแปรปรวนจากการประมาณจะเท่ากับค่าคงที่ α_0 อีกนัยหนึ่ง คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ x_t จะมีการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับ Autoregressive ในสมการ (18) ดังนั้นสามารถใช้สมการ (18) ในการพยากรณ์ค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขที่เวลา *t+1* ดังสมการนี้

$$E_t\hat{\varepsilon}_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + ... + \alpha_4\hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2$$

(2.28)

จากเหตุผลที่กล่าวมาสมการที่ (2.24) เรียกว่า Autoregressive Condition Heteroskedastic (ARCH) model และสมการ (2.28) เป็น ARCH (q) สมการ (2.25) ค่า $E_t\hat{\varepsilon}_{t+1}^2$ หรือ σ_{t+1}^2 จะประกอบด้วย 2 องค์ประกอบ คือ ค่าคงที่และความผันผวน (Volatility) ในคาบเวลาที่ผ่านมา ซึ่งเขียนได้เป็นส่วนเหลือกำลังสองของคาบในอดีต (ARCH term) ส่วนค่าสัมประสิทธิ์($\alpha_1, \alpha_2, ..., \alpha_q$) สามารถหาค่าได้โดยใช้วิธี Maximum Likelihood

2.2.5 แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

Bollerslev (1986) ได้ขยายมาจาก ARCH model โดยมีขั้นตอนคือ ให้ค่าความคลาดเคลื่อนจากกระบวนการเป็นดังสมการต่อไปนี้

$$\varepsilon_t = v_t\sqrt{h_t}$$

(2.29)

เมื่อ $\sigma_v^2 = 1$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

และ $$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

(2.30)

เมื่อ { v_t } คือ white noise process ที่เป็นค่าอิสระจากเหตุการณ์ในอดีต (ε_{t-1}) ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขและไม่มีเงื่อนไขของ ε_t จะมาจาก h_t ในสมการ (2.29) GARCH (*p,q*) นั้นใช้กระบวนการ Autoregressive และ Moving Average ในการหา Heteroskedastic Variance ได้ดังสมการต่อไปนี้

$$E_{t-1}\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

(2.31)

ถ้ากำหนดให้ค่า $p = 0$ และ q =1 จะได้เป็น ARCH (1) หรือถ้าค่า β_i ทั้งหมดมีค่าเป็น 0 แบบจำลอง GARCH (p , q) จะเทียบเท่ากับแบบจำลอง ARCH(q) คุณสมบัติที่สำคัญของแบบจำลอง GARCH คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ disturbances ของค่า x_t สร้างขึ้นมาจากกระบวนการ ARMA จึงสามารถคาดได้ว่าส่วนที่เหลือจากการทำ ARMA จะแสดงถึงรูปแบบคุณลักษณะเดียวกัน เช่น ถ้าการประมาณค่า { x_t } ด้วยกระบวนการ ARMA ค่าสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function หรือ ACF) ซึ่งเป็นสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่มที่หน่วยเวลาห่างกันของกระบวนการเดียวกันและสหสัมพันธ์ในตัวเองส่วนย่อย (Partial Autocorrelation Function หรือ PACF) ของส่วนเหลือควรจะบ่งบอกถึงกระบวนการ White noise และ ACF ของกำลังสองของส่วนเหลือนำมาช่วยในการระบุถึงลำดับของกระบวนการ GARCH

2.2.6 แบบจำลอง Multivariate GARCH model

The Multivariate GARCH Model ถูกกำหนดดังนี้

$$H_t = C''C + A'u_{t-1}u'_{t-1}A + B'H_{t-1}B$$

(2.32)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขจะถูกอธิบายในรูปแบบการล่าหลังไปหนึ่งช่วงเวลา สมาชิกในเมททริก H_t คือ ค่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของตัวแปรที่ต้องการทราบ ในการประมาณหาค่า H_t เราจะใช้สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์และความแปรปรวนของส่วนที่เหลือ (ε_t) มาใช้ในการหา ดังนี้

ให้ $$H_t \equiv D_t R_t D_t \quad (2.33)$$

เมื่อ H_t คือ เมททริกความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข

D_t คือ $\text{diag}(h_{11t}^{\frac{1}{2}} \ldots h_{NNt}^{\frac{1}{2}})$ และ h_{iit} สามารถกำหนดจาก Univariate GARCH Model

R_t คือ $(1-\theta_1-\theta_2)R + \theta_1 \Psi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1}$ (2.34)

โดยที่ $R_t = (\rho_{ij})$ คือ เมททริกความสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขของ ε_t

θ_1, θ_2 คือ ตัวพารามิเตอร์ที่ไม่เป็นลบและ $\theta_1 + \theta_2 < 1$

Ψ_{t-1} คือ เมททริกความสัมพันธ์ของ ε_t

ดังนั้น ถ้า ε_t คือ ตัวแปรสุ่มอิสระทั่วไป เพราะฉะนั้น H_t มีลักษณะดังต่อไปนี้

$$H_t = (h_{11t}, h_{22t}, \rho'_{21})' \quad (2.35)$$

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

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แล้วจะได้ค่าความน่าจะเป็นสูงสุด โดยวิธี Maximum Likelihood ออกมา

แบบจำลอง DCC GARCH model มีเงื่อนไขดังนี้

$$H_{iit} = c_{ii} + \sum_j a_{ij} u^2_{j(t-1)} + \sum_j b_{ij} H_{jj(t-1)}$$

(2.36)

เมื่อ $u^2_{j(t-1)}$ คือ ε^2_{it} ณ เวลา t-1

$H_{jj(t-1)}$ คือ เมททริกความผันผวนของตัวแปรสุ่ม ณ เวลา t-1

ซึ่งในสมการที่ (2.36) คือสมการ Multivariate GARCH Model โดยให้ c_{ij}, a_{ij}, b_{ij} คือตัวพารามิเตอร์ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของตัวแปรต่างๆ เมื่อ a_{ij}, b_{ij} คือสัมประสิทธิ์ของความผันผวนระหว่างตัวแปรต่างๆ เพราะฉะนั้นสมมติฐานในการทดสอบ c_{ij}, a_{ij}, b_{ij} เมื่อ $i \neq j; i, j > 0$ (Barkoulas, Baum and Caglayan, 2002)

สมมติฐานคือ $H_0 : a_{ij}, b_{ij} = 0$

$H_1 : a_{ij}, b_{ij} \neq 0$

ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน (H_0) แสดงว่า ความผันผวนของตัวแปรที่นำมาทดสอบมีความสัมพันธ์กัน

รูปแบบต่างๆของ M-GARCH โดยพิจารณาจาก Conditional Covariances

1) แบบจำลอง Vector Error-Correction (VEC)

รูปแบบของ VEC ในแบบจำลองนี้ h_{ijt} เป็น linear function ของ squared errors ในอดีต, cross product ของ errors และค่าในอดีตของ H_t ตัวอย่าง VEC (1,1) คือ (Bollerslev; Engle and Wooldridge, 1988)

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1}$$

(2.37)

โดยที่ $h_t = \text{vech } H_t$

$\eta_t = \text{vech } \left(\varepsilon_t \varepsilon_t^{'}\right)$

Vech เป็นกระบวนการที่ใช้สามเหลี่ยมด้านล่างของ NxN matrix โดยจะมีทั้งหมด N(N+1)/2x1 vector:

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

vech $H_t = (h_{11t}, h_{21t}, h_{22t}, h_{31t}, ..., h_{NNt})'$

$$\begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} & h_{13t} & . & h_{1Nt} \\ h_{21t} & & & & \\ h_{31t} & & & & \\ . & & & & \\ h_{N1t} & & & & h_{NNt} \end{bmatrix}$$

vec เป็นกระบวนการที่เปลี่ยนจากหนึ่ง matrix เป็น column vector :

$$H_t = (h_{11t}, h_{21t}, ...h_{N1t}, h_{12t}, h_{22t}, ...h_{NNt})'$$

$$\begin{bmatrix} h_{11t} \\ h_{21t} \\ h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

จำนวน parameters ที่ใช้ $= \frac{N(N+1)(N(N+1)+1)}{2}$ (สำหรับ N= 2,3,4 จะได้จำนวน parameters = 21, 78, 210 ตามลำดับ)

เพื่อที่จะลดจำนวน parameter ให้น้อยลง Bollerslev, Engle and Wooldridge (1988) ได้เสนอแบบจำลอง diagonal VEC (DVEC) ซึ่ง A และ G เป็น diagonal matrices ทำให้ลดจำนวน parameter จาก 21 เหลือ 9 เมื่อ N=2 และจาก 78 เหลือ 18 เมื่อ N=3 ค่า variance h_{iit} ในแต่ละตัวจะขึ้นกับค่า error กำลังสองของตัวมันเอง ใน period ที่แล้วและค่า variance ใน period ที่แล้ว ($h_{ii,t-1}$) เท่านั้น ส่วนค่า covariance h_{ijt} จะขึ้นกับค่า error ของ i และ j ใน period ที่แล้ว และค่า covariance ในอดีต $h_{ij,t-1}$ โดยมีข้อกำหนดว่าจะไม่เกิด spillover effect เราสามารถเขียนรูปแบบได้ดังนี้

$$h_{11t} = c_1 + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12/2} \\ a_{12/2} & a_{13} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2} \left[\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_{11} & g_{12/2} \\ g_{12/2} & g_{13} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right]$$

$$h_{12t} = c_2 + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{21} & a_{22/2} \\ a_{22/2} & a_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2} \left[\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_{21} & g_{22/2} \\ g_{22/2} & g_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right]$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$h_{22t} = c_3 + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{31} & a_{32/2} \\ a_{32/2} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2} \left[\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_{31} & g_{32/2} \\ g_{32/2} & g_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right]$$

นำค่า h ในแต่ละส่วนมารวมกันได้ดังนี้

$$H_t = \begin{pmatrix} c_1 & c_2 \\ c_2 & c_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \mathrm{x} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12/2} & a_{21} & a_{22/2} \\ a_{12/2} & a_{13} & a_{22/2} & a_{23} \\ a_{21} & a_{22/2} & a_{31} & a_{32/2} \\ a_{22/2} & a_{23} & a_{32/2} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & 0 \\ \varepsilon_{2,t-1} & 0 \\ 0 & \varepsilon_{1,t-1} \\ 0 & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2}[\ldots]$$

ซึ่งสามารถจัดให้อยู่ในรูปแบบทั่วไปของ H_t ใน VEC(1,1) ดังนี้

$$H_t = C + \left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1}^{'} \right) \tilde{A} \left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1} \right) + \mathrm{E}_{t-2} \left[\left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1}^{'} \right) \tilde{G} \left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1} \right) \right]$$

โดยมีเงื่อนไขเพื่อที่จะให้ H_t เกิด positive คือ $C \geq 0, \tilde{A} \geq 0, \tilde{G} \geq 0$

2) แบบจำลอง Baba, Engle, Kraft and Kroner (BEKK)

Engle and Kroner (1995) ได้พัฒนารูปแบบแบบจำลองกำลังสองในสมการ conditional covariance เพื่อให้เกิดเฉพาะ positive definiteness ของการประมาณค่าในโครงสร้างดังเดิมในรูปของ vech ในชื่อ BEKK model รูปแบบของแบบจำลอง BEKK(1,1,K) และไม่มีตัวแปรภายนอก คือ

$$H_t = C^{'}C + \sum_{k=1}^{k} A_k^{'} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^{'} A_k + \sum_{k=1}^{k} G_k^{'} H_{t-1} G_k$$

(2.38)

โดยที่ C , A_k และ G_k เป็น NxN matrices แต่ C เป็นสามเหลี่ยมบนของ matrix

$$\begin{bmatrix} h_{11t} & h_{21t} \\ h_{12t} & h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{11} & C_{21} \\ 0 & C_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^{'} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}^{'} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{21,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

มีจำนวน parameters = $\frac{N(5N+1)}{2}$ (สำหรับ N = 2,3,4 จะได้จำนวน parameters = 11, 24, 42 ตามลำดับ)

3) แบบจำลอง Bivariate Factor-GARCH(1,1,1)

$$h_{11t} = w_{11}^{*} + \lambda_1^2 h_t \quad (2.39)$$

$$h_{21t} = w_{21}^{*} + \lambda_1 \lambda_2 h_t \quad (2.40)$$

$$h_{22t} = w_{22}^{*} + \lambda_2^2 h_t \quad (2.41)$$

โดยที่ $\lambda_2 = (1 - w_1\lambda_1)/(1 - w_1)$

$h_t = w + \alpha^2 f_{t-1}^2 + \beta^2 h_{t-1}$

$f_t = w'\varepsilon_t$

ถ้าเราเขียน $y_t - \mu_t = \varepsilon_t = \lambda f_t + e_t$ และสมมุติว่า f_t (the common shock , a scalar r.v.) และ e_t (the idiosyncratic shock, a Nx1 vector) ไม่สัมพันธ์กัน ซึ่ง $Var_{t-1}(e_t) = \Omega^*$ และ $Var_{t-1}(f_t) = h_t$ เราจะได้ว่า

$$Var_{t-1}(\varepsilon_t) = \Omega^* + \lambda\lambda' h_t$$

จะเกิด Weak stationary occurs ถ้า $\alpha_k^2 + \beta_k^2 < 1, \quad \forall k$ มีจำนวน parameters เท่ากับ $\frac{N(N+5)}{2}$ (สำหรับ N = 2,3,4 จะได้จำนวน parameters = 7, 12, 18 ตามลำดับ)

รูปแบบต่างๆของ M-GARCH โดยพิจารณาจาก Conditional Correlations

CCC and DCC รูปของแบบจำลองนี้ H_t เขียนอยู่ในรูปของ

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2.42)$$

$D_t = diag\left(h_{11t}^{1/2} \ldots\right) h_{NNt}^{1/2}$

$R_t = (\rho_{ijt})$ โดยที่ $\rho_{ijt} = 1$

R_t เป็น NxN Matrix ของ conditional correlations และ h_{iit} ถูกนิยามให้เป็น Univariate GARCH model ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$h_{ijt} = \rho_{ijt}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}} \qquad \forall \neq j$$

(2.43)

H_t มีค่าเป็นบวกจาก R_t และค่า h_{iit} แต่ละตัวที่มีค่าเป็นบวก

1) แบบจำลอง Constant Condition Correlations (CCC)

ในกรณีนี้ $R_t = R = \left(\rho_{ij}\right), \rho_{ii} = 1$ ค่า conditional correlation มีค่าคงที่ (CCC) ดังนั้น

$$h_{ijt} = \rho_{ij}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}} \qquad \forall i \neq j$$

จำนวน parameters ที่จำเป็นคือ $\frac{N(N+5)}{2}$ (Bollerslev, 1990).

2) แบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC)

Tse and Tsui (2002) ได้เสนอ $DCC_T\left(\mathrm{M}\right)$:

$$R_t = \left(1-\theta_1-\theta_2\right)R + \theta_1\psi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1}$$

(2.44)

$$\psi_{ij,t-1} = \frac{\sum_{m=1}^{M} u_{i,t-m}u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^{M} u_{i,t-m}^2\right)\left(\sum_{m=1}^{M} u_{j,t-m}^2\right)}}$$

(2.45)

$$u_{it} = \varepsilon_{it}\Big/\sqrt{h_{iit}}$$

(2.46)

โดยที่ θ_1, θ_2 >0 และ $\theta_1 + \theta_2$ <1 และ R จะมีรูปแบบเหมือน R ในแบบจำลอง CCC

และค่า $\psi_{ij,t-1}$ จะเท่ากับ 1 ในทุกๆค่าของ i

ψ_{t-1} เป็น sample correlation matrix ของ ε_t สำหรับ $\tau = t-M, t-M+1, ..., t-1$ ซึ่งเงื่อนไขที่จำเป็นเพื่อให้แน่ใจว่า ψ_{t-1} จะเป็น positive คือ $M \geq N$

R_t เป็นค่าเฉลี่ยของ correlation matrices $\left(R, \psi_{t-1}, R_{t-1}\right)$ ซึ่ง R_t จะมากกว่าศูนย์เสมอก็ต่อเมื่อทั้งสามตัวประกอบมีค่ามากกว่าศูนย์

จำนวน parameter ที่จำเป็นคือ $\frac{\left(N+1\right)\left(N+4\right)}{2}$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ถ้า $\theta_1 = \theta_2 = 0$ จะได้รูปแบบจำลองเป็น CCC

DCC : Dynamic condition correlations

$DCC_E(1,1)$:

$R_t = \left(diagQ_t\right)^{-1/2} Q_t \left(diagQ_t\right)^{-1/2}$

Q_t เป็น NxN matrix ที่สมมาตรและมากกว่าศูนย์ดังนี้

$Q_t = \left(1-\theta_1-\theta_2\right)\overline{Q} + \theta_1 u_{t-1} u_{t-1}^{'} + \theta_2 Q_{t-1}$

โดยที่ $u_t = \left(u_{1t}...u_{Nt}\right)^{'}, u_{it} = \varepsilon_{it} \big/ \sqrt{h_{iit}}, \overline{Q}$ เป็น NxN matrix ที่สมมาตรและมากกว่าศูนย์และ $\theta_1, \theta_2 > 0$ และ $\theta_1 + \theta_2 < 1$ จะได้ว่า Q_t มากกว่าศูนย์และ R_t มากกว่าศูนย์ Q_t เป็น covariance matrix ของ u_t ถ้า q_{iit} ไม่เท่ากับหนึ่ง จะทำให้เปลี่ยนรูปแบบเป็น correlation matrix ดังสมการ R_t ด้านบน (Engle, 2002) จำนวน parameter ที่จำเป็นคือ $\frac{\left(N+1\right)\left(N+4\right)}{2}$

ถ้า $\theta_1 = \theta_2 = 0$ และ $\overline{q_{iit}}$ = 1 จะได้รูปแบบจำลองเป็น CCC

ในทั้งสองแบบจำลองของ DCC ค่า correlation ทั้งหมดมีลักษณะเป็นพลวัต ซึ่งลดจำนวน parameter ที่จำเป็นลงเมื่อเปรียบเทียบกับแบบจำลอง VEC และ BEKK แต่มันจะมีข้อจำกัดจำนวนมาก โดยเฉพาะเมื่อ N มีค่ามาก

2.2.7 แบบจำลองในการศึกษาความผันผวนของหลายตัวแปรพร้อมกัน

ในส่วนนี้จะนำเสนอแบบจำลองทางเศรษฐมิติที่ใช้ในการศึกษาการส่งผ่านความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยสหรัฐอเมริกาต่อกลุ่มประเทศอาเซียน ได้แก่ แบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC) ของ Engle (2002) และแบบจำลอง Vector Autoregressive Moving Average – GARCH (VARMA-GARCH) ของ Ling and McAleer (2003) ดังนี้

พิจารณารูปแบบสมการ

$$y_t = E(y_t / F_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.47)$$

$$\varepsilon_t = D_t \eta_t, \quad (2.48)$$

เมื่อ $y_t = (y_{1t},...,y_{mt})'$ $\eta_t = (\eta_{1t},...,\eta_{mt})'$ คือ ลำดับของเวคเตอร์เชิงสุ่ม Independently and Identically Distributed (iid),

F_t คือ ข้อมูลที่มีอยู่ ณ.เวลาที่ t

$D_t = diag(h_{1t}^{1/2},...,h_{mt}^{1/2}), m$ คือ จำนวนประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$t = 1,\ldots,n.$ คือ เวลา ณ เวลาที่ 1,…,n.

ในแบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) นั้น Bollerslev (1990) กำหนดให้เป็นความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional variance) ของอัตราดอกเบี้ยของสหรัฐอเมริกาต่อกลุ่มประเทศอาเซียน ตามกระบวนการ GARCH (p,q) คือ

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

เมื่อ α_i เป็นตัวแทนของ ARCH effects (ผลกระทบในระยะสั้น) และ β_i เป็นตัวแทนของ GARCH effects (ผลกระทบในระยะยาว โดยเรียกว่า $\alpha_i + \beta_i$)

2.2.8 แบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC)

ในกรณีที่ η_t ไม่เป็นลำดับของเวคเตอร์เชิงสุ่มแบบ iid สมมติฐานของความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่เป็นค่าคงที่จะไม่สามารถใช้ได้ ซึ่งในการที่จะพิจารณาครอบคลุมถึงความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเคลื่อนไหวเปลี่ยนแปลงตามการเปลี่ยนแปลงของเวลา Γ_t Engle (2002) ได้เสนอแบบจำลองที่มีความใกล้เคียงกับความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation หรือ DCC) และแบบจำลอง Variable Conditional Correlation Multivariate GARCH ซึ่งแบบจำลอง DCC แสดงได้ดังนี้

$$\Gamma_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\Gamma + \theta_1 \eta_{t-1}\eta_{t-1}' + \theta_2 \Gamma_{t-1},$$

(2.49)

เมื่อ θ_1 และ θ_2 คือ scalar parameters ในการที่จะรวมผลกระทบของตัวแปรเชิงสุ่มและความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation) ในช่วงเวลาก่อนหน้าต่อความสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation) ในช่วงเวลาปัจจุบัน

2.3 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในการตรวจสอบเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ได้ทำการตรวจสอบเอกสารและงานวิจัยที่ได้ศึกษาเกี่ยวกับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

MacDonald and Taylor (1995) ทำการศึกษาปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้แบบจำลอง Flexible-price Monetary Model ในการศึกษานี้ใช้ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนชนิดรายเดือนของปอนด์เสตอร์ริงต่อดอลล่าร์สหรัฐ ตั้งแต่เดือนมกราคม ค.ศ. 1976 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 1988 ผลการศึกษาโดยใช้เทคนิค Multivariate Cointegration Technique พบว่ามี Cointegrating Relationships ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนและปริมาณเงิน อัตราดอกเบี้ยระยะยาว รายได้ประชาชาติ ตัวแปรทุกตัวยกเว้นอัตราดอกเบี้ยระยะยาวของสหรัฐฯ ค่าสัมประสิทธิมีเครื่องหมายเป็นไปตาม Flexible-price Monetary Model นอกจากนี้ได้ใช้ Error Correction Model (ECM) ทำการคาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนตั้งแต่เดือนมกราคม ค.ศ. 1989 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ. 1990 โดยเปรียบเทียบกับแบบจำลอง Random Walk Model จากการพิจารณาค่า Root Mean Square Error (RMSE) พบว่า ECM ใช้คาดคะเนอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีกว่าแบบจำลอง Random Walk Model

ชูเกียรติ ชัยบุญศรี (2542) ได้ศึกษาถึงผลกระทบของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อการส่งออกสินค้าเกษตรของไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาและญี่ปุ่น การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ว่าความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศมีผลต่อการส่งออกสินค้าเกษตรที่สำคัญของไทยอย่างไร และวิเคราะห์ปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อการส่งออกสินค้าเกษตรของประเทศไทย ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลทุติยภูมิเป็นรายไตรมาสที่ 1ปี 2535 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2539 โดยใช้แบบจำลองตามแนวคิดของ Daniel H.pick ซึ่งเป็นไปตามกรอบแนวคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวกับดุลยภาพของปริมาณการส่งออกของประเทศผู้ส่งออกและปริมาณการนำเข้าของประเทศผู้นำเข้า

ผลการศึกษาพบว่าการเพิ่มขึ้นของความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินดอลลาร์ต่อเงินบาทมีผลทำให้ปริมาณการส่งออกข้าวและยางพาราของไทยที่ส่งไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาลดลงแต่ไม่มีผลกระทบต่อปริมาณส่งออกกุ้งของไทยไปยังอเมริกา ส่วนประเทศญี่ปุ่นการเพิ่มขึ้นของความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินเยนต่อเงินบาทมีผลทำให้ประเทศญี่ปุ่นนำเข้าข้าวและกุ้งลดลง แต่ปริมาณการส่งออกยางพาราของไทยไม่ได้รับผลกระทบจากความเสี่ยงของอัตราแลกเปลี่ยนเงินเยนต่อเงินบาท

นอกจากนั้นผลการศึกษาแสดงให้เห็นถึงปัจจัยอื่นที่มีผลกระทบต่อการส่งออกข้าว ยางพารา และกุ้งของไทย ซึ่งพบว่าราคาส่งออกของสินค้าเหล่านี้จากประเทศไทยมีอิทธิพลมากที่สุดต่อการส่งออกสินค้าทั้งสามชนิด โดยที่ เมื่อราคาส่งออกข้าว ยางพารา และกุ้ง เพิ่มสูงขึ้นมีผลทำให้ประเทศสหรัฐอเมริกานำเข้าสินค้าเหล่านี้ลดลง ส่วนสินค้ายางพารานั้นพบว่าราคาส่งออกยางพาราเพิ่มสูงขึ้นกลับทำให้ประเทศญี่ปุ่นนำเข้ายางพาราจากประเทศไทยสูงขึ้น ทั้งนี้อาจจะเนื่องมาจากว่าประเทศญี่ปุ่นผลิตยางพาราเองไม่ได้ต้องนำเข้าจากประเทศไทย ดังนั้นแม้ว่าราคายางพาราส่งออก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากประเทศไทยจะเพิ่มสูงขึ้น ประเทศญี่ปุ่นก็ยังคงนำเข้ายางพาราจากประเทศไทยเพิ่มสูงขึ้น ปัจจัยอีกประการหนึ่งที่มีผลต่อการส่งออกสินค้าเกษตรของไทยคือ ต้นทุนในการผลิตสินค้าที่ใช้สินค้าเกษตรนำเข้าจากประเทศไทยเป็นวัตถุดิบที่ใช้ในการผลิต ผลการศึกษาพบว่าในประเทศสหรัฐอเมริกา เมื่อต้นทุชนิดนี้เพิ่มสูงขึ้นการนำเข้าสินค้ากุ้งจากประเทศไทยจะเพิ่มขึ้น และในประเทศญี่ปุ่นการนำเข้าสินค้าข้าวจะเพิ่มขึ้นแต่การนำเข้ายางพาราจะลดลง สำหรับรายได้ประชาชาติของประเทศสหรัฐอเมริกาและประเทศญี่ปุ่นพบว่าปัจจัยตัวนี้ไม่มีอิทธิพลต่อการส่งออกสินค้าเกษตรจากประเทศไทย

อนัสปรีย์ ไชยวรรณ (2546) ได้ศึกษาเรื่องอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศในภูมิภาคเอเชีย โดยการประยุกต์ใช้ Cointegration และแบบจำลอง Error correction Model (ECM) ซึ่งได้ศึกษาอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทย ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ มาเลเซีย ฟิลิปปินส์และสิงคโปร์ โดยใช้ข้อมูลช่วงที่ประเทศไทยได้เปลี่ยนมาใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวภายใต้การจัดการคือ ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม 2540 ถึงเดือนมิถุนายน2545 พบว่าตัวแปรทุกตัวมีลักษณะเป็น non stationary ซึ่งถ้าหากทำการประมาณค่าโดยใช้เทคนิคแบบดั้งเดิมอาจก่อให้เกิดความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (Spurious relation) โดยการศึกษาชิ้นนี้แบ่งออกเป็น 6 กรณี ได้แก่ บาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ เปโซต่อดอลล่าร์สหรัฐ ดอลล่าร์สิงคโปร์ต่อดอลล่าร์สหรัฐ เยนต่อดอลล่าร์สหรัฐ วอนต่อดอลล่าร์สหรัฐ ริงกิตต่อดอลล่าร์สหรัฐ ซึ่งพบว่าในระยะยาวแล้วตัวแปรปริมาณเงินรายได้ประชาชาติ อัตราดอกเบี้ยดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภค ต่างมีความสัมพันธ์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนอย่างมีนัยสำคัญ โดยเฉพาะในกรณีบาทต่อดอลล่าร์สหรัฐ เยนต่อดอลล่าร์สหรัฐ วอนต่อดอลล่าร์สหรัฐ ดอลล่าร์สิงคโปร์ต่อดอลล่าร์สหรัฐ ดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภคเป็นปัจจัยหลักที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยน นอกจากนี้ยังพบว่าในระยะสั้นอัตราแลกเปลี่ยนยังมีความสัมพันธ์กับปริมาณเงินรายได้ประชาชาติ อัตราดอกเบี้ยและดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภค กล่าวคือ หากอัตราแลกเปลี่ยนเกิดการเบี่ยงเบน ออกไปจากดุลยภาพในระยะยาว อันเนื่องมาจากเกิดการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในระยะสั้น ก็จะมีกลไกการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อให้เข้าสู่ภาวะดุลยภาพในระยะยาว โดยส่วนที่เบี่ยงเบนออกไปนั้นจะมีค่าลดลงเรื่อยๆ ในแต่ละช่วงเวลา

นิภาพร สนองบุญ(2548) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ดัชนีราคาผู้บริโภคระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนกับดัชนีราคาภายใต้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือนตั้งแต่ สิงหาคม 2540 - ธันวาคม 2547 เป็นดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศคู่ค้าที่สำคัญของไทย 6 ประเทศและใช้อัตราแลกเปลี่ยนของไทยพบว่า ประเทศสหรัฐอเมริกา, ญี่ปุ่น, ฮ่องกงและอังกฤษ มี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศที่เป็นตัวเงินกับดัชนีราคาโดยเปรียบเทียบและผลจากการประมาณแบบจำลอง Error correction mechanism พบว่าการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาโดยเปรียบเทียบมีผลต่อการปรับพฤติกรรมการเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศที่เป็นตัวเงินในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวและส่วนของการเบี่ยงเบนออกจากจุดดุลยภาพในช่วงเวลาก่อนจะมีค่าลดลงเรื่อยๆ ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลกัน พบว่า ญี่ปุ่น, สิงคโปร์ มีความสัมพันธ์ 2 ทิศทาง ส่วนสหรัฐอเมริกา,มาเลเซียและอังกฤษมีความสัมพันธ์แบบทางเดียว

อภิสิทธิ์ สรรพดิลก (2548) ศึกษาเรื่อง การส่งผ่านความไม่แน่นอนของปัจจัยที่มีผลในตลาดซื้อขายไฟฟ้าจากประสบกาณ์ของต่างประเทศโดยใช้วิธีแบบจำลอง Multivariate GARH ซึ่งเป็นการศึกษาการส่งผ่านความไม่แน่นอนของปัจจัยต่างๆ ที่มีผลต่อราคาไฟฟ้าในตลาดการซื้อขายไฟฟ้าของประเทศอังกฤษและกลุ่มประเทศนอร์คิด เพื่อนำประสบการณ์จากตลาดซื้อขายไฟฟ้าจากต่างประเทศมาคาดคะเนผลที่คาดว่าจะเกิดในประเทศไทยภายหลังการปรับโครงสร้างและแปรรูปกิจการไฟฟ้า โดยความไม่แน่นอนของราคาในตลาดการซื้อขายไฟฟ้า ในประเทศอังกฤษและกลุ่มประเทศนอร์คิด น่าจะสะท้อนถึงความไม่แน่นอนของราคาไฟฟ้า ที่จะเกิดขึ้นในประเทศไทยภายใต้รูปแบบการซื้อขายไฟฟ้าที่เหมือนกัน ผลการศึกษาพบว่าความไม่แน่นอนของราคาไฟฟ้าถูกส่งผ่านมาจากความไม่แน่นอนของราคาไฟฟ้าในอดีตเป็นหลักในทั้งสองประเทศ ซึ่งสามารถลดความไม่แน่นอนนี้ได้ด้วยเครื่องมือทางการเงิน เช่นตลาดซื้อขายล่วงหน้า ในขณะที่ปัจจัยอื่นที่ส่งผลต่อการส่งผ่านความไม่แน่นอนของราคาไฟฟ้าจะขึ้นอยู่กับปัจจัยภายในของแต่ละประเทศ เช่น สภาพภูมิอากาศ กำลังการผลิตไฟฟ้าและจำนวนผู้ทำการซื้อขายไฟฟ้าในตลาด นอกจากนี้หากนำรูปแบบตลาดของกลุ่มประเทศนอร์คิดที่ใช้ช่วงเวลาในการซื้อขายครั้งละหนึ่งชั่วโมงมาประยุกต์ใช้ในประเทศไทยจะทำให้เกิดความไม่แน่นอนน้อยกว่าการใช้รูปแบบการซื้อขายไฟฟ้าที่ใช้ช่วงเวลาครั้งละครึ่งชั่วโมงของประเทศอังกฤษ

Taufiq Choudhry (2005) การวิจัยนี้ได้ศึกษาอิทธิพลจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนต่อมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงของประเทศสหรัฐอเมริกาไปยังประเทศแคนาดาและญี่ปุ่น โดยกำหนดระยะเวลาการศึกษาในช่วงที่อัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวตั้งแต่ปี 1974-1998 เป็นรายเดือน และนำวิธี Cointegraton and Error Correction ของ Johansen (1988) และ Johansen and Juselius (1990)ไปใช้ศึกษาหาความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงและตัวแปรอิสระอื่นๆที่กำหนด(รวมไปถึงตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนด้วย) สำหรับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนนั้นได้มา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการ Make GARCH Variance Series จาก GARCH(1,1) ซึ่งการวิจัยนี้ได้ใช้ทั้งอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริง (Nominal Exchange rate) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง(Real Exchange rate) เพื่อเปรียบเทียบความแตกต่างที่เกิดขึ้น และสำหรับแบบจำลองการวิจัยนี้จะคล้ายคลึงกับที่เคยใช้ของ Chowdhury,1993; Arize,1995,1998; Arize,et al., 2000 ซึ่งเป็นแบบจำลองแสดงความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงของสหรัฐเมริกาไปยังแคนาดาและญี่ปุ่นกับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและปัจจัยอื่นๆด้วย

ผลการศึกษาชี้ให้เห็นว่าความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าการส่งออกที่แท้จริงและตัวแปรอิสระทั้งหมด (ดัชนีราคาสินค้าส่งออกเปรียบเทียบ, รายได้ประชาชาติ และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน) ซึ่งรวมทั้งอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงและอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริงของประเทศแคนาดาและญี่ปุ่นนั้นมีความสัมพันธ์กันเชิงดุลยภาพระยะยาว นอกจากนั้นยังชี้ให้เห็นว่าผลกระทบของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน นั้นมีผลในทางตรงข้ามกับมูลค่าส่งออกที่แท้จริง จากผลลัพธ์นี้อาจจะบอกเป็นนัยว่าความแปรปรวนของอัตราแลกเปลี่ยนจะทำให้การค้าระหว่างประเทศจากสหรัฐอเมริกาไปยังแคนาดาและญี่ปุ่นนั้นลดลง นอกจากนี้จากการทดสอบ Error Correction ยังชี้ให้เห็นว่ามีการปรับตัวระยะสั้นเพื่อไปสู่ดุลยภาพระยะยาวของความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนไปยังมูลค่าการส่งออกที่แท้จริง ซึ่งเป็นจริงทั้งกรณีคือทั้งอัตราแลกเปลี่ยนที่เกิดขึ้นจริง (Nominal Exchange rate) และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (Real Exchange rate) จากผลลัพธ์ที่เกิดขึ้นนั้นแสดงให้เห็นว่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเป็นสิ่งที่สำคัญสำหรับพฤติกรรมการส่งออกของสหรัฐอเมริกาไปยังแคนาดาและญี่ปุ่น โดยถ้าผู้วางแผนนโยบายไม่ใส่ใจในการสร้างความเสถียรภาพของอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างสหรัฐอเมริกาไปยังแคนาดาและญี่ปุ่นแล้วอาจทำให้ตลาดสินค้าส่งออกเกิดความไม่แน่นอนขึ้นได้เหมือนดั่งผลลัพธ์ที่เกิดขึ้นในงานวิจัยชิ้นนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved