บทที่ 2

แนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดที่ใช้ในการศึกษา

ในสภาวะปัจจุบันโลกก้าวเข้าสู่ยุคโลกาภิวัฒน์พรมแดนของประเทศไม่ได้ถูกปิดกั้นอีกต่อไป ไม่ว่าจะเป็นทางด้านการติดต่อสื่อสาร การคมนาคม การค้าระหว่างประเทศ ดังนั้นแล้วการเปลี่ยนแปลงทางด้านเศรษฐกิจของประเทศหนึ่งอาจจะส่งผลกระทบต่อการลงทุนในประเทศนั้น หรือการลงทุนในอีกประเทศหนึ่ง ดังกรณีเหตุการณ์ในต่างๆ เช่น ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยได้รับผลกระทบจากปัจจัยทั้งภายในและภายนอกประเทศ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในช่วงปี 2551 ที่ผ่านมาในช่วงครึ่งปีแรก ภาวะวิกฤตการณ์ทางการเงินประกอบกับวิกฤตการณ์ราคาน้ำมันที่ปรับตัวสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง อีกทั้งการขาดเสถียรภาพทางการเมืองในประเทศล้วนแต่ส่งผลกระทบเชิงลบต่อตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ในช่วงครึ่งปีหลังผลต่อเนื่องจากปัญหาสินเชื่อสังหาริมทรัพย์ประเภทด้อยมาตรฐาน (Subprime Loan) ในสหรัฐอเมริกา ทำให้สถาบันทางการเงินหลายแห่งทั่วโลกประสบกับปัญหาการขาดสภาพคล่องเข้าสู่ภาวะล้มละลาย ส่งผลทำให้เกิดการชะลอตัวของเศรษฐกิจโลกเช่นเดียวกับการลงทุนที่เกิดขึ้นในภูมิภาคเอเชีย เป็นต้น (ที่มา :www.set.or.th ,2551)

การลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศที่เข้ามาขยายการผลิตในประเทศไทยมีทิศทางชะลอตัวจากผลกระทบปัจจัยทางการเมือง เอเชียนับเป็นประเทศผู้ลงทุนรายสำคัญที่สุดในประเทศไทย โดยพบว่าประเทศญี่ปุ่น, ประเทศฮ่องกง และประเทศสิงคโปร์ เป็นประเทศในภูมิภาคเอเชียให้ความสนใจเข้ามาลงทุนมากเป็นอันดับต้นๆของประเทศไทย และมีการลงทุนในสถาบันทางการเงินเป็นอันดับที่ 2 ระหว่างปี 2550-2551 ซึ่งประเทศไทยมีการเจริญสัมพันธ์ไมตรีกับประเทศต่างๆเหล่านี้เป็นอย่างดี โดยเฉพาะอย่างยิ่งทางด้านความสัมพันธ์ทางการทูตและการพาณิชย์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 2.1 แสดงเงินลงทุนโดยตรงสุทธิจากต่างประเทศในปี 2550-2551 จำแนกตามแหล่งที่มา (มูลค่า : ล้านบาท)

	ปี 2550		ปี 2551	
	แหล่งที่มา	มูลค่า	แหล่งที่มา	มูลค่า
	รวม	352,894.00	รวม	330,002.17
อันดับที่ 1	ญี่ปุ่น	108,266.08	สิงคโปร์	87,614.26
อันดับที่ 2	สิงคโปร์	87,142.20	ญี่ปุ่น	85,316.29
อันดับที่ 3	เนเธอร์แลนด์	26,335.59	สหรัฐอเมริกา	35,088.47
อันดับที่ 4	สหรัฐอเมริกา	20,383.18	ฮ่องกง	13,356.33
อันดับที่ 5	ฮ่องกง	13,578.20	สหราชอาณาจักร	9,744.96

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (2552)

ประเทศญี่ปุ่นเป็นประเทศที่มีการลงทุนในประเทศไทยอย่างต่อเนื่องมาตลอด จากสถิติของกระทรวงการคลังญี่ปุ่นในช่วงปี 2494-2547 ญี่ปุ่นมีการลงทุน FDI ในประเทศไทยมีมูลค่าทั้งสิ้น 18,069 ล้านเหรียญสหรัฐ จัดเป็นประเทศที่ญี่ปุ่นลงทุนมากเป็นอันดับ 5 ของประเทศในเอเชียตะวันออก และเป็นอันดับ 3 ของกลุ่มประเทศอาเซียนรองจากประเทศอินโดนีเซียและสิงคโปร์ นอกจากนั้นแล้วประเทศไทยและญี่ปุ่นร่วมมือการจัดทำความตกลงหุ้นส่วนเศรษฐกิจไทย-ญี่ปุ่น (Japan-Thailand Economic Partnership Agreement - JTEPA) หลักการขององค์ประกอบที่สำคัญของ JTEPA มีสาระครอบคลุม 21 บท ทั้งในด้านการเปิดเสรีการค้าสินค้า การค้าบริการ การลงทุน การเคลื่อนที่ของบุคคล และด้านความร่วมมือในสาขาต่างๆ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ประเทศฮ่องกงมีคู่ค้าสำคัญของประเทศฮ่องกงในกลุ่มประเทศอาเซียนได้แก่ สิงคโปร์ มาเลเซีย ไทย ฟิลิปปินส์ อินโดนีเซีย (เฉพาะประเทศสมาชิกอาเซียนที่ติดอันดับกลุ่มประเทศคู่ค้าสำคัญ 30 อันดับแรกของฮ่องกง) และปัจจุบัน ฮ่องกงเป็นหน่วยงานการค้าระหว่างประเทศขนาดใหญ่เป็นที่ 10 ของโลก เป็นตลาดแลกเปลี่ยนเงินตราใหญ่อันดับ 7 ศูนย์กลางการเงินการการธนาคาร อันดับที่ 12 และการขยายตัวทางเศรษฐกิจของฮ่องกงซึ่งนำโดยการบริโภคภายในประเทศ ในช่วง 10 เดือนแรกของปี ประเทศไทยสามารถส่งออกไปประเทศฮ่องกงคิดเป็นมูลค่ารวม 7,038.3 ล้านเหรียญสหรัฐฯ ในด้านการลงทุนจากฮ่องกงผู้ประกอบการจากฮ่องกงได้เข้ามาลงทุนในประเทศไทยค่อนข้างมาก ในปี 2549 โครงการที่มีแหล่งเงินทุนจากฮ่องกงที่ได้รับการอนุมัติจาก BOI มีมูลค่าโครงการรวม 10,031 ล้านบาท ซึ่งสูงเป็นอันดับที่ 5 รองจากญี่ปุ่น สหรัฐอเมริกา สิงคโปร์ และไต้หวัน นอกจากนี้ในช่วงเดือน ม.ค. – ต.ค. 2550 ไทยก็ยังสามารถดึงดูดนักลงทุนจากฮ่องกงให้มาลงทุนในไทยได้อย่างต่อเนื่อง

ประเทศสิงคโปร์ เข้ามาลงทุนโดยตรงในไทยมากเป็นอันดับที่ 3 ในอาเซียนรองจากมาเลเซียและอินโดนีเซีย จากข้อมูลของธนาคารแห่งประเทศไทย พบว่า เงินลงทุนโดยตรงสุทธิของสิงคโปร์ในไทยในช่วง 35 ปี (2513-2548) มีมูลค่ารวม 7,695.35 ล้านเหรียญสหรัฐฯ ซึ่งคิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 17 ของเงินลงทุนโดยตรงสุทธิของต่างชาติทั้งหมด สำหรับ เงินลงทุนสุทธิในหุ้นของสิงคโปร์ในประเทศไทยมีมูลค่ารวม 3,371.94 ล้านเหรียญสหรัฐฯ ในระหว่างปี 2513 - 2548 คิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 9.6 ของเงินลงทุนสุทธิในหุ้นทั้งหมดของต่างชาติในไทยที่มีมูลค่ารวม 38,765.47 ล้านเหรียญสหรัฐฯ ส่วนใหญ่เป็นการลงทุนในภาคบริการทางการเงินและประกันภัย ส่วนสาขาอื่นๆ ได้แก่ บริการทางธุรกิจ อสังหาริมทรัพย์ และขนส่งสื่อสาร (ที่มา: :www.set.or.th ,2551)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2 ทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษาความสัมพันธ์ของอัตราความผันผวนดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ต่างๆ

การศึกษาในครั้งนี้เป็นการศึกษาวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราผลตอบแทนจากการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยเปรียบเทียบกับหลักทรัพย์เอเชีย ผู้ศึกษาได้รวบรวมแนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ซึ่งได้จากการค้นคว้าข้อมูลจากแหล่งต่างๆ เพื่อนำมาใช้เป็นแนวทางในการศึกษาได้ดังนี้

2.2.1 ทฤษฎีข้อมูลอนุกรมเวลา

ในการศึกษานี้ ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลานั้นเรามีข้อสมมุติว่าอนุกรมเวลานั้นจะต้องมีลักษณะนิ่ง (Stationary) คือข้อมูลที่ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของกระบวนการเชิงสุ่มนั้นมีค่าคงที่เมื่อเวลาได้เปลี่ยนไปและค่าความแปรปรวนระหว่างสองคาบเวลาขึ้นอยู่กับความล้าหลัง (lag) ระหว่างคาบเวลาทั้งสอง (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และ อารี วิบูลย์พงศ์, 2542) โดยสามารถเขียนเป็นสมการทางคณิตศาสตร์ตามสมการ

1. ค่าเฉลี่ย $\mathrm{E}(x_t)\text{constant} = \mu$
2. ค่าความแปรปรวน $\mathrm{V}(x_t)\text{constant} = \sigma^2$
3. ความแปรปรวนร่วม $\mathrm{cov}(x_t, x_{t+k}) = E(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu) = \sigma_k - \mu$

โดยที่ x_t แทนข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งเป็นกระบวนการเชิงสุ่ม

ในการวิเคราะห์ข้อมูลที่เป็นอนุกรมเวลานั้น ข้อมูลจะต้องมีลักษณะนิ่ง เนื่องด้วยข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมาจากกระบวนการเชิงสุ่ม (Random process) ถ้านำข้อมูลอนุกรมเวลานั้นไม่นิ่งจะทำให้ค่าสถิติที่เกิดขึ้นมีการแจกแจงไม่มาตรฐาน (Nonstandard distributions) ซึ่งทำให้การนำไปใช้เปรียบเทียบกับค่าในตารางมาตรฐาน (standard tables) ไม่ถูกต้องเนื่องจากค่าต่างๆนั้นมีสมมติฐานว่าข้อมูลนั้นมีการแจกแจงมาตรฐาน (standard distributions) ทำให้นำไปสู่การลงความเห็นที่ผิดพลาดและความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (spurious regression) กล่าวคือค่า R^2 มีค่าสูงมากและได้ค่าสถิติ t มีนัยสำคัญหรือสูงเกินกว่าความเป็นจริง (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และ อารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

และการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลสถิติ (Statistical Equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่คุณสมบัติทางสถิติของข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้ว่าเวลาจะเปลี่ยนแปลงไป ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติสอดคล้องกับเงื่อนไขนี้เรียกว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบเข้มงวด แต่ในทางปฏิบัตินิยมใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะอ่อน กล่าวคือ Y เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาลักษณะนิ่งแบบอ่อน

ถ้าหากไม่เป็นดังข้อกำหนดข้อใดข้อหนึ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง(Non-stationary) การตรวจสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่นั้นสามารถตรวจสอบด้วยการทดสอบยูนิทรูท (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

ในการใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาจึงต้องทำการทดสอบว่าข้อมูลที่นำมาใช้มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ซึ่งจะใช้การทดสอบ Unit root โดยสามารถทดสอบได้โดยใช้การทดสอบ DF (Dicky-Fuller test) และการทดสอบ ADF (Augmented Dicky-Fuller test) (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547: 476)

(1) การทดสอบ Dickey-Fuller (DF) เป็นการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลาเป็น Autoregressive model ดังสมการ

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.2.1)$$

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

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์(Autocorrelation Coefficience)

ถ้าให้ $\rho = 1$ จะได้ว่า $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \; ; \; \varepsilon_t \sim \text{iid}\,(0, \sigma^2\ \varepsilon_t)$

โดยกำหนด

สมมติฐานหลัก $H_0 : \rho = 1$

และสมมติฐานรอง $H_1 : |\rho| < 1$

พบว่าหากมีการยอมรับ H_0 แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้าปฏิเสธ H_0 แสดงว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่ง และจากสมการที่ 3.1 นำ X_{t-1} ไปลบทั้งสองข้างของสมการจะได้ว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$X_t - X_{t-1} = \rho X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.2.2)$$

โดยให้ $\theta = (\rho - 1)$ นั่นก็คือได้สมมุติฐานว่า

$H_0 : \theta + 1 = 1$ หรือเขียนได้อีกอย่างว่า $H_0 : \theta = 0$

$H_0 : -1 < \theta < 1$ หรือเขียนอีกอย่างได้ว่า $H_0 : \theta < 0$

หากการทดสอบยอมรับสมมติฐานหลัก $H_0 : \theta = 0$ แสดงว่าตัวแปร X_t มียูนิทรูทหรือ X_t จะมีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) แต่ในทางตรงข้ามหากปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่ายอมรับ $H_0 : \theta < 0$ แสดงว่า ตัวแปร X_t ไม่มียูนิทรูทหรือ X_t มีลักษณะนิ่ง (stationary)

ถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.2.3)$$

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

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.2.4)$$

โดยที่ t คือเวลาในสมการ 3.3 จะมีความโน้มเอียงทั่วไปและในสมการ 3.4 จะมีทั้งความโน้มเอียงทั่วไปและมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้นโดยตัวพารามิเตอร์ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการคือ θ นั่นคือ ถ้า $\theta = 0; X_t$ จะมียูนิทรูทโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ค่าที่เหมาะสมที่อยู่ในตาราง Dicrey-Fuller (Dickey-Fuller tables) หรือกับค่าวิกฤต MacKimonon critical values

(2) การทดสอบ Augmented Dicky-Fuller (ADF) เป็นการทดสอบยูนิทรูทอีกวิธีหนึ่งที่พัฒนามาจากวิธีของ Dicky-Fuller เนื่องจาก Dicky-Fuller test ไม่สามารถทำการทดสอบตัวแปรในกรณีที่เป็น serial correlation ในค่า error term (e_t) ที่มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง (autoregressive moving average processes) โดยมีการเพิ่มพจน์ที่เรียกว่า lagged change เข้าไปในสมการ 3.2, 3.3 และ 3.4 ทางด้านขวามือจะได้สมการถดถอยใหม่ดังนี้

กรณีไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา $$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_i \Delta x_{i-1} + \varepsilon_t \quad (2.2.5)$$

กรณีมีเฉพาะค่าคงที่ $$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \Phi_i \Delta x_{i-1} + \varepsilon_t \quad (2.2.6)$$

กรณีมีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา $$\Delta x_t = \alpha + \beta_t + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \Phi_i \Delta x_{i-1} + \varepsilon_t \quad (2.2.7)$$

เมื่อ X_t คือ ข้อมูลตัวแปรเวลา ณ เวลา t

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

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

T คือ ค่าแนวโน้ม

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

โดยกำหนด

สมมติฐานหลัก $H_0 : \theta = 0$

และสมมิติฐานรอง $H_1 : \theta < 0$

ซึ่งแต่ละสมการเป็นการทดสอบ Augmented Dicky-Fuller Test (ADF) นั่นเอง ในการตรวจสอบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่งหรือไม่นิ่ง การตัดสินไม่ปฏิเสธสมมุติฐาน เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่ามียูนิทรูท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

หรือ มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้าปฏิเสธสมมุติฐานเมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon Critical Value หมายความว่าไม่มียูนิทรูทหรือ มีลักษณะนิ่ง

2.2.2 แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) และแบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

(1) แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

การวิเคราะห์แบบจำลองที่เกี่ยวข้องกับอนุกรมเวลานั้นมีการพิจารณาค่าเฉลี่ยในชุดข้อมูล โดยมีสมมติฐานให้ความแปรปรวนมีค่าคงที่ แต่อย่างไรก็ตามในการนำมาประยุกต์ใช้ค่าความแปรปรวนจากความคาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นจะมีค่าที่เปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาขึ้นอยู่กับขนาดของความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมา

แบบจำลอง ARCH ถูกพัฒนาขึ้นโดย Engle ในปี 1982 เรียกแบบจำลองนี้ว่า “Conditionally Heteroskedastic” หากว่าความแปรปรวนโดยไม่มีเงื่อนไขหรือในระยะยาวมีค่าคงที่ แต่ในช่วงเวลานั้นขนาดของความผันผวนมีขนาดแตกต่างไป หากความผันผวนสูงแสดงว่าความคาดเคลื่อนมีขนาดใหญ่เช่นเดียวกับความผันผวนต่ำแสดงว่าค่าความคาดเคลื่อนมีขนาดเล็ก

การกำหนดให้ตัวแปรสุ่ม (Stochastic Variable) ให้มีค่าความแปรปรวนคงที่เรียกว่า Homoskedastic นำมาสู่ Heteroskedastic นั่นเอง ความเป็นไปได้ในการหาค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไปพร้อมกันนั้น พบว่าการพยากรณ์แบบมีเงื่อนไขจะมีความแม่นยำดีกว่าการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไข

$$E_t(x_{t+1} - \alpha_0 + \alpha_1 x_t)^2 = E_t \tag{2.2.8}$$

และ

$$\varepsilon_t = v_t h_t^{1/2} \tag{2.2.9}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เมื่อ v_t คือ White noise โดยที่ค่าเฉลี่ย = 0 และมีความแปรปรวน = 1 นอกจากนั้นแล้ว การพยากรณ์ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ x_{t+1} กล่าวคือ

$$E_t x_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t \tag{2.2.10}$$

หากใช้ค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไขในการพยากรณ์ x_{t-1} โดยที่ค่าความคาดเคลื่อนของความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขดังสมการ

$$Var(x_{t+1}/x_t) = E_t(x_{t+1} - \alpha_0 + \alpha_1 x_t)^2 = E_t\varepsilon_{t+1}^2 + \alpha_1\varepsilon_t + \alpha_2\varepsilon_{t-1} + \alpha_3\varepsilon_{t-2} + ...)^2 = \frac{\sigma^2}{(1-\alpha_1)^2} \tag{2.2.11}$$

หากเปลี่ยนใช้การพยากรณ์แบบไม่มีเงื่อนไขแล้ว ค่าเฉลี่ยในช่วงระยะยาวของ x_{t-1} ซึ่งเท่ากับ $\frac{a_0}{1-a_1}$ จะได้ว่าค่าความคาดเคลื่อนจากการพยากรณ์แบบไม่มีเงื่อนไขดังสมการ

$$E_t(x_{t+1} - \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1})^2 = E_t(\varepsilon_{t+1} + \alpha_1\varepsilon_t + \alpha_2\varepsilon_{t-1} + \alpha_3\varepsilon_{t-2} + ...)^2 = \frac{\sigma^2}{(1-\alpha_1)^2} \tag{2.2.12}$$

เมื่อ $\frac{1}{1-a_1^2} > 1$ ค่าความแปรปรวนที่ได้จากการพยากรณ์แบบไม่มีเงื่อนไขจะสูงกว่าค่าความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข ดังนั้นการพยากรณ์แบบมีเงื่อนไขจึงมีความเหมาะสมมากกว่า เช่นเดียวกับหากความแปรปรวนมีค่าไม่คงที่ $\{\varepsilon_t\}$ สามารถอธิบายโดยใช้แบบจำลอง ARCH ได้ ซึ่งสามารถนำมาใช้อธิบายความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขดังสมการ

$$Var(x_{t+1}/x_t) = E_t(x_{t+1} - \alpha_0 + \alpha_1 x_t)^2 = E_t\varepsilon_{t+1}^2$$

และจากที่ให้ $E_t\varepsilon_{t+1}^2 = \sigma_{t+1}^2$ แสดงว่าความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขไม่ใช่ค่าคงที่ ทำให้ทราบการประมาณค่าส่วนที่เหลือดังสมการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

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

เมื่อ v_t คือ White noise หากค่าของ $\alpha_0, \alpha_1, ..., \alpha_q = 0$ ดังนั้นแล้วค่าความแปรปรวนจากค่าคงที่ $\{\alpha_0\}$ เป็นค่าคงที่ จากนั้นนำมาพยากรณ์ความแปรปรวนเงื่อนไขของเวลา ณ เวลาที่ t+1 ดังสมการ

$$E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q \varepsilon_{t+1-q}^2$$

สมการดังกล่าวถูกเรียกว่า แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroskedastic หรือแบบจำลอง ARCH โดยที่ $E_t \varepsilon_{t+1}^2$ หรือ σ_{t+1}^2 จะประกอบด้วย 2 องค์ประกอบ คือ ค่าคงที่และความแปรปรวนในช่วงที่ผ่านมา นั่นคือส่วนที่เหลือกำลังสองของช่วงเวลาในอดีต (ARCH term) ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ $(\alpha_0, \alpha_1, ..., \alpha_q)$ สามารถหาค่าได้โดยวิธีการ Maximum Likelihood

(2) แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

หากในบางครั้งเมื่อนำข้อมูลเข้าสู่กระบวนการ ARCH แล้วข้อมูลไม่นิ่งจึงต้องมีการหาผลต่าง (difference) เพื่อเข้าสู่กระบวนการของแบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average หรือARIMA ซึ่งมีการใช้สัญลักษณ์ ARIMA (p,d,q) ซึ่งหมายถึง ข้อมูลดังกล่าวมีลักษณะ AR (p) และ MA (q) โดยต้องหาผลต่าง (Difference) ของข้อมูลก่อน เพื่อให้ได้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง ซึ่งจะใช้ backward shift operator, B เป็นการแสดงการถอยหลังข้อมูลไปหนึ่งคาบเวลา ดังนี้

$$BX_t = X_{t-1}$$

ถ้าถอยหลังไปสองคาบเวลา ได้ว่า

$$B(BX_t) = B^2 X_t = X_{t-2}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลต่างที่หนึ่ง (First difference)

$$X_t' = X_t - X_{t-1} = X_t - BX_t = (1-B)X_t$$

ผลต่างอันดับที่สอง (Second-order difference)

$$\begin{aligned} X_t'' &= X_t' - X_{t-1}' \\ &= (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2}) \\ &= X_t - 2X_{t-1} - X_{t-2} \\ &= (1-2B-B^2)X_t \\ &= (1-B)^2 X_t \end{aligned}$$

เมื่อ $(1-B)^d X_t$ คือผลต่างอันดับที่ d

กระบวนการอัตถดถอย (Autoregressive Processes) หรือกระบวนการ AR (p) คือ กระบวนการ AR ที่มีอันดับที่ p สามารถเขียน ARIMA (p,0,0) ได้ดังนี้คือ

$$X_t = \mu + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \ldots - \theta_p e_{t-p}$$

โดยที่ μ' = พจน์คงที่หรือคงตัว (constant term)

Φ_j = พารามิเตอร์อัตถดถอยตัวที่ j

e_t = พจน์ความคลาดเคลื่อน ณ เวลาที่ t

หรือเขียนได้เป็น

$$(1-\Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \ldots - \Phi_p B^p) = \mu' + e_t$$

และกระบวนการเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving Average Processes) หรือกระบวนการ MA (q) คือ กระบวนการ MA ที่มีอันดับที่ q สามารถเขียน ARIMA (0,0,q) ได้ดังนี้คือ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$X_t = \mu + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - ... - \theta_p e_{t-p}$$

โดยที่ μ = พจน์คงที่หรือคงตัว (constant term)

θ_j = พารามิเตอร์เฉลี่ยเคลื่อนที่ตัวที่ j

e_t = พจน์ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

หรือเขียนได้เป็น

$$X_t = \mu + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - ... - \theta_p B^p) e_t$$

ดังนั้นการผสมระหว่าง AR และ MA ในรูปของกระบวนการหรือระบบ ARIMA สำหรับข้อมูลที่มีลักษณะนิ่ง มีรูปแบบเป็น ARIMA (p,0,q) ดังกรณี AR(1) MA(1) สามารถเขียนแสดงในรูป ARIMA(1,0,1) ดังสมการ

$$X_t = \mu' + \theta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_t \varepsilon_{t-1}$$

หรือ $$(1 - \theta_1 B) X_t = \mu' + (1 - \theta_1 B) \varepsilon_t$$

AR(1) MA(1)

แต่ถ้าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่งจะต้องหาผลต่าง d ครั้ง เพื่อให้ข้อมูลมีลักษณะนิ่ง ARIMA(1,1,1) ดังสมการ

$$(1 - B)(1 - \phi_1 B) X_t = \mu' + (1 - \theta_1 B) \varepsilon_t$$

หรือ $$[1 - (1 + \phi_1) B + \phi_1 B^2] X_t = \mu' + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$X_t = (1 - \phi_1) X_{t-1} - \phi_1 X_{t-2} + \mu' + \varepsilon_t \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2.3 แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

จากแบบจำลอง ARCH ของ Engle ได้มีการพัฒนาต่อโดย Bollerslev ในปี 1986 (สธนพล วิเชียรรัตนพันธ์, 2547: 34) ด้วยการให้ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (conditional variance) มีลักษณะเป็น ARMA process โดยที่ให้ error process มีลักษณะดังนี้

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

โดยที่ความแปรปรวนของ $v_t = \sigma_v^2 = 1$

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

เมื่อ $\{v_t\}$ คือ White noise process ที่เป็นค่าอิสระจากเหตุการณ์ในอดีต (ε_{t-1}) ค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อย่างมีเงื่อนไขและไม่มีเงื่อนไขของ ε_t จะมาจาก h_t ในสมการ

GARCH (p,q) นั้นใช้กระบวนการ Autoregressive และ Moving Average ในการหา Heteroscedastic Variance ได้ดังนี้

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

ถ้ากำหนดให้ค่า p=0 และ q=1 จะได้เป็น ARCH(1) หรือถ้าค่า β_i ทั้งหมดมีค่าเป็นศูนย์แบบจำลอง GARCH(p,q) จะเทียบเท่ากับแบบจำลอง ARCH(q) คุณสมบัติที่สำคัญของแบบจำลอง GARCH คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ disturbances ของค่า x_t สร้างขึ้นมาจากกระบวนการ ARMA จึงสามารถคาดได้ว่าส่วนเหลือจากการทำ ARMA จะแสดงถึงรูปแบบคุณลักษณะเดียวกัน เช่น ถ้าการประมาณค่า $\{x_t\}$ ด้วยกระบวนการ ARMA ค่า Autocorrelation Function (ACF) ซึ่งเป็นสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่มที่หน่วยเวลาห่างกันของกระบวนการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

เดียวกันและ Partial Autocorrelation Function (PACF) ของส่วนที่เหลือ (residuals) ควรจะบ่งถึงกระบวนการ white noise และ ACF ของกำลังสองของส่วนเหลือ (squared residuals) นำมาช่วยในการระบุถึงลำดับของกระบวนการ GARCH

2.2.4 แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in Mean (GARCH-M)

จากแบบจำลอง GARCH (p,q)

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

ความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของอนุกรมเวลาขึ้นอยู่กับสวนที่เหลือกำลังสอง (Squared residual) ของกระบวนการนี้ (สธนพล วิเชียรรัตนพันธ์, 2547: 34)

Engle ในปี 1987 ขยายแนวคิดโดยให้ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขเป็นฟังก์ชั่นของความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขโดยรู้จักกันในชื่อ GARCH-M ผลตอบแทนจากหลักทรัพย์สามารถแสดงในรูปแบบจำลอง GARCH (p,q)-M ดังสมการ

$$x_t = \mu_t + \delta_1 h_t^{\frac{1}{2}} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \square N(0, h_t)$$

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

เมื่อ x_t คือ ผลตอบแทนจากหลักทรัพย์

μ_t คือ ค่าเฉลี่ย x_t อย่างมีเงื่อนไขในอดีต (Ψ_{t-1}) ตามสมการข้อจำกัด $\omega > 0, \alpha_i > 0$ และ $\beta_i \geq 0$ เพื่อให้แน่ใจว่าค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข (c_t) เป็นบวก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$h_t^{\frac{1}{2}}$ คือ ใช้เพื่อแสดงความสัมพันธ์โดยตรงถึง Trade off ระหว่างความเสี่ยงและผลตอบแทนที่คาดหวัง

อิทธิพลอย่างมีนัยสำคัญของความผันผวนในผลตอบแทนจากหลักทรัพย์ถูกตรวจจับด้วยสัมประสิทธิ์ $h_t^{\frac{1}{2}}$ (δ_1) ซึ่งอธิบายแทนดัชนีของความสัมพันธ์ของการหลีกเลี่ยงความเสี่ยง ค่าสัมประสิทธิ์ของ δ_1 ที่เป็นบวกอย่างมีนัยสำคัญบอกถึงผู้ลงทุนในตลาดหลักทรัพย์เมื่อเทียบกับระดับความเสี่ยงที่สูงขึ้นก็ต้องการค่าชดเชยความเสี่ยงที่มากขึ้นตามไปด้วย

2.2.5 การทดสอบโคอินทิเกรชันโดยวิธีการของ Engle-Granger

วิธีการของ Engle-Granger จะทำการทดสอบดุลยภาพระยะยาวจากค่าส่วนที่เหลือว่ามีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยวิธีการนี้นิยมใช้กรณีในตัวแปรที่ไม่มากกว่า 2 ตัวแปร คือ การใช้ส่วนที่เหลือจากสมการถดถอย (Regression equation) ที่เราต้องการทดสอบการร่วมไปด้วยกันมาทำการทดสอบว่ามีส่วนร่วมไปด้วยกันหรือไม่ โดยนำค่า ε_t มาหาสมการถดถอยใหม่ดังต่อไปนี้

$$\Delta\varepsilon_t = \gamma\varepsilon_{t-1} + \omega_t$$

โดยที่ $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$ คือ ค่าส่วนที่เหลือ ณ เวลาที่ t และ t-1

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

ω_t คือ ค่าความคาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

จากนั้นทำการทดสอบสมมติฐานตามวิธีการ ADF-test เช่นเดียวกับการทดสอบยูนิทรูท โดยพิจารณาค่า γ จากสมมติฐานดังนี้

สมมติฐานหลัก	$H_0 : \gamma = 0$	(ไม่มีการร่วมไปด้วยกัน)
สมมติฐานรอง	$H_1 : \gamma \neq 0$	(มีการร่วมไปด้วยกัน)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากนั้นนำค่าจากสูตร $t = \frac{\nu}{S.E.\nu}$ ที่ได้จากการทดสอบเทียบกับค่าวิกฤตการตัดสิน ไม่ปฏิเสธสมมุติฐาน H_0 เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon critical Value หมายความว่า มียูนิทรูท หรือ มีลักษณะไม่นิ่งแต่ถ้าปฏิเสธสมมุติฐาน H_0 เมื่อค่าสถิติ t-statistic ของสัมประสิทธิ์มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon Critical Value หมายความว่าไม่มียูนิทรูทหรือมีลักษณะนิ่ง

อย่างไรก็ตาม ถ้าส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residuals) ของสมการไม่เป็น write noise เราก็จะใช้การทดสอบ ADF สมมติว่า ν_t ของสมการมีสหสัมพันธ์เชิงอันดับ (Serial Correction) เราก็จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \gamma\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + \nu_t$$

และถ้า $-2 < \gamma < 0$ เราสามารถสรุปได้ว่า ส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residuals) มีลักษณะนิ่ง (Stationary) และ y_t และ x_t จะเป็น $CI(1,1)$ จากสมการไม่มีพจน์ส่วนตัด (Intercept term) เนื่องจาก $\hat{\varepsilon}_t$ เป็นส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) จากสมการถดถอย (regression equation) (Engle and Granger, 1987)

2.2.6 การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น (Error Correction Mechanism)

เมื่อทำการทดสอบแล้วข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริงสมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกันโดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่สมดุลในระยะยาว หมายความว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว แต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพแบบจำลอง Error Correction Mechanism (ECM) คือ กลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว สมมติให้ Y_t และ X_t เป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันในด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว นั่นคือตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว แต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพได้ เพราะฉะนั้นจึง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพนี้ อาจเป็นตัวเชื่อมพฤติกรรมในระยะสั้น และระยะยาวเข้าด้วยกันโดยลักษณะสำคัญของตัวแปรอนุกรมเวลาที่มีการร่วมไปด้วยกันคือวิถีเวลา (time path) ของอนุกรมเวลาเหล่านี้ได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนออกนอกดุลยภาพระยะยาว ดังนั้นเมื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว การเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาอย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพ ในแบบจำลอง Error Correction Mechanism พลวัตรระยะสั้น (short-term dynamic) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพ(ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547)

ตัวอย่างแบบจำลอง Error Correction Model (ECM) เป็นดังนี้

$$\Delta Y_t = a_1 + a_2\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{m=0}^{n} a_{4m}\Delta X_{t-m} + \sum_{p=1}^{q} a_{5p}\Delta Y_{t-p} + \mu_{yt}$$

$$\Delta X_t = b_1 + b_2\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{r=1}^{s} b_{4r}\Delta X_{t-r} + \sum_{u=0}^{v} b_{5u}\Delta Y_{t-u} + \mu_{xt}$$

โดยที่ X_t, Y_t = ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

X_{t-m}, X_{t-r} = ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-m$ และเวลา $t-r$

Y_{t-p}, Y_{t-u} = ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-p$ และเวลา $t-u$

$\hat{\varepsilon}_{t-1}$ = ส่วนที่เหลือ ณ เวลา $t-1$ จากสมการความสัมพันธ์ระยะยาว

μ_{yt}, μ_{xt} = ความคลาดเคลื่อนของตัวแปรสุ่ม

$a_1, a_2, a_{4m}, a_{5p}, b_1, b_2, b_{4r}, b_{5u}$ = ค่าพารามิเตอร์ ตัวที่ m = 1, 2, 3, .., n

ตัวที่ p = 1, 2, 3, …, q

ตัวที่ r = 1, 2, 3, …, s

ตัวที่ u = 1, 2, 3, …, v

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ Error Correction Mechanism มีดังนี้

1. $H_0 : a_2 = 0$ ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น

   $H_1 : a_2 \neq 0$ มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น

2. $H_0 : b_2 = 0$ ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น

   $H_1 : b_2 \neq 0$ มีความสัมพันธ์กันในระยะสั้น

2.2.7 ทฤษฎีความเป็นเหตุเป็นผล (Granger causality model)

การวิเคราะห์ในรูปสมการถดถอยในแบบจำลองสมการการผลิตนั้น สามารถวัดถึงระดับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในสมการถดถอยว่ามีความสัมพันธ์กันอย่างไร โดยดูจากค่าสหสัมพันธ์ แต่ไม่สามารถบอกได้ถึงทิศทางความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือชี้ความเป็นเหตุเป็นผลกันระหว่างตัวแปรนั้น ๆ

โดยการศึกษาเรื่องความเป็นเหตุเป็นผล (causality) เป็นการอธิบายหรือตอบคำถามเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร โดยมุ่งชี้ให้เห็นถึงลักษณะความสัมพันธ์ของตัวแปรเหล่านั้นว่าอะไรคือสาเหตุ (cause) และอะไรคือผลของสาเหตุนั้น (effect) ซึ่งในการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของ Granger (1969) จะเลือกวิธีการคำนวณที่ทำให้ค่าความแปรปรวนจากการพยากรณ์น้อยที่สุด หรือเรียกว่าใช้หลักความสามารถในการพยากรณ์ (predictability) เป็นตัวสะท้อนความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปร โดยมีหลักเกณฑ์ดังนี้

ถ้า X_t และ Y_t มีความสัมพันธ์กันแบบ Cointegration จากการทดสอบแบบ Augmented Dickey-Fuller test (ADF) เราจะได้ ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (error correction model : ECM) ดังนี้

$$\Delta X_t = \beta_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \Phi_i \Delta X_{t-1} + \sum_{j=0}^{k} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2.39)$$

$$\Delta Y_t = \beta_2 e_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \pi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2.40)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ X_t และ Y_t จะมีความสัมพันธ์กันแบบ Cointegration ก็ต่อเมื่อค่าสัมประสิทธิ์. อย่างน้อย 1 ตัว มีค่าไม่เท่ากับ 0

ถ้า $\beta_1 \neq 0$ และ $\beta_2 = 0$ แสดงว่า Y_t จะเป็นตัวนำ X_t ในดุลยภาพระยะยาว

ถ้า $\beta_2 \neq 0$ และ $\beta_1 = 0$ แสดงว่า X_t จะเป็นตัวนำ Y_t ในดุลยภาพระยะยาว

ถ้า $\delta_i \neq 0$ แสดงว่าY_t จะเป็นตัวนำ X_t ในดุลยภาพระยะสั้น

ถ้า $\pi_i \neq 0$ แสดงว่าY_t จะเป็นตัวนำ X_t ในดุลยภาพระยะสั้น

ดังนั้นรูปแบบความสัมพันธ์อย่างเป็นเหตุเป็นผลที่อาจจะเกิดขึ้นสามารถสรุปได้ดังนี้

1. X และ Y ต่างเป็นอิสระต่อกัน (independent) หรือไม่เป็นสาเหตุซึ่งกันและกัน (non causality between X and Y)
2. X เป็นสาเหตุของ Y (unidirectional causality from X to Y) X และ Y ต่างเป็นสาเหตุซึ่งกันและกัน

2.2.8 การตรวจสอบรูปแบบ (Diagnostic Checking)

พิจารณาจากการเลือกแบบจำลองที่ดีที่สุดโดยการพิจารณาค่า Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwatz Criterion (SC) ที่มีค่าน้อยที่สุด โดยที่สามารถคำนวณได้จาก

$$\text{Akaike Information Criterion (AIC)} = -\frac{2\lambda}{\eta} + \frac{2\kappa}{\eta}$$

$$\text{Schwatz Criterion (SC)} = -\frac{2\lambda}{\eta} + \frac{\log(\eta)\kappa}{\eta}$$

โดยที่ κ คือ จำนวนพารามิเตอร์ที่ใช้ประมาณค่า

η คือ จำนวนค่าสังเกต

λ คือ ค่าของ Log Likelihood Function ที่ประมาณค่า k ตัว

เนื่องจากค่า Akiaike Information Criteria (AIC) มีความสัมพันธ์กับค่า Sum of Squared Residual (RSS) ดังนั้นเกณฑ์ในการเลือก Lag ที่เหมาะสมกับแบบจำลองควรเลือก Lag ที่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ให้ค่า AIC ต่ำที่สุด เพราะมี ค่า Sum of Squared Residual (RSS) ต่ำด้วย ซึ่งหมายความว่า แบบจำลองที่มี Lag ที่ให้ค่าAIC ต่ำที่สุดนั้นมีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุด

2.3 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

พริ้มรวี สมงาม (2546) ศึกษาเรื่อง ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชีย โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์อันได้แก่ ดัชนี Nikkei ประเทศญี่ปุ่น, ดัชนี Hang Seng ฮ่องกง, ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์, ดัชนี KLSE Composite ประเทศมาเลเซีย, ดัชนี PSI Composite ประเทศฟิลิปปินส์ และดัชนี JKSE Composite ประเทศอินโดนีเซีย โดยการใช้วิธี Cointegration และ Error Correction

ผลการศึกษาพบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชีย โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ได้แก่ ดัชนี Nikkei ประเทศญี่ปุ่น, ดัชนี Straits Times ประเทศสิงคโปร์, ดัชนี KLSE Composite ประเทศมาเลเซีย และดัชนี PSI Composite ประเทศฟิลิปปินส์ ในขณะที่ดัชนี Hang Seng ฮ่องกง และดัชนี JKSE Composite ประเทศอินโดนีเซีย มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

สธนพล วิเชียรรัตนพันธ์ (2547) ศึกษาการวิเคราะห์ทางด้านเทคนิคด้วยแบบจำลอง GARCH-M กรณีศึกษาหลักทรัพย์กลุ่มพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ โดยเลือกหลักทรัพย์ที่มีมูลค่าตลาดสูงสุด 5 อันดับ ในปี 2546 ได้แก่ หลักทรัพย์ LH, ILD, CK, STECON และ CPN เพื่อวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนที่เกิดขึ้นจากการลงทุนในหลักทรัพย์

ผลการศึกษา พบว่า การประยุกต์แบบจำลอง ARCH with GARCH-M โดยการศึกษานี้ได้ทำการจำลองการสร้างสัญญาณซื้อขายหลักทรัพย์ด้วยช่วงความเชื่อมั่น ±0.1 Standard Deviation จากแบบจำลอง ARCH with GARCH-M และเปรียบเทียบประสิทธิภาพในการวิเคราะห์ทางเทคนิคของช่วงความเชื่อมั่นที่ได้กับดัชนีกำลังสัมพันธ์ (RSI) โดยจำลองสถานการณ์ขึ้นจากสัญญาณซื้อและขายที่ได้ ซึ่งพบว่าสัญญาณซื้อขายที่ได้จาก 2 วิธีให้ผลที่สอดคล้องกัน แต่ในช่วงความเชื่อมั่นจาก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

แบบจำลองจะให้สัญญาณซื้อและขายถี่กว่าดัชนีกำลังสัมพัทธ์ในหลักทรัพย์ LH, STECON และ CPN ช่วงค่าความเชื่อมั่นจากแบบจำลองและดัชนีกำลังสัมพันธ์ให้ผลตอบแทนจากการซื้อขายหลักทรัพย์ที่เป็นบวก แต่ในหลักทรัพย์ ITD กับ CK ช่วงค่าความเชื่อมั่นจากแบบจำลองและดัชนีกำลังสัมพันธ์ให้ผลตอบแทนจากการซื้อขายหลักทรัพย์ที่เป็นลบ ค่าอัตราส่วนระหว่างกำไรจากการซื้อขายหลักทรัพย์ต่อเงินลงทุนทั้งหมด พบว่า แบบจำลองหลักทรัพย์ที่ได้รับผลกำไรจะให้ผลตอบแทนที่มากกว่าช่วงค่าความเชื่อมั่น ได้แก่ LH, STECON และ CPN ส่วนแบบจำลองของหลักทรัพย์ที่ได้รับผลกำไรจากการขาดทุน RSI จะให้ผลตอบแทนที่ต่ำกว่าช่วงความเชื่อมั่น คือ LTD และ CK

วิชญุตร์ วิชัยรัตน์ (2548) ศึกษาเรื่อง ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคโอเชียเนีย โดยวิธีการ Cointegration, Error Correction Model และความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality) โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์โอเชียเนีย ได้แก่ ดัชนี All Ordinary ประเทศออสเตรเลีย และดัชนี New Zealand All Index ประเทศนิวซีแลนด์ ใช้ข้อมูลทุติยภูมิ รายวัน ตั้งแต่วันที่ 29 ธันวาคม พ.ศ. 2546 ถึง 29 ธันวาคม พ.ศ. 2548 รวมทั้งสิ้น 492 ข้อมูล

ผลการศึกษาพบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนี New Zealand All Index และทิศทางตรงกันข้ามกับดัชนี All Ordinary แต่เมื่อแยกศึกษาครั้ง 2 ตัวแปร พบว่า ดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยและดัชนี New Zealand All Index ไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้น เช่นเดียวกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยและดัชนี All Ordinary และเมื่อพิจารณาความเป็นเหตุเป็นผล พบว่า ไม่มีตัวแปรใดกำหนดตัวแปรใด กล่าวคือ ดัชนี New Zealand All Index ไม่ได้เป็นตัวกำหนดดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย และดัชนีราคาหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยไม่ได้เป็นตัวกำหนดดัชนี New Zealand All Index เช่นเดียวกับดัชนี All Ordinary ไม่ได้เป็นตัวกำหนดดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย และดัชนีราคาหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยไม่ได้เป็นตัวกำหนดดัชนี All Ordinary

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จิตติ ตันเสนีย์ (2549) ศึกษาเรื่องการเปรียบเทียบความแม่นยำในการพยากรณ์ราคาหลักทรัพย์ระหว่างแบบจำลองนิวรอลเน็ตเวิร์คกับแบบจำลองอารีมาและอีการ์ชเอ็ม โดยใช้ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET Index) ดัชนี SET50 ราคาหลักทรัพย์ของบริษัท PTT TPI และ BBL ซึ่งเป็นหลักทรัพย์ที่มีมูลค่าการซื้อขายสูงสุดในช่วงปี 2546 – 2548 โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2546 ถึง 31 ธันวาคม 2548 เป็นจำนวน 783 วัน โดยการนำแบบจำลองที่ดีที่สุดของแบบจำลองNeural Networks และ แบบจำลอง ARIMA with EGARCH-M ที่ดีที่สุดมาเปรียบเทียบโดยใช้ค่า MAPE (Mean Absolute Percentage Error)

ผลการศึกษาพบว่าการพยากรณ์ข้อมูล SET SET50 PTT TPI และ BBL ด้วยแบบจำลอง Neural Networks ได้ค่า MAPE เท่ากับ 1.2956 1.2928 1.5367 3.4879 และ 1.1967 ตามลำดับส่วนแบบจำลอง ARIMA with EGARCH-M ได้ค่า MAPE เท่ากับ 0.5972 0.6980 1.1554 2.1304 และ 0.9382 ตามลำดับ ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้เมื่อประเมินด้วย MAPE แบบจำลอง ARIMAกับแบบจำลองEGARCH-M มีความแม่นยำในการพยากรณ์สูงกว่าแบบจำลอง Neural Networks พบว่าแบบจำลอง Neural Networks มีความแม่นยำต่ำกว่าเนื่องจากการศึกษาครั้งนี้มีข้อบกพร่องในการสร้างแบบจำลอง โดยมีการสร้างแบบจำลองที่ใช้จำนวนข้อมูลนำเข้าและจำนวนนิวรอลใน hidden layer มากเกินไป นอกจากนี้การเลือกแบบจำลองสำหรับใช้พยากรณ์โดยพิจารณาจากค่า MSE นั้นอาจเกิดปัญหา over fitting ได้

พรกมล ปัญจะธง (2549) ศึกษาการวิเคราะห์ทางด้านเทคนิคด้วยแบบจำลอง GARCH-M ในหุ้นกลุ่มขนส่ง โดยใช้หลักทรัพย์ในกลุ่มขนส่งที่มีมูลค่าในตลาดสูงสุด 4 อันดับในปี พ.ศ. 2547 ได้แก่ บริษัท การบินไทย จำกัด (มหาชน) หรือ THAI, บริษัท โทรีเซนไทย เอเยนต์ซีส์ จำกัด (มหาชน) หรือ TTA, บริษัท พรีเชียส ชิพปิ้ง จำกัด (มหาชน) หรือ PSL และบริษัท ทางด่วนกรุงเทพ จำกัด (มหาชน) หรือ BECL ข้อมูลรายสัปดาห์ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2547 การศึกษาแบ่งออกเป็น 2 ส่วน กล่าวคือ ส่วนแรกทำการศึกษาความสัมพันธ์ของการเคลื่อนไหวของราคาปิดหลักทรัพย์ในปัจจุบันกับอดีตและความเสี่ยงที่แทนด้วยความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข และส่วนที่สองเป็นการประยุกต์ใช้แบบจำลอง ARMA ด้วยเทคนิค GARCH-M

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการศึกษาพบว่า ในส่วนแรกมีเพียงหลักทรัพย์ THAI เท่านั้นที่ราคาปิดในปัจจุบันขึ้นอยู่กับราคาปิดในอดีตอย่างมีนัยสำคัญ แต่หลักทรัพย์ทุกตัวมีราคาปิดในปัจจุบันขึ้นอยู่กับค่าความคาดเคลื่อนในอดีตและค่าความเสี่ยงอย่างมีนัยสำคัญ เช่นเดียวกับปรากฏเทอมของ ARCH ที่แสดงความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขอีกด้วย ผลการศึกษาในส่วนที่สองพบว่าการจำลองสถานการณ์ขึ้นจากสัญญาณซื้อและขายที่ได้ในช่วงความเชื่อมั่น ±0.1 Standard Deviation จากแบบจำลอง ARCH with GARCH-M และเปรียบเทียบประสิทธิภาพในการวิเคราะห์ดัชนีกำลังสัมพันธ์ (RSI) เมื่อเปรียบเทียบด้วยอัตราส่วนระหว่างกำไร ขาดทุนต่อเงินลงทุนในหลักทรัพย์ พบว่าดัชนีกำลังสัมพันธ์ให้ผลตอบแทนที่สูงกว่าสถานการณ์จำลองในช่วงความเชื่อมั่น ดังนั้นดัชนีกำลังสัมพันธ์มีประสิทธิภาพที่สูงกว่าการวิเคราะห์ทางเทคนิคดีกว่าแบบจำลอง GARCH-M เมื่อได้ผลตอบแทนที่มากกว่าในการลงทุนเท่ากัน

Fountas, Karanasos and Kim (2001) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราเงินเฟ้อและอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศญี่ปุ่น โดยแบบจำลอง Bivariate GARCH ข้อมูลเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี 1961 – 1999 พบว่าอัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทำให้อัตราเงินเฟ้อที่ไม่สม่ำเสมอเพิ่มขึ้น และในขณะเดียวกันอัตราเงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้นอย่างไม่สม่ำเสมอนั้นจะส่งผลให้อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจลดลง ซึ่งผลลัพธ์นี้มีความสำคัญในเชิงนโยบายทางด้านเสถียรภาพด้านราคาที่จะส่งผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved