บทที่ 2
กรอบแนวคิดทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 กรอบแนวคิด

2.1.1 แนวคิดที่เกี่ยวข้องกับการแพร่กระจายของวิกฤตการเงิน ทฤษฎี Contagion

ทฤษฎี Contagion เป็นการอธิบายถึงช่องทางหรือกลไกในการส่งผ่านของวิกฤตเศรษฐกิจของประเทศต่างๆ โดยจากแนวคิดทฤษฎีกล่าวว่าวิกฤตค่าเงินที่เกิดจากการแพร่กระจายไปในหลายประเทศในเวลาใกล้เคียงกันนั้นสามารถเกิดได้โดยผ่านช่องทางต่างๆ ได้ 3 ช่องทาง (Glick and Rose, 2000) ดังต่อไปนี้

1) ผลของ common shock หรือ global shock คือ shock ที่เกิดจากภายนอกระบบเศรษฐกิจ โดยมามักเป็น shock จากประเทศอุตสาหกรรมที่มีขนาดใหญ่ที่ส่งผลต่อปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจของหลายประเทศในเวลาเดียวกันจนก่อให้เกิดวิกฤตเศรษฐกิจตามมา โดย Masson (1998) เรียกผลกระทบช่องทางนี้ว่า Monsoonal effect เช่น การเพิ่มอัตราดอกเบี้ยของต่างประเทศหรือการลดลงของอุปสงค์จากต่างประเทศต่อสินค้า ก็ส่งผลกระทบต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในหลายๆประเทศ ในเวลาเดียวกันได้

2) ผลของ local shock หรือวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นกับประเทศหรือกลุ่มประเทศใดประเทศหนึ่ง shock จะส่งผลกระทบต่อปัจจัยโครงสร้างพื้นฐานทางเศรษฐกิจของประเทศอื่น ทำให้พื้นฐานทางเศรษฐกิจของประเทศได้รับผลกระทบของความอ่อนแอและมีโอกาสถูกโจมตีค่าเงินได้ง่ายจนกลายวิกฤตตามมา โดยเรียกผลกระทบนี้ว่า spillover effect โดยสามารถแบ่งช่องทางการเกิดการแพร่กระจายได้ ดังต่อไปนี้

2.1) การเชื่อมโยงทางด้านการค้า (Trade links) โดยแบ่งออกเป็น 2 ประเภท

(1) การค้าโดยตรง (Direct links) หมายถึง การเชื่อมโยงทางการค้าโดยผ่านการส่งออกและนำเข้าระหว่างประเทศคู่ค้าทั้ง 2 ประเทศ โดยการลดค่าเงินซึ่งเป็นผลมาจากวิกฤตการเงินที่เกิดขึ้นในประเทศใดประเทศหนึ่ง ย่อมส่งผลดีต่อประเทศตนเองในด้านการนำเข้าและส่งออก แต่ในทางตรงกันข้ามจะส่งผลกระทบทางด้านลบต่อประเทศทั้งหมดที่เป็นประเทศคู่ค้าของประเทศนั้น โดยจะทำให้ความสามารถในการแข่งขันของประเทศคู่ค้าลดลง รวมถึงการลดลงของอุปสงค์ต่อสินค้านำเข้าของประเทศที่เกิดวิกฤตเศรษฐกิจ ซึ่งทำให้เกิดการขาดดุลการค้า และการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ลดลงของเงินทุนสำรองระหว่างประเทศ ทำให้ค่าเงินของประเทศคู่ค้าเกิดความอ่อนแอที่จะถูกโจมตีได้ง่าย

(2) การทางอ้อม (Indirect links) หมายถึง การเชื่อมโยงทางการค้าระหว่างประเทศต่างๆ โดยผ่านทางความสามารถในการแข่งขันการส่งออกไปในตลาดประเทศที่สาม ซึ่งเป็นตลาดส่งออกเดียวกันของประเทศกลุ่มดังกล่าว โดยการลดค่าเงินของประเทศที่เกิดวิกฤตทางการเงินจะส่งผลทางอ้อมต่อประเทศอื่นๆ ที่ส่งออกไปยังตลาดเดียวกัน ทำให้ความสามารถในการแข่งขันของประเทศอื่นๆลดลง ซึ่งทำให้เกิดแรงกดดันต่อค่าเงินภายในประเทศดังกล่าว ผลที่ตามจึงเกิดการแข่งขันกันลดค่าเงิน เพื่อเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขัน จนเป็นสาเหตุของวิกฤตทางการเงินตามมา

2.2) การเชื่อมโยงทางด้านการเงิน (Financial Links) สามารถแบ่งการพิจารณาได้ 4 ประเภท ได้แก่

(1) ความเชื่อมโยงด่านการเงินโดยตรง (Direct links) เป็นช่องทางที่เกิดขึ้นจากการลงทุนและการกู้ยืมโดยตรงระหว่างประเทศ 2 ประเทศ เช่น การลดค่าเงินอันเนื่องจากวิกฤตทางการเงินของประเทศไทย จะส่งผลลบต่อประเทศสิงคโปร์ ทำให้ราคาหุ้นในประเทศสิงคโปร์ต่ำลง ทั้งนี้ความสูญเสียที่เกิดขึ้นกับบริษัทสัญชาติสิงคโปร์ที่มาลงทุนในประเทศไทย

(2) ความเชื่อมโยงโดยผ่านตัวกลางทางการเงิน(Financial Intermediaries) จากการศึกษาของ Goldfajn and Valdes (1995) ซึ่งได้ทำการศึกษาการส่งผ่านของวิกฤตเศรษฐกิจโดยผ่านตัวกลางทางการเงิน ตัวกลางจะทำหน้าที่เสนอสินทรัพย์ที่มีสภาพคล่อง เช่น เงินฝากให้แก่นักลงทุนต่างชาติ (Foreign Investor) เพื่อเป็นการดึงดูดนักลงทุนจากต่างประเทศ อย่างไรก็ดี เมื่อเกิดวิกฤตเศรษฐกิจกับประเทศใดประเทศหนึ่ง ทำให้นักลงทุนขาดทุน ทำให้นักลงทุนอาจจำเป็นต้องถอนเงินและขายสินทรัพย์สภาพคล่องต่างๆ ทำให้ตัวกลางทางการเงินประสบปัญหาในการจัดหาสภาพคล่องเพื่อรองรับสิ่งที่เกิดขึ้น การถอนเงินออกจากตัวกลางทางการเงินเป็นจำนวนมากของนักลงทุนที่เกิดขึ้นในเวลาเดียวกัน ทำให้เกิดสถานการณ์ที่เรียกว่า Bank Run อันจะนำไปสู่การโจมตีค่าเงินเพื่อเก็งกำไร อันเกิดจากการที่นักลงทุนต่างชาติพากันถอนเงินและแลกเปลี่ยนเก็บในรูปเงินตราสกุลต่างประเทศ และนักลงทุนสถาบันจำเป็นต้อง Recompose Portfolio โดยการขายสินทรัพย์ต่างๆในประเทศอื่นๆ เพื่อเป็นการรักษาสัดส่วนที่คงที่ของการลงทุนในแต่ละประเทศ และเพื่อเป็นการแก้ปัญหาสภาพคล่อง ผลที่เกิดขึ้นจะทำให้ตัวกลางทางการเงินในประเทศต่างๆ ประสบปัญหาในทำนองเดียวกัน และอาจทำให้เกิดวิกฤตเศรษฐกิจตามมาในประเทศอื่นๆได้

(3) ปัญหาสภาพคล่อง (Liquidity problems) พบว่าวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดกับประเทศใดประเทศหนึ่ง เช่นการอ่อนตัวของค่าเงิน และราคาหลักทรัพย์ที่ต่ำลง ทำให้นักลงทุน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประสบปัญหาการขาดทุน อาจจำเป็นต้องขายหลักทรัพย์ไปในตลาดเกิดใหม่ เพื่อรักษาสภาพคล่อง อีกทั้งเป็นการรักษาสัดส่วนที่คงที่ของการลงทุนในหลักทรัพย์ประเภทต่างๆ

เหตุผลสำคัญสำหรับการเพิ่มสภาพคล่องของนักลงทุน คือ นักลงทุนสถาบันต่างประเทศหรือผู้บริหารเงินทุนของสถาบันการเงินต่างๆ จำเป็นต้องมีเตรียมพร้อม โดยการขายหุ้นและตราสารการเงินต่างๆในประเทศอื่นๆเพื่อเตรียมเงินในการรองรับและเตรียมการสำหรับไถ่ถอนที่เกิดจากการถอนตัวของผู้ถือหุ้นในกองทุนที่จะเกิดขึ้นในอนาคต ผลที่เกิดขึ้นจากการขายหลักทรัพย์ไปยังประเทศอื่นอันเนื่องมาจากปัญหาสภาพคล่องจำทำให้ราคาหลักทรัพย์ประเทศอื่นลดต่ำลง และอาจทำให้ค่าเงินอ่อนค่าลง และเกิดวิกฤตเศรษฐกิจตามมา โดยเฉพาะอย่างยิ่งในกรณีที่เกิดปัญหาความไม่สมมาตรของข้อมูล(Asymmetric Information) ระหว่างนักลงทุน ทำให้นักลงทุนมีพฤติกรรมที่ตามกันเป็นกลุ่ม (Herding Behavior) โดยเมื่อนักลงทุนรู้ข้อมูลข่าวสารที่ดีที่สุด (Informed Investor) ประสบปัญหาวิกฤตเป็นประเทศแรก นักลงทุนอื่นที่ไม่รู้ข้อมูล (Uninformed Investor) ก็จะลอกเลียนพฤติกรรมของนักลงทุนกลุ่มแรก ผลที่ตามมาจากปัญหาสภาพคล่องอาจจะทำให้เกิดวิกฤตการณ์ทางการเงินในประเทศอื่นตามมาได้

(4) ความเชื่อมโยงที่เกิดจาก Common Lenders หมายถึง แหล่งกู้ยืมสำคัญที่ใช้ในการลงทุนของแต่ละประเทศพบว่ามักเป็นแหล่งเดียวกันสำหรับแต่ละกลุ่มประเทศ เช่น ธนาคารประเทศญี่ปุ่นเป็นแหล่งกู้ยืมสำคัญของกลุ่มประเทศอาเซียน โดยการศึกษาพฤติกรรมของธนาคารต่างประเทศ พบว่า เมื่อธนาคารต่างประเทศเกิดความไม่มั่นคงต่อความสามารถในการชำระหนี้ของประเทศที่เกิดวิกฤต ก็จะทำการเรียกชำระหนี้คืนและลดวงเงินสูงสุดของปล่อยสินเชื่อที่ปล่อยกู้ นอกจากนี้ปัญหาที่เกิดขึ้นยังเป็นช่องทางที่ทำให้เกิดวิกฤตโดยการเรียกชำระหนี้ในประเทศอื่นได้ เพราะธนาคารที่เป็นผู้ปล่อยกู้อาจต้องเจอกับปัญหาที่เพิ่มสูงขึ้นของหนี้ที่ไม่ก่อให้เกิดรายได้ (Non Performing Loans :NPLs) ของประเทศที่เกิดวิกฤต ซึ่งถือเป็นการเพิ่มความเสี่ยงของกลุ่มสินทรัพย์ทั้งหมดของธนาคาร ดังนั้น เพื่อเป็นการลดความเสี่ยงทั้งหมดที่เกิดขึ้น ทางธนาคารจึงจำเป็นต้องถอนการลงทุนในโครงการที่มีความเสี่ยงสูงในประเทศต่างๆ ซึ่งจะส่งผลต่อสินเชื่อของธนาคารพาณิชย์ประเทศต่างๆ และทำให้เกิดภาวะเงินทุนไหลออก เกิดปัญหาขาดาสภาพคล่อง และอาจเกิดวิกฤตขึ้นในที่สุด

3) วิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดจากผลที่ไม่สามารถอธิบายได้ด้วย 2 ช่องทางแรก กล่าวคือ การแพร่กระจายของวิกฤตเศรษฐกิจของประเทศต่างๆนั้น ไม่ได้เกิดจากผลกระทบที่มีต่อปัจจัยพื้นฐานโครงสร้างทางเศรษฐกิจของแต่ละประเทศ หรือผลกระทบจาก shock ภายนอกที่มีต่อระบบเศรษฐกิจ ซึ่งแสดงว่าปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจไม่ได้รับผลกระทบจากวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดจากประเทศอื่น โดยเราเรียกการแพร่ขยายของวิกฤตเศรษฐกิจในกรณีนี้ว่า Pure Contagion (Masson,

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1998) ซึ่งโดยมากมักเกี่ยวข้องกับพฤติกรรมของนักลงทุน โดยสามารถอธิบายได้ 4 ช่องทาง ดังต่อไปนี้

3.1) ดุลยภาพหลายจุด (Multiple Equilibria) และการคาดการณ์ที่ทำลายตนเอง (Self-Fulfilling Expectation) โดยแบบจำลองที่ใช้อธิบายการแพร่ขยายของวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดจากดุลยภาพหลายจุดนั้น จะพิจารณาว่าวิกฤตการณ์เศรษฐกิจที่เกิดว่าเป็นของดุลบัญชีเดินสะพัดขาดดุล ซึ่งจะส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของเงินทุนสำรองระหว่างประเทศ ทำให้ระดับของเงินทุนระหว่างประเทศลดต่ำลงจนถึงจุดๆหนึ่งที่เป็นค่าวิกฤต จนต้องทำการลดค่าเงินจนส่งผลให้เกิดวิกฤตเศรษฐกิจตามมา โดยโอกาสหรือความน่าจะเป็นของประเทศใดประเทศหนึ่ง (สมมติเป็นประเทศ a) จะเปลี่ยนสถานะจากสถานะที่ไม่เกิดวิกฤต ไปเป็นเกิดวิกฤตจะมีค่าเพิ่มมากขึ้น ถ้าเกิดวิกฤตเศรษฐกิจขึ้นในประเทศอื่น(สมมติเป็น ประเทศ b) ทั้งนี้เพราะ การคาดการณ์ว่าเกิดวิกฤตเศรษฐกิจขึ้นในประเทศ b ย่อมทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงการคาดการณ์ ว่าจะเกิดวิกฤตเศรษฐกิจในประเทศ a ด้วย กล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ ถ้าหากระบบเศรษฐกิจมีดุลยภาพหลายจุด วิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นในประเทศหนึ่งจะมีผลทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงการคาดการณ์ในเศรษฐกิจประเทศอื่น ซึ่งจะผลักดันให้ระบบเศรษฐกิจในประเทศที่สองเกิดการเลื่อนหรือการเปลี่ยนแปลงจากจุดดุลยภาพที่ดี ไปยังจุดดุลยภาพที่เลวได้

3.2) พฤติกรรมตามกันเป็นกลุ่มและความไม่สมมาตรของข้อมูล (Herding Behavior and Asymmetric Information) ซึ่งเป็นสาเหตุสำคัญหนึ่งที่ก่อให้เกิดวิกฤต โดยความไม่สมมาตรของข้อมูลและพฤติกรรมของนักลงทุนที่ลอกเลียนแบบกัน โดยวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นในประเทศหนึ่งอาจชักนำให้นักลงทุนเกิดความเชื่อว่าประเทศอื่นก็ประสบปัญหาวิกฤตเศรษฐกิจเช่นเดียวกัน ดังนั้น วิกฤตการเงินที่ขึ้นจึงอาจนำไปสู่การโจมตีค่าเงินในประเทศอื่นที่มีโครงสร้างคล้ายกัน โดยช่องทางนี่เกิดขึ้นจากเงื่อนไขที่ว่านักลงทุนแต่ละคนมีข้อมูลข่าวสารไม่สมบูรณ์และไม่เท่าเทียมกันเกี่ยวกับพื้นฐานทางเศรษฐกิจของแต่ละประเทศ โดยส่วนหนึ่งเกิดจากต้นทุนในการรวบรวมและประมวลผลข้อมูล (cost of Gathering and Processing Information) ดังนั้น นักลงทุนจึงจำเป็นต้องตัดสินใจบนพื้นฐานของข้อมูลที่มีอยู่ซึ่งรวมทั้งพฤติกรรมของนักลงทุนรายอื่นๆ จากการศึกษาของ Calvo and Mendoza (1998) แสดงให้เห็นว่าต้นทุนของข้อมูลข่าวสารที่ได้มานั้น จะทำให้เกิดพฤติกรรมตามกันเป็นกลุ่มของนักลงทุน ถึงแม้ว่านักลงทุนนั้นเป็นนักลงทุนที่มีเหตุผลทางเศรษฐศาสตร์ก็ตาม ทั้งนี้นักลงทุนที่ไม่รู้ข้อมูลข่าวสารจะลงทุนเลียนแบบนักลงทุนที่รู้ข้อมูลข่าวสาร ทั้งนี้เพราะว่าวิธีการดังกล่าวเป็นประโยชน์และประหยัดมากกว่าการที่จะรวบรวมข้อมูลด้วยตนเอง ดังนั้น ถ้านักลงทุนคนแรกที่มีข่าวสารสมบูรณ์มีพฤติกรรมที่สะท้อนให้เห็นว่าแนวโน้ม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ของระบบเศรษฐกิจจะเกิดการถดถอย นักลงทุนรายอื่นๆก็จะลอกเลียบแบบพฤติกรรมในทำนองเดียวกัน และอาจเป็นผลให้เกิดวิกฤตเศรษฐกิจตามมา

3.3) สัญญาณเตือนภัย (Wake-Up call) หลังจากเกิดวิกฤตเศรษฐกิจขึ้นในประเทศใดประเทศหนึ่งแล้ว ก็อาจจะเหมือนเป็นการเตือนภัยไปยังนักลงทุนคนอื่นๆ โดยเตือนให้นักลงทุนเกิดการตื่นตัวและทำการตรวจสอบใหม่และประเมินค่าอีกครั้ง เกี่ยวกับปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจมหภาคของประเทศอื่นๆ ถึงแม้ว่าปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจต่างเหล่านั้นอาจเหมือนเดิมก็ตาม ทั้งนี้เป็นการพิจารณาว่าหลังจากเกิดวิกฤตเศรษฐกิจในประเทศใดประเทศหนึ่งแล้ว โครงสร้างทางเศรษฐกิจของประเทศอื่นจะมีการเปลี่ยนแปลงหรือไม่ อย่างไร ซึ่งในความจริงแล้ว อาจเป็นไปได้ว่าปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจของประเทศอื่นอาจมีความอ่อนแออยู่ก่อนแล้ว เพียงแต่นักลงทุนอาจจะไม่ตระหนักใจถึงความเป็นจริงดังกล่าว จนกว่าจะเกิดวิกฤตเศรษฐกิจขึ้นในประเทศใดประเทศหนึ่งเสียก่อน ซึ่งเป็นการประกาศเตือนถึงความอ่อนแอของระบบเศรษฐกิจที่อาจเกิดขึ้นได้ในประเทศต่างๆ

3.4) การแพร่กระจายทางการเมือง (Political Contagion) จากงานศึกษาของ Drazen (1999) ได้แย้งว่าปัจจัยทางการเมืองเป็นสาเหตุสำคัญในการแพร่ขยายของวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้น โดยเฉพาะอย่างยิ่งวิกฤตการณ์การเงินในยุโรป (EMS Crisis) ปี ค.ศ. 1992-1993 การตัดสินใจทางเศรษฐกิจ ในด้านต่างๆ มักทำบนพื้นฐานของเป้าหมายทางการเมือง โดยเป้าหมายของการตัดสินใจมักเกี่ยวข้องกับการเมือง เมื่อใดก็ตามที่การตัดสินใจดังกล่าวสามารถตอบสนองวัตถุประสงค์ทางการเมือง ถึงแม้อาจขัดแย้งกับเป้าหมายทางเศรษฐกิจก็ตาม ทั้งนี้เพราะองค์ประกอบของการรวมตัวทางการเมืองและเศรษฐกิจระหว่างประเทศนั้น มักจะก่อให้เกิดผลประโยชน์แก่ประเทศกลุ่มสมาชิก โดยเฉพาะผลประโยชน์ทางการเมือง ซึ่งการดำเนินการที่ขัดแย้งกับเป้าหมายทางเศรษฐกิจนี้อาจก่อให้เกิดปัญหาขึ้นในระบบเศรษฐกิจภายในประเทศ จนอาจลุกลามไปยังประเทศกลุ่มสมาชิกได้ และอาจเกิดวิกฤตการเงินในที่สุด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2 ทฤษฎีทางเศรษฐมิติที่ใช้วิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา

2.2.1 การวิเคราะห์อนุกรมเวลา (Time Series Analysis)

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

คาดคะเนขั้นแผนงานให้มีความผิดพลาดน้อยที่สุดโดยใช้ข้อมูลในอดีตเป็นพื้นฐานในการพยากรณ์ข้อมูลในอนาคต(ศิริลักษณ์ เล็กสมบูรณ์, 2531)

2.2.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Tests)

การทดสอบยูนิทรูทในที่นี้จะนำเสนอ วิธีการทดสอบตามแนวทางของ Dickey-Fuller (1981) สมมุติแบบจำลองเป็นดังนี้

$$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \tag{2.1}$$

เมื่อ X_t, X_{t-1} คือ ตัวแปร ณ เวลา t และ t -1

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์(Autocorrelation Coefficience)

จาก (1)

$$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \tag{2.2}$$

$$X_t - X_{t-1} = \rho X_{t-1} - X_{t-1} + e_t \tag{2.3}$$

$$\Delta X_t = (\rho - 1) X_{t-1} + e_t \tag{2.4}$$

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t \tag{2.5}$$

เมื่อ $\theta = (\rho - 1)$

หรือ $\rho = 1 + \theta; -1 < \theta < 0$

θ คือ ค่าพารามิเตอร์

สมมุติฐานของดิกกี้ฟลูเลอร์ คือ

$H_0 : \theta = 0$ มียูนิทรูท

$H_0 : \theta < 0$ ไม่มียูนิทรูท

โดยใช้สถิติ “t” ซึ่งมีสูตรดังต่อไปนี้

$$t = \frac{\hat{\theta}}{S.E.\hat{\theta}} \tag{2.6}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การตัดสินใจยอมรับสมมุติฐาน H_0 เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ H_1 เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์ในรูปสัมบูรณ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติMackinnon critical Value หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูทหรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1 ค่าคงที่และแนวโน้มดังนั้นจึงพิจารณาสมการ 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามียูนิทรูทดังนี้คือ

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t \tag{2.7}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + e_t \tag{2.8}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \theta X_{t-1} + e_t \tag{2.9}$$

การตั้งสมมุติฐานเป็นดังที่กล่าวมาแล้วข้างต้น การทดสอบยูนิทรูทโดยใช้การทดสอบ ดิกกี้ - ฟลูเลอร์ (Dicky-Fuller test) ซึ่งหากแบบทดลองที่ใช้ในการทดสอบมีปัญหา Autocorrelation ก็จะทำให้ค่าสถิติที่ได้มานั้นไม่สามารถนำมาใช้ได้อย่างถูกต้อง ดังนั้นจึงได้มีการเสนอให้รับสมการใหม่โดยการเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) เข้าไปในสมการ 3.7 – 3. วิธีการนี้ เรียกว่าอ๊อกเม้นเทดดิกกี้-ฟูลเลอร์ (Augmented Dicky-Fuller test) ดังมีรายละเอียดดังนี้

แนวเดินเชิงสุ่ม $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \Sigma \phi \Delta X_{t-1} + e_t$ (2.10)

แนวเดินเชิงสุ่มและจุดตัดแกน $\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \Sigma \phi \Delta X_{t-1} + e_t$ (2.11)

แนวเดินเชิงสุ่มจุดตัดแกนและแนวโน้ม $\Delta X_t = \alpha + \beta T + \theta X_{t-1} + \Sigma \phi \Delta X_{t-1} + e_t$ (2.12)

โดย X_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

X_{t-1} คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1

$\alpha, \beta, \theta, \phi$ คือ ค่าพารามิเตอร์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

T คือ ค่าแนวโน้ม

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

2.2.3 แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average Model (ARIMA)

แบบจำลอง ARIMA เป็นวิธีที่เหมาะสมกับการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) เนื่องจากวิธีนี้มีค่าเฉลี่ยของความคาดเคลื่อนกำลังสอง (Mean Square Error :MSE) จากการพยากรณ์ที่ได้มีค่าต่ำกว่าวิธีอื่น เป็นแบบจำลองที่พัฒนาโดย George Box และ Gwilym Jenkins(1976) ซึ่งแบบจำลองนี้ประกอบด้วย 3 ส่วนหลัก คือกระบวนการอัตถดถอย Autoregressive Process :AR(p) กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อน Moving Average Process : MA(q) และกระบวนการ Integrated Process :I(d) แบบจำลอง ARIMA (p,d,q) สามารถอธิบายได้ดังนี้

1) Autoregressive Process: AR(p) แสดงให้เห็นว่าข้อมูลอนุกรมเวลาขึ้นอยู่กับค่าตัวมันเองในอดีต โดย p คือ จำนวนของระยะห่าง (lag) ของข้อมูลในอดีตจากปัจจุบัน ซึ่งเขียนอยู่ในรูปสมการได้ดังนี้

$$\text{AR (p) คือ} \quad x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + ... + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \tag{2.13}$$

เมื่อ μ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

ϕ_j คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

ในกรณี ของ AR(1) สามารถเขียนรูปแบบสมการได้ดังนี้

$$x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.14}$$

และในกรณี ของ AR(2) สามารถเขียนรูปแบบสมการได้ดังนี้

$$x_t = \mu + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \tag{2.15}$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

MA(q) คือ $$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - ... - \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (2.16)$$

เมื่อ μ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

θ_j คือ พารามิเตอร์เฉลี่ยเคลื่อนที่ตัวที่ j

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

ในกรณี MA (1) สามารถเขียนรูปแบบสมการได้ดังนี้

$$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} \quad (2.17)$$

และในกรณี MA(2) สามารถเขียนรูปแบบสมการได้ดังนี้

$$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} \quad (2.18)$$

3) ขั้นตอนการศึกษาวิธีของแบบจำลอง ARIMA ซึ่งมีอีกชื่อหนึ่งว่า วิธี Box - Jenkins (BJ) ซึ่งเป็นการประมาณค่าแนวโน้มการเคลื่อนไหวของตัวแปร(X) โดยอาศัยค่าตัวแปรนั้น ๆ ในอดีต (X_{t-p}) และค่าความคลาดเคลื่อนในอดีต (Disturbance term – u_{t-p}) ในการประมาณค่าโดยสมการอนุกรมเวลา Autoregressive Integrated Moving-Average: ARIMA(p,d,q) ซึ่งประมาณค่าโดยใช้หลักการของ Box-Jenkins สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta_d x_t = \delta + \phi\Delta_d x_{t-1} + \phi\Delta_d x_{t-2} + ... + \phi\Delta_d x_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - ... - \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (2.19)$$

เมื่อ x_t คือ ค่าสังเกตในอนุกรมเวลา ณ เวลา t

d คือ จำนวนครั้งของการหาผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลามีค่าคงที่

p คือ อันดับของ Autoregressive

q คือ อันดับของ Moving Average

δ คือ ค่าคงที่

t คือ เวลา

Δ_d คือ ผลต่างอันดับที่ d

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ϕ คือ พารามิเตอร์ของ Auto Regressive

θ คือ พารามิเตอร์ของ Moving Average

ε_t คือ กระบวนการ White noise ซึ่งก็คือค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

ขั้นตอน ARIMA นี้จะทำให้ทราบข้อมูลที่เรานำมาวิเคราะห์ว่ามีกระบวนการของอัตถดถอยและ กระบวนการเฉลี่ยเคลื่อน เกิด lag ขึ้นในช่วงเวลาใด สามารถนำข้อมูลที่ผ่านแบบจำลองดังกล่าวไปใช้ในการพยากรณ์ไปข้างหน้าหรือวิเคราะห์แนวโน้มของข้อมูล ในระยะสั้นได้ดี แต่ข้อมูลอนุกรมเวลาทางการเงินจำนวนมากในคาบเวลาจำนวนไม่น้อยมีความผันผวนสูงมาก ตามมาด้วยคาบเวลาที่อนุกรมดังกล่าวค่อนข้างจะมีความสงบซึ่งจะเห็นได้ว่าข้อสมมุติที่ว่าความแปรปรวน (variance) ของพจน์คลาดเคลื่อน (error term) มีค่าคงที่หรือค่าคงตัว (constant) นั้นอาจเป็นข้อสมมติที่ไม่สมเหตุมากนัก ซึ่งความจริงแล้วความแปรปรวนของพจน์คลาดเคลื่อนอาจจะไม่เป็นค่าคงที่เสมอไป อันเนื่องมาจากผลกระทบจากภายนอก (Stochastic Shock) ทำให้บางช่วงเวลาข้อมูลมีค่าความผันผวน (Volatility) ด้วยข้อบกพร่องดังกล่าวทำให้ Engle, Robert F ได้คิดวิธีการพยากรณ์ความแปรปรวนที่มีคุณสมบัติที่เหมาะสมกว่า

2.2.4. แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาส่วนใหญ่แล้วจะมีการกำหนด Stochastic Variable ให้มีความแปรปรวนคงที่ (Homoscedastic) ซึ่งในการประยุกต์ใช้กับบางข้อมูลนั้นค่าความแปรปรวนของค่าความคาดเคลื่อน (Error Term) จะไม่ใช่ฟังค์ชั่นของตัวแปรอิสระแต่มีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาที่ขึ้นอยู่กับขนาดของความคาดเคลื่อนที่เกิดในอดีต และในบางการศึกษา เช่น แบบจำลองของเงินเฟ้อ อัตราดอกเบี้ยหรือผลตอบแทนจากตลาดหลักทรัพย์ในบางคาบเวลาจะมีความผันผวน (Volatility) สูง (และค่าความคลาดเคลื่อนขนาดใหญ่) ตามด้วยคาบเวลาที่มีความผันผวน (Volatility) ต่ำ (และค่าความคลาดเคลื่อนขนาดเล็ก) สรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมาจากการถดถอยจะขึ้นอยู่กับค่าความผันผวน (Volatility) ของค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมา (Ender ,Walter (1995) อ้างถึงในทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์,2542)

Engle, Robert F (1982) ได้แสดงให้เห็นว่าเป็นไปได้ที่เราจะสร้างแบบจำลองหรือความเป็นไปได้ในการหาค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไปพร้อมกันนั้นในขั้นต้นการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจะมีความแม่นยำเหนือการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขมาก ซึ่งจากแบบจำลอง ARMA ซึ่งสมมุติว่าเรามีแบบจำลอง ARMA ที่นิ่ง (stationary) ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$x_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.20}$$

และต้องการพยากรณ์ x_{t+1} อย่างมีเงื่อนไข ดังนี้คือ

$$E_t x_{t+1} = a_0 + a_1 x_t \tag{2.21}$$

ถ้าเราใช้ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขในการพยากรณ์ x_{t+1} ค่าความคลาดเคลื่อนของความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขที่พยากรณ์ได้ดังนี้ คือ

$$E_t\left[(x_{t+1} - a_0 - a_1 x_t)^2\right] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \tag{2.22}$$

ถ้าเปลี่ยนไปใช้การพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขแล้ว ผลที่จะใช้เป็นค่าเฉลี่ยในช่วง Long-Run ของลำดับ $\{x_t\}$ ซึ่งเท่ากับ $\frac{a_0}{(1-a_1)}$ จะได้ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขดังนี้ คือ

$$E\{(x_{t+1} - \frac{a_0}{(1-a_1)})^2\} = E[(\varepsilon_{t+1} + a_1\varepsilon_t + a_1^2\varepsilon_{t-1} + a_1^3\varepsilon_{t-2} + \ldots)^2] \tag{2.23}$$

เมื่อ $\frac{1}{(1-a_1)^2} > 1$ ค่าความแปรปรวน (Variance) จากการพยากรณ์แบบไม่มีเงื่อนไข (Unconditional Variance) จะมีค่าสูงกว่าความแปรปรวนของการพยากรณ์แบบมีเงื่อนไข (Conditional Variance) ในลักษณะเดียวกันถ้าความแปรปรวน (variance) ของ $\{\varepsilon_t\}$ ไม่คงที่หรือไม่คงตัว (constant) เราสามารถจะประมาณค่าความแปรปรวน (variance) ได้โดยการใช้แบบจำลอง ARMA สมมุติว่าเรามีแบบจำลองดังนี้

$$x_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.24}$$

เพราะฉะนั้นความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (conditional variance) ของ x_{t+1} สามารถเขียนได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$Var(x_{t+1} \mid x_t) = E[(x_{t+1} - a_0 - a_1 x_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 \tag{2.25}$$

และจากที่ให้ $E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma_{t+1}^2$ จึงแสดงว่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขไม่ใช่ค่าคงที่ และจะได้แบบจำลองในการประมาณค่าส่วนที่เหลือ (Residuals) ออกมาดังนี้

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t+1}^2 + ... + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \nu_t \tag{2.26}$$

เมื่อ ν_t = white noise process

เราเรียกสมการที่มีลักษณะเช่นสมการ (2.26) ว่า a Autoregressive Conditional Heteroskedastic (ARCH) model และสมการ (26)เป็น ARCH(q) สมการ(26)ค่า $E\hat{\varepsilon}_{t+1}^2$ หรือ σ_{t+1}^2 จะประกอบไปด้วย 2 องค์ประกอบ คือ ค่าคงที่และความผันผวน (Volatility) ในคาบเวลาที่ผ่านมา ซึ่งเขียนได้เป็นส่วนเหลือกำลังสองของคาบในอดีต ARCH(term)ส่วนค่าสัมประสิทธิ์($\alpha_1, \alpha_2, ..\alpha_q$) สามารถหาค่าได้โดยวิธี Maximum Likelihood

2.2.5 แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

แบบจำลอง ARCH ของ Engle, Robert F. ได้มีการพัฒนาต่อโดย Bollerslev (1986) ด้วยการให้ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Variance) มีลักษณะเป็น ARMA process โดยให้ error process มีลักษณะดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \nu_t \sqrt{h_t} \tag{2.27}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ความแปรปรวนของ $\nu_t = \sigma_\nu^2 = 1$ และ

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \tag{2.28}$$

เมื่อ $\{\nu_t\}$ คือ white noise process ที่เป็นค่าอิสระจากเหตุการณ์ในอดีต (ε_{t-1}) ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขของ ε_t จะเท่ากับศูนย์ ดังนี้ คือ

$$E\varepsilon_t = Ev_t\sqrt{h_t} = 0 \tag{2.29}$$

สำหรับการหาความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t ถูกกำหนดโดยสมการ

$$E_{t-1}\varepsilon_t^2 = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i} \tag{2.30}$$

ดังนั้นความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t ถูกกำหนดโดย h_t ในสมการ (30)แบบจำลองนี้เรียกว่า Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) (p,q) นั้นใช้กระบวนการ Autoregressive และ Moving Average ในการหาค่าความแปรปรวนที่มีลักษณะ Heteroscedasticity Variance จะเห็นว่าถ้า p=0 และ q=1 เป็น GARCH (0,1) ก็คือ GARCH (1) นั่นเอง โดยสรุปว่า β_i ทั้งหมดมีค่าเป็นศูนย์แบบจำลอง GARCH (p,q) จะเทียบเท่ากับแบบจำลอง ARCH (q) คุณสมบัติที่สำคัญของแบบจำลอง GARCH คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข disturbances ของค่า x_t สร้างขึ้นมาจากกระบวนการ ARMA จึงสามารถคาดได้ว่าส่วนเหลือจากการทำ ARMA จะแสดงถึงรูปแบบคุณลักษณะเดียวกัน เช่น ถ้าการประมาณค่า $\{x_t\}$ ด้วยกระบวนการ ARMA ค่า Autocorrelation Function (ACF) ซึ่งเป็นค่าสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่มที่หน่วยเวลาห่างกันของกระบวนการเดียวกันและ Partial Autocorrelation Function (PACF) ของส่วนที่เหลือ (Residuals) ควรจะบ่งถึงกระบวนการ white noise และ ACF ของกำลังสองของส่วนที่เหลือ (Aquared Residuals) นำมาช่วยในการระบุถึงลำดับ (Order) ของกระบวนการ GARCH ซึ่งแบบจำลอง GARCH ต่างๆ นอกจากใช้ได้ประสบผลสำเร็จ แต่ก็มีข้อเสียอยู่สองประการในการประยุกต์ใช้กับการตั้งหรือคำนวณค่าทรัพย์สินประเภททุน(ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547 อ้างถึงใน สธนพล วิเชียรรัตนพันธ์, 2547)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2.6 แบบจำลอง Multivariate GARCH

รูปแบบหนึ่งของแบบจำลองพลวัตที่ความสัมพันธ์ของ Variances และCo variances ของ error terms สำหรับ N สมาชิกของ $y_t = (y_{1t},...,y_{Nt})'$ มีความสัมพันธ์กันดังสมการ

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \tag{2.31}$$

เมื่อ $\varepsilon_t = \sqrt{H_t}Z_t$, $\sqrt{H_t}$ เป็น NxN matrix (2.32)

$$Z_t = i.i.d \qquad E(Z_t) = 0 \qquad Var(Z_t) = I_N$$

$$\mu_t = \mathrm{E}(y_t \mid I_{t-1}) = \mathrm{E}_{t-1}(y_t) \tag{2.33}$$

$$H_t = \sqrt{H_t}(\sqrt{H_t}) = Var(y_t \mid I_{t-1}) = Var_{t-1}(y_t) \tag{2.34}$$

โดยที่ I_{t-1} เป็นข้อมูลข่าวสารที่เวลา t-1 $H_t^{1/2}$ เป็นเมตริก NxN ซึ่ง H_t เป็น Condition Variance Matrix ของ y_t ค่าของ μ_t และ H_t จะขึ้นกับ parameters θ ที่ไม่ทราบค่าโดยมีเงื่อนไขของ parameters θ คือ $H_t => 0 \ \forall t$ ส่วนมากจะพยายามหลีกเลี่ยงการมีจำนวน parameter มากๆ แต่ต้องเพียงพอสำหรับสภาพพลวัตของ H_t

1) รูปแบบต่างๆของ M-GARCH โดยพิจารณาจาก Conditional covariances

(1.1) แบบจำลอง Vector Error-Correction: (VEC) Bollerslev , Engle และ Wooldridge (1988) ได้เสนอแนวคิดทั่วไปเกี่ยวกับแบบจำลอง Multivariate GARCH ในรูปแบบจำลอง Vector Error-Correction (VEC)ในแบบจำลองนี้ h_{ijt} เป็น linear function ของ squared errors ในอดีต , cross product ของ errors และค่าในอดีตของ H_t ตัวอย่าง VEC(1,1) คือ

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1} \tag{2.35}$$

โดยที่ $h_t = \mathrm{vech}\ H_t$

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

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

$$\mathrm{vech}\ H_t = (h_{11t}, h_{21t}, h_{22t}, h_{31t}, ..., h_{NNt})^{'} \tag{2.36}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} & h_{13t} & \cdots & h_{1Nt} \\ h_{21t} & & & & \\ h_{31t} & & & & \\ \vdots & & & & \\ h_{N1t} & & & & h_{NNt} \end{bmatrix} \tag{2.37}$$

vec เป็นกระบวนการที่เปลี่ยนจากหนึ่ง matrix เป็น column vector :

$$H_t = (h_{11t}, h_{21t}, \ldots h_{Nlt}, h_{l2t}, h_{22t}, \ldots h_{NNt})' \tag{2.38}$$

$$\begin{bmatrix} h_{11t} \\ h_{21t} \\ h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \tag{2.39}$$

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 BEW (1988) เสนอแบบจำลอง 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

$$h_{11t} = c_1 + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12/2} \\ a_{12/2} & a_{13} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2} \left[\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_{11} & g_{12/2} \\ g_{12/2} & g_{13} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right] \tag{2.40}$$

$$h_{12t} = c_2 + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{21} & a_{22/2} \\ a_{22/2} & a_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2} \left[\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_{21} & g_{22/2} \\ g_{22/2} & g_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right] \tag{2.41}$$

$$h_{22t} = c_3 + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{31} & a_{32/2} \\ a_{32/2} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2} \left[\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_{31} & g_{32/2} \\ g_{32/2} & g_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right] \tag{2.42}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

นำค่า h ในแต่ละส่วนมารวมกันได้ดังนี้

$$H_t = \begin{pmatrix} c_1 & c_2 \\ c_2 & c_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \mathrm{x} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12/2} & a_{21} & a_{22/2} \\ a_{12/2} & a_{13} & a_{22/2} & a_{23} \\ a_{21} & a_{22/2} & a_{31} & a_{32/2} \\ a_{22/2} & a_{23} & a_{32/2} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & 0 \\ \varepsilon_{2,t-1} & 0 \\ 0 & \varepsilon_{1,t-1} \\ 0 & \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \mathrm{E}_{t-2}[\ldots] \tag{2.43}$$

ซึ่งสามารถจัดให้อยู่ในรูปแบบทั่วไปของ H_t ใน VEC (1,1) ดังนี้

$$H_t = C + \left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1}^{'}\right)\tilde{A}\left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1}\right) + \mathrm{E}_{t-2}\left\lfloor \left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1}^{'}\right)\tilde{G}\left(I_N \otimes \varepsilon_{t-1}\right)\right\rfloor \tag{2.44}$$

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

(1.2) แบบจำลอง Baba, Engle, Kraft และ Kroner :BEKK (1995) ได้พัฒนารูปแบบแบบจำลองกำลังสองในสมการ condition covariance เพื่อให้เกิดเฉพาะ positive definiteness ของการประมาณค่าในโครงสร้างดังเดิมในรูปแบบของ vech ในชื่อว่า BEKK model รูปแบบของแบบจำลอง BEKK(1,1,K) และไม่มีตัวแปรภายนอกเป็นดังนี้

$$H_t = C^{'}C + \sum_{k=1}^{k} A_k^{'}\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{'}A_k + \sum_{k=1}^{k} G_k^{'}H_{t-1}G_k \tag{2.45}$$

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

$$\begin{bmatrix} h_{11t} & h_{21t} \\ h_{12t} & h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} C_{11} & C_{21} \\ 0 & C_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^{'}\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}^{'}\begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{21,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \tag{2.46}$$

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

$$h_{11t} = w_{11}^{*} + \lambda_1^2 h_t \tag{2.47}$$

$$h_{21t} = w_{21}^{*} + \lambda_1 \lambda_2 h_t \tag{2.48}$$

$$h_{22t} = w_{22}^{*} + \lambda_2^2 h_t \tag{2.49}$$

โดยที่ $$\lambda_2 = \left(1 - w_1 \lambda_1\right) / \left(1 - w_1\right) \tag{2.50}$$

$$h_t = w + \alpha^2 f_{t-1}^2 + \beta^2 h_{t-1} \tag{2.51}$$

$$f_t = w' \varepsilon_t \tag{2.52}$$

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 $Var_{t-1}\left(e_t\right) = \Omega^{*}$ และ $Var_{t-1}\left(f_t\right) = h_t$ เราจะได้ว่า

$$Var_{t-1}\left(\varepsilon_t\right) = \Omega^{*} + \lambda \lambda' h_t \tag{2.53}$$

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)

2) รูปแบบต่างๆของ M GARCH โดยพิจารณาจาก Conditional Correlations

(2.1) แบบจำลอง Constant Conditional Correlation (CCC): Bollerslev (1990) ซึ่งเป็นแบบจำลองที่กำหนดสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างอนุกรมทางการเงินประเภทต่างเป็นค่าคงที่ โดยแบบจำลองนี้ได้แก้ไขข้อเสียของแบบจำลอง VEC รวมถึง Diagonal VEC ในเรื่องคุณสมบัติ Positive Definite และ Conditional Variance Covariance Matrix มีลายละเอียดดังนี้

เมื่อต้องการพิจารณาความสัมพันธ์ระหว่าง $y_{i,t}$ และ $y_{j,t}$ สามารถพิจารณาได้จากค่าสหสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไข (Condition Correlation) ตามสมการดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\rho_{ij,t} = \frac{h_{ij,t}}{\sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}} \tag{2.54}$$

โดยที่ $-1 \le \rho_{ij,t} \le 1$ สำหรับทุก t

ถึงแม้ว่าทั่วไป ค่าสัมประสิทธ์สหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข จะเป็นค่าขึ้นอยู่กับเวลา อันเนื่องมาจากการที่เมทริกซ์ H_t มีค่าเปลี่ยนแปลงไปในแต่ละช่วงเวลา แต่ Bollerslev ได้กำหนดให้ ความแปรปรวนร่วมแบบมีเงื่อนไขตามช่วงเวลา (Time Varying Conditional Covariance) มีค่าเป็นสัดส่วนกับรากที่สองของผลคูณของความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขตามช่วงเวลา (Time Varying Conditional Variance) เขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$h_{ijt} = \rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jjt}} \qquad \forall i \neq j \tag{2.55}$$

โดยที่ $h_{ii,t} = \omega_i \sigma_{i,t}^2$ i = 1,2,……N (2.56)

ω_i = A Positive Time Invariant Scalar

$\sigma_{i,t}^2 > 0$ สำหรับทุก t

จากการกำหนดเงื่อนไขตามสมการ (2.55) จะทำให้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข (Conditional Correlation Coefficients) มีค่าคงที่ตลอดเวลา

จากสมการ(2.55) และ (2.56) จะนำไปสู่การเขียน Variance Covariance Matrix H_t ซึ่งสามารถนำเมทริกซ์ H_t มาแยกออกได้ความสัมพันธ์ดังต่อไปนี้

$$H_t = D_t R D_t \tag{2.57}$$

โดยที่ $D_t = diag(\sigma_{1t}, \sigma_{2t}, ...\sigma_{Nt})$ (2.58)

R = Time Invariant Matrix ขนาด NxN โดยมีสมาชิก $\rho_{ij}(\omega_i \omega_j)^{1/2}$ ในแถวที่ I หลักที่ j

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการที่ (2.57) สามารถเขียนแสดงสมาชิกในแต่ละเมทริกซ์ได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t}.... & h_{1N,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t}.... & h_{2N,t} \\ ..... & ..... & ..... \\ h_{N1,t} & h_{N2,t}.... & h_{NN,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{1t} & 0 & 0... & 0 \\ 0 & \sigma_{2t} & 0... & 0 \\ ..... & ..... & ..... & .... \\ 0 & 0 & 0... & \sigma_{Nt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12}\sqrt{\omega_1\omega_2} & ... & \rho_{1N}\sqrt{\omega_1\omega_N} \\ \rho_{21}\sqrt{\omega_2\omega_1} & 1 & ... & \rho_{2N}\sqrt{\omega_2\omega_N} \\ ..... & ..... & ..... & .... \\ \rho_{N1}\sqrt{\omega_N\omega_1} & \rho_{N2}\sqrt{\omega_N\omega_2} & ... & 1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{1t} & 0 & 0... & 0 \\ 0 & \sigma_{2t} & 0... & 0 \\ ..... & ..... & ..... & .... \\ 0 & 0 & 0... & \sigma_{Nt} \end{bmatrix} \tag{2.59}$$

$$= \begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sqrt{\omega_1\omega_2}\rho_{12}\sigma_{1t}\sigma_{2t} & ... & \sqrt{\omega_1\omega_N}\rho_{1N}\sigma_{1t}\sigma_{Nt} \\ \sqrt{\omega_2\omega_1}\rho_{21}\sigma_{1t}\sigma_{2t} & \sigma_{1t}^2 & ... & \sqrt{\omega_2\omega_N}\rho_{2N}\sigma_{2t}\sigma_{Nt} \\ ..... & ..... & ..... & .... \\ \sqrt{\omega_N\omega_1}\rho_{N1}\sigma_{Nt}\sigma_{1t} & \sqrt{\omega_N\omega_2}\rho_{N2}\sigma_{Nt}\sigma_{2t} & ... & \sigma_{1t}^2 \end{bmatrix} \tag{2.60}$$

หรือเขียนในอีกรูปแบบหนึ่งได้ดังนี้

$$h_{ii,t} = \sqrt{\omega_i\omega_j}\,\rho_{ij}\sigma_{it}\sigma_{jt}$$

$$= \sqrt{\omega_i\omega_j}\,\rho_{ij}\sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}}$$

$$= (\omega_i\omega_j)^{1/2}\rho_{ij}(h_{ii,t}h_{jj,t})^{1/2} \tag{2.61}$$

ในกรณีนี้ $R_t = R = (\rho_{ij}), \rho_{ii} = 1$ ค่า Conditional Correlation มีค่าคงที่ (CCC) ดังนั้น $h_{ijt} = \rho_{ij}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}} \quad \forall i \neq j$ จำนวน parameters ที่จำเป็นคือ $\frac{N(N+5)}{2}$

(2.2) แบบจำลอง Dynamic Conditional Correlations (DCC): Engle (2001)

เป็นแบบจำลองที่พัฒนาต่อจากแบบจำลอง CCC ของ Bollerslev(1990) แบบจำลอง DCC ช่วยให้ค่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์อย่างมีเงื่อนไข สามารถมีค่าเปลี่ยนแปลงไปในแต่ละช่วงเวลาได้ โดยเขียนแสดง Variance Covariance Matrix ได้ดังนี้

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{2.62}$$

เขียนแสดงสมาชิกของ R_t และ D_t ได้ดังนี้

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & 0... & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & 0... & 0 \\ ..... & ..... & ..... & .... \\ 0 & 0 & 0... & \sqrt{h_{nn,t}} \end{bmatrix} \quad R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & ... & \rho_{1N,t} \\ \rho_{21,t} & 1 & ... & \rho_{2N,t} \\ ..... & ..... & ..... & .... \\ \rho_{N1,t} & \rho_{N2,t} & ... & 1 \end{bmatrix}$$

สำหรับ $h_{ii,t}$ ซึ่งเป็นสมาชิกในแนวเส้นทแยงมุมของเมทริกซ์ D_t สามารถเขียนแสดงในรูปของ Univariate GARCH ได้ดังนี้

$$h_{ii,t} = \omega_i + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{ij} \varepsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ij} h_{ii,t-i} \qquad \text{, i = 1,2,...N} \tag{2.63}$$

สำหรับการคำนวณ Conditional Correlations Matrix สามารถคำนวณได้จากความสัมพันธ์ตามสมการ ต่อไปนี้

$$R_t = Q_t^{1/2} Q_t Q_t^{1/2} \tag{2.64}$$

โดยที่ $Q_t = \begin{bmatrix} q_{11} & 0 & 0... & 0 \\ 0 & q_{22} & 0... & 0 \\ ..... & ..... & ..... & .... \\ 0 & 0 & 0... & q_{NN} \end{bmatrix}$ (2.65)

เราสามารถคำนวณเมทริกซ์ Q_t ได้ดังนี้

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^{M} \alpha_m - \sum_{n=1}^{N} \beta_n)\overline{Q} + \sum_{m=1}^{M} \alpha_m (\xi_{t-m} \xi'_{t-m}) + \sum_{n=1}^{N} \beta_n Q_{t-n} \tag{2.66}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ ξ_{t-m} เป็น sample correlation matrix ของ Standardized Residuals ที่อยู่ในรูปของ Univariate GARCH ($\xi_{t-m} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{ii,t}}}$)

$\overline{Q}$ = เมทริกซ์จัตุรัสความแปรปรวนร่วมแบบไม่มีเงื่อนไขของความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standardized Shock) ξ_t

สำหรับ $\tau = t - M, t - M + 1, \ldots, t - 1$ ซึ่งเงื่อนไขที่จำเป็นเพื่อให้แน่ใจว่า ψ_{t-1} จะเป็น positive คือ $M \geq N$

จากสมการ (2.66) เมื่อนำมาเขียนในอีกรูปแบบหนึ่งในกรณีที่ M=1 และ N=1 จะเขียนได้ดังนี้

$$q_{ij,t} = (1-\alpha-\beta)\overline{\rho}_{ij} + \alpha_1(\xi_{t-m}\xi'_{t-m}) + \beta q_{ij,t-1} \qquad \text{i,j = 1,2,...N และ i} \neq \text{ j} \qquad (2.67)$$

โดยที่ $q_{ij,t}$ = ความสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขระหว่างความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standardized Residuals) $\xi_{i,t}$ และ $\xi_{j,t}$

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 การทดสอบ Ljung-Box Q-Statistic

เป็นการทดสอบว่าสหสัมพันธ์ในตัวเองในส่วนเหลือทุกช่วงเวลาที่ห่างกัน k มีความอิสระกันหรือไม่ โดยมีสมมติฐานดังนี้

$$H_0 : \rho(a_t) = \rho(a_t) = \ldots = \rho(a_t) = 0 \qquad (2.68)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$H_1 : \rho(a_t) \neq \rho(a_t) \neq ... \neq \rho(a_t) \neq 0 \quad (2.69)$$

คำนวณตามสมการต่อไปนี้

$$Q_{LB} - stat = T(T+2)\sum (r_j^2 \mid T-j) \quad (2.70)$$

เมื่อ r_j คือ สหสัมพันธ์ในตัวเองลำดับที่ j โดยที่ j=1,….,k

T คือ จำนวนค่าสังเกต

ภายใต้ส่วนเหลือจากการประมาณด้วยแบบจำลอง ARIMA ค่า Q_{LB} มีการแจกแจงแบบไคสแควส์ (χ^2) ด้วยระดับความเป็นอิสระ (Degree of Freedom) เท่ากับจำนวนของสายสัมพันธ์ในตัวเองลบด้วยจำนวนของพารามิเตอร์ Autoregressive (AR) และ Moving (MA) ที่ได้มาจากการประมาณหรือ k-m

จะยอมรับสมมติฐานหลักเมื่อ $Q_{LB} \leq \chi^2_{\alpha,k-m}$ คือ ส่วนที่เหลือเป็นอิสระต่อกันที่ความล่า k และถ้าปฏิเสธสมมติฐานหลักเมื่อ $Q_{LB} \geq \chi^2_{\alpha,k-m}$ คือ เกิดสหสัมพันธ์ในตัวเองอย่างน้อยหนึ่งค่าในส่วนเหลือที่ไม่เท่ากับศูนย์

2.2.8 เกณฑ์การเลือกรูปแบบของแบบจำลองที่ดีที่สุด (Model selection)

การเลือกแบบจำลอง (Model selection) สำหรับการประมาณค่าสมการเชิงเศรษฐมิตินั้น เมื่อได้รูปแบบของแบบจำลองที่เหมาะสมหลายรูปแบบต้องมีแนวทางในการเลือกรูปแบบของแบบจำลองที่ดีที่สุด โดยพิจารณาจากค่า Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Information Criterion (SIC) รูปแบบของแบบจำลองที่ให้ค่า AIC และ SIC น้อยที่สุดจะเป็นรูปแบบที่ดีที่สุด โดย Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Information Criterion (SIC) สามารถคำนวณได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$\text{Akaike Information Criterion (AIC)} = -2t/\eta + 2k/\eta \quad (2.71)$$

$$\text{Schwartz Information Criterion (SIC)} = -2t/\eta + k\log\eta/\eta \quad (2.72)$$

โดยที่ k เป็นจำนวนของพารามิเตอร์ที่ทำการประมาณค่า

η เป็นจำนวนของค่าสังเกต

ι เป็นค่าของ Log likelihood function ที่ใช้พารามิเตอร์ที่ถูกประมาณค่า k ตัว

โดยในการศึกษาครั้งนี้ใช้การพิจารณาค่า Schwarz Information Criterion (SIC) เป็นเกณฑ์ในการเลือกแบบจำลองที่ดีที่สุด

2.3 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ปฏล ป่านทอง (2548) ได้ทำการศึกษาการประมาณค่าความผันผวนของผลตอบแทนของหลักทรัพย์ด้วยวิธีการ์ชเพื่อใช้ประมาณราคาความใบสำคัญแสดงสิทธิด้วยแบบจำลองแบล็คและโชลส์ การศึกษานี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายสัปดาห์ตั้งแต่ เดือนมกราคม 2545 ถึงมีนาคม 2548 ของหลักทรัพย์ธนาคารกรุงศรีอยุธยา จำกัด (มหาชน) หรือ BAY บริษัทปิกนิกแก๊ส แอนด์เอ็นจิเนียริ่ง จำกัด (มหาชน) หรือ PICNI บริษัทชินคอร์เปอเรชั่น จำกัด (มหาชน) หรือ SHIN บริษัทจัสมินอิเตอร์เนชั่นแนล จำกัด (มหาชน) หรือ JAS บริษัท เจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัด (มหาชน) หรือ CPF

ผลการศึกษาพบว่าข้อมูลผลตอบแทนของบริษัททั้ง % ตัวมีลักษณะนิ่งที่ I(0)และการประมาณค่าความผันผวนจากผลตอบแทนของหลักทรัพย์ทั้ง 5 ตัวโดยวิธี GARCH และแบบจำลอง ARIMA พบว่าประมาณค่าใบสำคัญแสดงสิทธิของธนาคารกรุงศรีอยุธยาจำกัด (มหาชน) โดยวิธี GARCH(1,1) มีความคลาดเคลื่อนร้อยละ 69.12 การประมาณค่าใบสำคัญแสดงสิทธิของ บริษัทปิกนิกแก๊ส แอนด์เอ็นจิเนียริ่ง จำกัด (มหาชน) มีความคลาดเคลื่อนร้อยละ 37.2 การประมาณค่าใบสำคัญแสดงสิทธิของบริษัทชินคอร์เปอเรชั่น จำกัด (มหาชน) โดยใช้แบบจำลอง ARIMA (0,1,0)มีความคลาดเคลื่อนร้อยละ 9.5 การประมาณค่าใบสำคัญแสดงสิทธิของบริษัทบริษัทจัสมินอิเตอร์เนชั่นแนล จำกัด (มหาชน) โดยใช้แบบจำลอง ARIMA (2,0,2)มีความคลาดเคลื่อนร้อยละ 7.14 การประมาณค่าใบสำคัญแสดงสิทธิของบริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัด (มหาชน) โดยใช้แบบจำลอง ARIMA (2,0,2)มีความคลาดเคลื่อนร้อยละ 13.69 และจากการศึกษาการประมาณค่าความผันผวนของผลตอบแทนของหลักทรัพย์เพื่อใช้ประมาณราคาความสำคัญใบสำคัญแสดงสิทธิด้วยวิธีการ์ช และการประมาณค่าความผันผวนของผลตอบแทนของหลักทรัพย์เพื่อใช้ประมาณราคาความสำคัญใบสำคัญแสดงสิทธิด้วยแบบจำลองแบล็คและโชลส์ดั้งเดิม พบว่าการประมาณค่าความผันผวนของผลตอบแทนของหลักทรัพย์เพื่อใช้ประมาณราคาความสำคัญใบสำคัญแสดงสิทธิด้วยวิธีการ์ช มีประสิทธิภาพในการระเมินราคาใบสำคัญแสดงสิทธิด้อยกว่า การประมาณค่าความผันผวนของผลตอบแทนของหลักทรัพย์เพื่อใช้ประมาณราคาความสำคัญใบสำคัญแสดงสิทธิด้วยวิธีแบบจำลองแบล็คและโชลส์ดั้งเดิม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

น้ำริน ผลไสว (2550) ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์โดยแบบจำลองอารีอีการ์ช จะทำการศึกษาความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์ที่ทำการซื้อขายที่สำคัญใน 5 ประเทศ คือ ไทย สิงคโปร์ มาเลเซีย อินโดนีเซีย และฟิลิปปินส์ ซึ่งใช้อนุกรมเวลาราคาปิดรายวันของดัชนีราคาหลักทรัพย์ของตลาดหลักทรัพย์ไทย (SET Index) ตลาดหลักทรัพย์สิงคโปร์ (Straits Times) ตลาดหลักทรัพย์มาเลเซีย(KLSE-Composite) ตลาดหลักทรัพย์อินโดนีเซีย(JSX-Composite) และตลาดหลักทรัพย์ฟิลิปปินส์(PSE-Composite) โดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม 2546 ถึงวันที่ 29 มิถุนายน 2550 พร้อมกันทุกตลาดในจำนวน 1100 ข้อมูล 1127ข้อมูล 1108ข้อมูล 1091ข้อมูล และ 1109 ข้อมูล ตามลำดับ

ผลการทดสอบความนิ่งโดยวิธี ADF Test พบว่าข้อมูลอัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์มีลักษณะนิ่งที่ระดับ Level (I(0)) จากการพิจารณาผลคอเรลโลแกรม ได้ทำการเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมเพียงรูปแบบเดียวสำหรับอัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์แต่ละประเทศโดยใช้แบบจำลองอารีอีการ์ช และเมื่อทำการตรวจสอบความถูกต้องของแบบจำลองทั้งหมดพบว่ามีลักษณะเป็น white noise ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ผลการพยากรณ์อัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์แต่ละประเทศ พบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมสุดสำหรับอัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์ไทย สิงคโปร์ มาเลเซีย อินโดนีเซีย และฟิลิปปินส์ คือ แบบจำลอง AR(1) และ E-GARCH(1,1) แบบจำลอง ARIMA (2,0,3) และ E-GARCH(1,1) และแบบจำลอง ARIMA (2,0,1) และ E-GARCH(1,1) ตามลำดับ การศึกษาการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์จึงสรุปได้ว่า แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์อัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แต่ละประเทศนั้น เป็นแบบจำลองที่แตกต่างกันขึ้นอยู่กับลักษณะความเคลื่อนไหวของราคาหลักทรัพย์แต่ละประเทศ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

นบพงศ์ เอี่ยมไพบูลย์พันธ์(2546) ศึกษาถึงความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยของประเทศไทย มาเลเซีย อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ และ เกาหลีใต้ ในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจ ตั้งแต่ปี ค.ศ. 1996-ค.ศ. 1998 และทำการทดสอบว่ามีการส่งผ่านของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย (Interest Rate Volatility Transmission) จากไทยไปยังประเทศในภูมิภาคเอเชียตะวันออกเกิดขึ้นในช่วงวิกฤตเศรษฐกิจเอเชียหรือไม่ ทั้งนี้ความอ่อนแอของระบบเศรษฐกิจในไทยซึ่งอาจสะท้อนจากความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่เกิดขึ้นในไทยอาจส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงค่าของอัตราดอกเบี้ยในประเทศต่างๆ โดยผ่านทางช่องทางความเชื่อมโยงด้านการเงิน การศึกษาครั้งนี้ทำการทดสอบการ

ส่งผ่านของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยจากไทยไปยังประเทศอื่นๆ โดยใช้แบบจำลอง VARX-Multivariate GARCH สำหรับ Mean Equation จะเป็นการประมาณค่าแบบจำลอง VARX เพื่อใช้ในการอธิบาย (Capture) การเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยในลักษณะ First Moment ขณะที่การเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยในลักษณะ Second Moment จะถูกประมาณค่าโดยแบบจำลอง Multivariate (MV) GARCH ซึ่งเป็นการประมาณค่า Variance Equation โดยตัวแบบที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ คือ BEKK(1,1) MV Model ข้อมูลที่ใช้ในการทดสอบประกอบด้วยอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมระหว่างธนาคารแบบ Overnight รายวันของประเทศไทย มาเลเซีย อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ เกาหลีใต้ และ Federal Fund Rate ของสหรัฐอเมริกา โดยเก็บข้อมูลตั้งแต่ปี ค.ศ. 1996-ค.ศ. 1998 จากการทดสอบเชิงประจักษ์ พบผลการศึกษาที่สำคัญสามารถสรุปได้ คือ เกิดการส่งผ่านของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยจากประเทศไทยไปยังความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยของอินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ และเกาหลีใต้ ณ ระดับนัยสำคัญ 1% และเกิดการส่งผ่านของ Shock จากประเทศไทยไปยังความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยของมาเลเซีย อินโดนีเซีย และเกาหลีใต้ ณ ระดับนัยสำคัญ 1% จากผลการศึกษาที่ได้ข้างต้นสามารถอธิบายได้ว่าความเชื่อมโยงด้านการเงินโดยเฉพาะอย่างยิ่งความเชื่อมโยงด้านการเงินทางอ้อมซึ่งส่งผ่านทางนักลงทุนระหว่างประเทศจัดเป็นช่องทางที่มีความสำคัญในการอธิบายการส่งผ่านของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยของไทยไปประเทศต่างๆ นอกจากนั้น ยังพบอีกว่าความอ่อนแอของปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจภายในประเทศและความคล้ายคลึงกันของปัจจัยพื้นฐานทางเศรษฐกิจก็อาจเป็นอีกช่องทางหนึ่งที่มีบทบาทในการอธิบายการส่งผ่านของความผันผวนที่เกิดขึ้น

อภิสิทธิ์ สรรพดิลก (2548) ศึกษาเรื่อง การส่งผ่านความไม่แน่นอนของปัจจัยที่มีผลในตลาดซื้อขายไฟฟ้าจากประสบการณ์ของต่างประเทศโดยใช้วิธีแบบจำลอง Multivariate GARCH ซึ่งเป็นการศึกษาการส่งผ่านความไม่แน่นอนของปัจจัยต่างๆ ที่มีผลต่อราคาไฟฟ้าในตลาดการซื้อขายไฟฟ้าของประเทศอังกฤษและกลุ่มประเทศนอร์ดิค เพื่อนำประสบการณ์จากตลาดซื้อขายไฟฟ้าจากต่างประเทศมาคาดคะเนผลที่คาดว่าจะเกิดในประเทศไทยภายหลังการปรับโครงสร้างและแปรรูปกิจการไฟฟ้า โดยความไม่แน่นอนของราคาในตลาดการซื้อขายไฟฟ้า ในประเทศอังกฤษและในกลุ่มประเทศนอร์ดิค น่าจะสะท้อนถึงความไม่แน่นอนของราคาไฟฟ้า ที่จะเกิดขึ้นในประเทศไทยภายใต้รูปแบบการซื้อขายไฟฟ้าที่เหมือนกัน ผลการศึกษาพบว่าความไม่แน่นอนของราคาไฟฟ้าถูกส่งผ่านมาจากความไม่แน่นอนของราคาไฟฟ้าในอดีตเป็นหลักในทั้งสองประเทศ ซึ่งสามารถลดความไม่แน่นอนนี้ได้ด้วยเครื่องมือทางการเงิน เช่นตลาดซื้อขายล่วงหน้า ในขณะที่ปัจจัยอื่นที่ส่งผลต่อการส่งผ่านความแน่นอนของราคาไฟฟ้าจะขึ้นอยู่กับปัจจัยภายในของแต่ละประเทศ เช่น สภาพ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ภูมิอากาศ กำลังการผลิตไฟฟ้าและจำนวนผู้ทำการซื้อขายไฟฟ้าในตลาด นอกจากนี้หากนำรูปแบบตลาดของกลุ่มประเทศนอร์คิดที่ใช้ช่วงเวลาในการซื้อขายครั้งละหนึ่งชั่วโมงมาประยุกต์ใช้ในประเทศไทยจะทำให้เกิดความไม่แน่นอนน้อยกว่าการใช้รูปแบบกรซื้อขายไฟฟ้าที่ใช้ช่วงเวลาครั้งละครึ่งชั่วโมงของประเทศอังกฤษ

ฐิติมา ศรีจันราพันธุ์ (2438) ได้ศึกษาเรื่อง ผลกระทบการปรับตัวอัตราดอกเบี้ยของธนาคารสหรัฐอเมริกาต่อดัชนีราคาหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ผลการศึกษาสรุปได้ว่า การปรับเพิ่ม ลด อัตราดอกเบี้ย Fed Fund Rate มีอิทธิพลต่อดัชนีราคาหลักทรัพย์ทางอ้อม โดยผ่านทางตัวแปรสภาพคล่องทางการเงิน ซึ่งผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรที่มีระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 และมีความสัมพันธ์ในทางบวกกับดัชนีราคาหลักทรัพย์ ได้แก่ ดัชนีอุตสาหกรรมดาวโจนส์ มูลค่าการซื้อขายของนักลงทุนต่างประเทศ ปริมาณสินเชื่อในระบบเศรษฐกิจ ส่วนตัวแปรอิสระอื่นๆ พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ คือการคาดคะเนการเปลี่ยนแปลงในอัตราแลกเปลี่ยน การปรับเพิ่ม ลด ของอัตราดอกเบี้ย Fed Fund Rate และอัตราดอกเบี้ยเงินฝาก

นอกจากนี้ยังพบว่า เมื่อประเทศไทยมีการเชื่อมโยงกับต่างประเทศ อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศจะมีอิทธิพลในการกำหนดอัตราดอกเบี้ยในประเทศมากขึ้น และกระทบต่อสภาพคล่องทางการเงิน เช่น เมื่อมีการปรับลดอัตราดอกเบี้ย Fed Fund Rate จะมีเงินทุนไหลเข้าประเทศไทยเพื่อหาอัตราผลตอบแทนที่สูงกว่า ทำให้เกิดส่วนเกินของปริมาณเงินของเงินทุนในประเทศ เพื่อหาอัตราผลตอบแทนที่สูงกว่า ทำให้เกิดส่วนเกินของปริมาณเงินของเงินทุนในประเทศ อัตราดอกเบี้ยในประเทศปรับตัวลดลง กระตุ้นการบริโภคและการลงทุน ส่งผลให้สินเชื่อขยายตัว ระบบเศรษฐกิจขยายตัวต่อเนื่อง ผลประกอบการของบริษัท และโอกาสขยายธุรกิจดีขึ้น นักลงทุนจึงเพิ่มปริมาณความต้องการซื้อหลักทรัพย์เพื่อหวังผลตอบแทนที่ดีในอนาคต ดังนั้นดัชนีหลักทรัพย์จึงปรับตัวสูงขึ้น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Philip J. Young และ Robert R. Johnson (2005) ศึกษาเรื่องการส่งผ่านความผันผวนระหว่างตลาดหุ้นและตลาดพันธบัตร กรณีศึกษาประเทศสวิสเซอร์แลนด์ ผลการศึกษาพบว่า แนวโน้มในระยะยาวของของอัตราส่วนความผันผวนของตลาดพันธบัตรต่อความผันผวนของตลาดหุ้นของประเทศสวิสเซอแลนด์มีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น แต่ไม่สามารถอธิบายพฤติกรรมของแนวโน้มได้ ความผันผวนของตลาดพันธบัตรจะมีผลกระทบต่อความผันผวนของตลาดหุ้นและทำให้เกิดการแกว่งตัวของความผันผวนในระดับที่น้อยมาก อย่างไรก็ตามการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของตลาดพันธบัตรและตลาดหุ้นนั้นไม่ค่อยมีความเสถียรภาพ ซึ่งสามารถยืนยันได้จากการ

แก่วงตัวของค่าสัมประสิทธ์สหสัมพันธ์และค่าสัมประสิทธ์เบต้าของผลตอบแทนตลาดพันธบัตรและตลาดหุ้น ในช่วงท้ายของปี 1970,1980และช่วงต้นปี 2000 พบว่าค่าประสิทธ์สหสัมพันธ์และค่าสัมประสิทธ์เบต้านั้นเป็นลบ มีผลให้ความสัมพันธ์ระหว่างตลาดหุ้นและตลาดพันธบัตรเป็นไปในทิศทางตรงข้าม ในงานวิจัยนี้ยังทำการพยากรณ์ความผันผวนด้วยแบบจำลอง GARCH(1,1) ซึ่งชี้เห็นถึงการกระจุกตัวของความผันผวนทั้งสองตลาดและสามารถใช้แบบจำลอง GARCH(1,1) เพื่อพยากรณ์มูลค่าตลาดในทั้งสองตลาด ซึ่งขัดแย้งกับการศึกษาของReilly,Wright และ Chan (2000) ที่พบการกระจุกตัวของความผันผวนเฉพาะในตลาดพันธบัตรในประเทศสหรัฐอเมริกา เป็นกาชี้ให้เห็นถึงพฤติกรรมที่แตกต่างกันของตลาดการเงินทั่วโลก

Reilly,Wright และ Chanพบว่าในตลาดเงินในประเทศสหรัฐอเมริกา ค่าสัมประสิทธ์สหสัมพันธ์ระหว่างตลาดหุ้นและตลาดพันธบัตรที่มีค่าสูงทำให้การกระจายตัวของผลตอบแทนในพันธบัตรลดน้อยลง ซึ่งช่วยยืนยันว่าตลาดพันธบัตรและตลาดหุ้นในประเทศสวิสเซอร์แลนด์มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามและมีการเพิ่มสูงขึ้นเล็กน้อยเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป

Fang, V., Y.C. Lim, และ C.T. Lin (2007) ทำการศึกษาเรื่องการส่งผ่านความผันผวนระหว่างตลาดหุ้นและตลาดพันธบัตร กรณีศึกษาประเทศญี่ปุ่นและประเทศสหรัฐอเมริกา โดยใช้แบบจำลอง BEKK โดยผลการทดลองพบว่าข้อมูลที่นำมาศึกษานั้นมีความเชื่อมโยงกันแง่ของการเป็นข้อมูลทางการเงินที่มีลักษณะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนแตกต่างกัน โดยทั้งสองประเทศนั้นความผันผวนของตลาดหุ้นมีอิทธิพลเหนือกว่าตลาดพันธบัตร แต่สาเหตุของผลกระทบที่เกิดในในช่วงเวลาเดียวกันนั้นจะพบได้เฉพาะประเทศสหรัฐอเมริกา ในขณะที่ประเทศญี่ปุ่นมีการล่าช้า(lag length)ของสาเหตุของผลกระทบ

ผลของการศึกษาผลกระทบของทั้งตลาดหุ้นและตลาดพันธบัตรระหว่างสองประเทศพบว่า ตลาดหุ้นของทั้งสองประเทศมีการเชื่อมโยงความผันผวนต่อกันในระดับที่สูง กล่าวคือหากเกิดความผันผวนในตลาดหุ้นของประเทศหนึ่งแล้วตลาดหุ้นของอีกประเทศก็จะได้รับผลกระทบจากความผันผวนเช่นกัน ในขณะที่ไม่มีการพบการเชื่อมโยงความผันผวนระหว่างตลาดพันธบัตรของทั้งสองประเทศ นั่นทำให้ทราบว่าการส่งผ่านความผันผวนระหว่างตลาดพันธบัตรของประเทศต่างๆนั้นไม่พบการเชื่อมโยงความผันผวนระหว่างตลาดของแต่ละประเทศ ตัวอย่างเช่นพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอเมริกาที่ได้รับความนิยมอย่างแพร่หลาย แต่ก็ไม่พบว่ามีการเชื่อมโยงความผันผวนกับตลาดพันธบัตรในประเทศอื่น ซึ่งถ้านำการศึกษาของ Campbell and Taksler (2003) ที่พบว่าความผิดปกติของความผันผวนในตลาดหุ้นนั้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับผลตอบแทนของพันธบัตรมาเปรียบเทียบดูแล้ว ยิ่งทำให้ทราบว่าผลการวิจัยครั้งนี้ใกล้เคียงความจริงมาก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

R. Bewley, D. Rees และ P. Berg (2004) ศึกษาผลกระทบของความผันผวนตลาดหุ้นต่อการกระจายความน่าเชื่อถือของตราสารหนี้ ทั้งนี้เพราะการเพิ่มขึ้นเพียงเล็กน้อยของตราสารหนี้ในประเทศออสเตรเลียได้กระตุ้นให้อัตราดอกเบี้ยของผลตอบแทนและปัจจัยอื่นที่เป็นตัวกำหนดความน่าเชื่อถือของตราสารหนี้เปลี่ยนแปลงโดยใช้วิธีวัดสองแบบด้วยกัน แบบแรกเป็นการวัดระดับความผันผวนของราคาการซื้อขายตราสารหนี้ ในขณะที่อีกวิธีได้จากการวัดการมีความแปรปรวนที่แตกต่างกันอย่างมีเงื่อนไข (condition heteroscedastic)โดยใช้แบบจำลอง GARCH เพื่อวัดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีตลาดหุ้นว่าส่งผลอย่างไรต่อการกระจายความน่าเชื่อถือของตราสารหนี้ ผลการศึกษาพบว่าความผันผวนของตลาดหุ้นที่หาจากวิธีแรกนั้น ไม่มีความสัมพันธ์ต่อราคาการซื้อขายตราสารหนี้ที่ระดับนัยสำคัญ ในขณะที่ผลการศึกษาอีกวิธีพบว่าความผันผวนของตลาดหุ้นที่ใช้แบบจำลอง GARCH นั้นมีความสัมพันธ์ในทางตรงกันข้ามต่อการกระจายความน่าเชื่อถือของตราสารหนี้ที่ระดับนัยสำคัญ กล่าวคือถ้าหากตลาดหุ้นมีความผันผวนมากขึ้น ก็จะส่งผลให้การกระจายระดับความน่าเชื่อถือของตราสารหนี้ลดลง

Goyal (2000) ศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์ความผันผวนของอัตราผลตอบแทนจากหลักทรัพย์ โดยแบบจำลอง GARCH เพื่อดูว่าประสิทธิภาพในการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง GARCH แบบต่างๆ มีความสามารถในการส่งผ่านความผันผวนจากข้อมูลผลตอบแทนรายวัน และยังทำการทดสอบแบบ out of sample ของแบบจำลอง GARCH เทียบกับแบบจำลอง ARMA ถึงความสามารถในการพยากรณ์ของทั้งสองแบบจำลอง ผลการศึกษาพบว่า แบบจำลอง GARCH นั้นไม่สามารถที่จะจับความหลากหลายของความผันผวนได้ทั้งหมด การประมาณค่าความผันผวนด้วยวิธีถดถอยจากแบบจำลอง GARCH ส่วนใหญ่จะตกอยู่ในช่วงความเชื่อมั่นของกลุ่มตัวแทนของความผันผวนที่เกิดขึ้นจริง ความน่าสนใจของผลการศึกษาอย่างหนึ่ง คือ การแก้ไขปัญหาของสหสัมพันธ์ระหว่างผลตอบแทนและความผันผวนนั้น จะพบเสมอว่าไม่เกิดนัยสำคัญเชิงบวก ซึ่งขัดแย้งกับแบบจำลอง Merton ที่พยากรณ์ว่า เกิดสหสัมพันธ์เชิงบวกระหว่างความผันผวนที่คาดไว้และผลตอบแทนจากหลักทรัพย์ และได้ยืนยันถึงสหสัมพันธ์เชิงลบระหว่างความผันผวนที่ไม่ได้คาดไว้กับผลตอบแทนจากหลักทรัพย์ ผลสรุปสุดท้ายการทดลอบกับกลุ่มตัวอย่างแบบ out of sample ได้บ่งบอกว่าแบบจำลอง ARMA ในการวัดความผันผวนนี้มีลักษณะที่ดีกว่าแบบจำลอง GARCH แม้ว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติก็ตาม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved