

การทดสอบแบบจำลองการตั้งราคาทรัพย์สินประเภทหุ้นสำหรับดัชนีบางหมวด ในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย¹

อภิวัฒน์ พุ่มเจริญ²
ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์³
ไพรัช กาญจนการณ³
อารี วิบูลย์พงศ์⁴

บทคัดย่อ

การศึกษานี้แบบจำลองการตั้งราคาทรัพย์สินประเภทหุ้นถูกประยุกต์ใช้สำหรับดัชนีรายการหมวด 5 หมวดในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย เพื่อทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ของแบบจำลองดังกล่าว ผลการศึกษาพบว่า conditional covariances ของดัชนีรายการหมวดส่วนใหญ่มีค่าคงที่ อย่างไรก็ตามเมื่อทำการพิจารณาจากค่า R^2 ซึ่งมีค่าสูงแสดงให้เห็นว่าการประมาณยังคงสามารถทำนายได้ การทดสอบเกี่ยวกับ reward-to-risk ratio พบว่าค่าดังกล่าวมีค่าเปลี่ยนแปลงตามเวลาในการทดสอบสำหรับแต่ละดัชนี และพบว่าค่าดังกล่าวมีค่าที่แตกต่างกันสำหรับแต่ละดัชนี นอกจากนี้จากการทดสอบพบว่าแบบจำลองควรมีค่าคงที่ (intercept term) ในแบบจำลองซึ่งขัดแย้งกับเงื่อนไขของแบบจำลองดั้งเดิม การทดสอบที่สำคัญอีกอย่างหนึ่งคือการทดสอบแบบจำลอง CAPM โดยการยอมให้ expected returns, variances and covariances มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา ซึ่งพบว่าข้อจำกัดของแบบจำลองถูกปฏิเสธสำหรับการทดสอบในแต่ละ

ดัชนี การทดสอบสุดท้ายคือการทดสอบความคงที่ของค่า β พบว่าค่าดังกล่าวมีค่าคงที่ ตามเงื่อนไขของแบบจำลอง ทั้งในกรณี single portfolio และ multiple portfolio

จากผลการศึกษาพบว่าเงื่อนไขบางประการที่ถูกกำหนดจากแบบจำลองไม่เหมาะสม ดังนั้นการใช้แบบจำลอง CAPM ในการอธิบายผลตอบแทนของดัชนีรายการหมวดทั้ง 5 หมวดยังไม่เหมาะสมด้วยเช่นกัน

Abstract

In this study, Capital Asset Pricing Model (CAPM) was applied to five selected sectoral indices in the Stock Exchange of Thailand (SET) to test the predictive power of the model. Consequently, the conditional covariances of most sectoral indices were found to be constant. However, the high value of R^2 in each case suggested the estimates could be quite accurate. The study on reward-to-risk ratio revealed that the ratio would vary through

¹ เป็นส่วนหนึ่งของวิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ ปีการศึกษา 2548

² เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

³ อาจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

⁴ รองศาสตราจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

time for each sectoral index, and the ratio differed among various indices. The investigation also indicated that CAPM application should have constant intercept term which was contrary to the condition in the traditional models. Another important test of CAPM was on the provision for expected returns, variances, and covariances to vary through time. The result exhibited that this assumption could not be accepted in all cases of sectoral indices. The final test was on the nature of β which was found to be constant according to the provision of the model for both single portfolio and multiple portfolio case.

The overall results suggested certain conditions defined by CAPM were not appropriate. In addition, the application of CAPM were not appropriate and the application of CAPM to explain the rates of return to assets in the selected sectors would not be appropriate accordingly.

1. บทนำ

งานวิจัยจำนวนมากมีการนำแบบจำลอง CAPM ไปประยุกต์ใช้เพื่อทำการวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์ โดยลักษณะทั่วไปของแบบจำลองกำหนดว่า อัตราผลตอบแทนที่คาดหวังของหลักทรัพย์ในส่วนเกินผลตอบแทนของสินทรัพย์ที่ปราศจากความเสี่ยง มีความสัมพันธ์ในเชิงเส้นตรงกับอัตราผลตอบแทนของตลาดในส่วนที่เกินผลตอบแทนของสินทรัพย์ที่ปราศจากความเสี่ยง อย่างไรก็ตามแบบจำลองดังกล่าวมีข้อจำกัดซึ่งถูกกำหนดโดยแบบจำลอง และมีผลให้การนำแบบจำลองดังกล่าวไปประยุกต์ใช้ไม่เหมาะสม

งานวิจัยจำนวนมากได้ทำการทดสอบแบบจำลองดังกล่าว โดยมีการพยายามผ่อนคลายข้อจำกัดที่ถูกกำหนดในแบบจำลอง เช่น งานวิจัยของ Gibbons and Ferson (1985. Quoted in Harvey, 1989: 290) และ Rayner (1986. Quoted in Harvey, 1989: 290) ทำการทดสอบแบบจำลองการกำหนดราคาหลักทรัพย์โดยให้ผลตอบแทนที่คาดหวังมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา แต่อย่างไรก็ตามการทดสอบดังกล่าวยังมีข้อสมมุติที่ว่า conditional covariances มีค่าคงที่ หรือการทดสอบโดยการใช้แบบจำลอง ARCH-M เช่นการศึกษาของ Engle, Lilien และ Robbins (1987. Quoted in Harvey, 1989: 290) เป็นต้น ซึ่งผู้ศึกษาต้องกำหนดว่า conditional covariances เป็นฟังก์ชันของ conditional covariances ในอดีต โดยข้อด้อยของวิธีนี้คือ การกำหนดข้อสมมุติที่แข็งแกร่งไป (strong assumptions) ในการจัดรูปฟังก์ชันของ second moments และผู้ศึกษาต้องกำหนดข้อสมมุติเกี่ยวกับการกระจายของค่าความคลาดเคลื่อน (error term) โดย Hamori (1997) กล่าวว่าโดยปกติจะกำหนดให้ค่าความคลาดเคลื่อนมีการกระจายปกติ (normal distribution) อย่างไรก็ตาม Gallant และ Tauchen (1989. Quoted in Hamori, 1997: 414) ได้ตั้งข้อสังเกตว่าตัวแปรทางการเงิน (financial variables) จะไม่มีการกระจายปกติถ้าตัวอย่างมีขนาดใหญ่

รายงานฉบับนี้ต้องการทำการทดสอบข้อจำกัดที่ถูกกำหนดโดยแบบจำลอง CAPM ในกรณีประเทศไทย โดยใช้ตัวอย่างของดัชนีราคาหมวดธุรกิจ 5 หมวด ซึ่งประยุกต์ใช้วิธี Generalized method of moments (GMM) ของ Hansen (1982) ในการประมาณค่าพารามิเตอร์และทดสอบแบบจำลอง ซึ่งวิธีการดังกล่าวนี้มีข้อได้เปรียบคือ ประการแรกไม่จำเป็นต้องกำหนดรูปแบบฟังก์ชันที่มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาของ

second moments ประการที่สองคือในการกำหนดตัวแปรเครื่องมือนั้นไม่จำเป็นต้องอยู่ในสมการ (the evolution of the instrumental variables need not be modeled) และประการสุดท้ายการทดสอบยังสามารถทำได้ในกรณีที่ค่าคาดเคลื่อนมีการกระจายไม่ปกติ (non-normality of errors) (Hamori, 1997)

2. วิธีการศึกษา

2.1 Unit Root Tests สำหรับข้อมูล

Hamori (1997) กล่าวว่าเนื่องจากวิธีการประมาณค่าโดยวิธี Generalized method of moments estimation (GMM) นั้นต้องเป็นการประมาณค่าจากตัวแปรที่มีลักษณะหนึ่ง และตัวแปรเครื่องมือควรที่จะมีลักษณะที่หนึ่งด้วยเช่นกัน ดังนั้นในรายงานฉบับนี้จะทำการประยุกต์ใช้ Dickey-Fuller Test (DF) และ Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) ในการทดสอบ

วิธีที่ 1 Dickey-Fuller Test (DF)

วิธีนี้จะทำการทดสอบตัวแปรที่เคลื่อนไหวไปตามช่วงเวลามีลักษณะเป็น autoregressive model โดยพิจารณาสมการ 3 รูปแบบที่แตกต่างกันดังนี้

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{random walk process}) \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{random walk with drift}) \quad (2)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{random walk with drift และมี linear time trend}) \quad (3)$$

โดยที่

ΔX_t = ค่าความแตกต่างครั้งที่ 1 ของตัวแปรที่ทำการศึกษา

α, β, θ = ค่าพารามิเตอร์ (Parameters)

t = แนวโน้มเวลา

ε_t = ตัวแปรสุ่มที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวนที่คงที่ หรือ $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$

การทดสอบจะพิจารณาค่า θ โดยเปรียบเทียบกับค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมจากตาราง Dickey-Fuller ซึ่งมีสมมติฐานการทดสอบดังนี้

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{non-stationary})$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{stationary})$$

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

แต่ถ้ายอมรับ $H_1: \theta < 0$ 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 ในค่าความคลาดเคลื่อน (error term (ε_t)) ที่มีลักษณะความสัมพันธ์กันเองในระดับสูง โดยมีสมการดังนี้

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ซึ่งจำนวน lagged term (p) สามารถใส่ไปจนกระทั่งไม่เกิดปัญหา serial correlation ในส่วนของค่าความคลาดเคลื่อน (error term)

การทดสอบ จะพิจารณาค่า θ โดยเปรียบเทียบกับค่าสถิติ t (t-statistic) ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมจากตาราง Augmented Dickey-Fuller ซึ่งมีสมมติฐานการทดสอบเช่นเดียวกับวิธี DF

2.2 พิจารณาแบบจำลอง CAPM

ในขั้นต้นทำการพิจารณาแบบจำลอง CAPM โดยให้ Ω_{t-1} คือข้อมูลข่าวสารที่ใช้ในการกำหนดราคาหลักทรัพย์ของนักลงทุนในช่วงเวลา t (โดยที่ข้อมูลข่าวสารนี้เป็นข้อมูลข่าวสารในช่วงเวลา $t-1$) และจากแนวคิดของ Sharpe-Lintner เกี่ยวกับ CAPM จะได้ว่า

$$E[r_{jt} | \Omega_{t-1}] = \frac{E[r_{mt} | \Omega_{t-1}]}{\text{var}[r_{mt} | \Omega_{t-1}]} \text{cov}[r_{jt}, r_{mt} | \Omega_{t-1}] \quad (7)$$

โดยที่ r_j = ผลตอบแทนของหลักทรัพย์ j ที่เป็นส่วนเกินจากผลตอบแทนของสินทรัพย์ที่ไม่มีความเสี่ยง

r_m = ผลตอบแทนของตลาด ที่เป็นส่วนเกินจากผลตอบแทนของสินทรัพย์ที่ไม่มีความเสี่ยง

อย่างไรก็ตามในกรณีที่กลุ่มของ Ω_{t-1} ไม่สามารถหาค่าได้ เราต้องกำหนดเงื่อนไขสำหรับข้อมูลที่สามารถหาได้, Z_{t-1} ซึ่งจะได้ว่าแบบจำลอง CAPM มีลักษณะดังนี้

$$E[r_{jt} | Z_{t-1}] = \lambda \text{cov}[r_{jt}, r_{mt} | Z_{t-1}] \quad (8)$$

โดยที่สมมุติว่า λ (reward-to-risk ratio) เป็นค่าคงที่¹

¹ โดยข้อสมมุติเบื้องต้นหนึ่งข้อคืออัตราผลตอบแทนของสินทรัพย์ที่ปราศจากความเสี่ยงมีค่าคงที่ตลอดเวลา

$$\text{โดย } \lambda = \frac{E[r_{mt}|Z_{t-1}]}{\text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}]}$$

หรือกล่าวได้ว่า λ คือค่าชดเชยความเสี่ยงที่ผู้ลงทุนควรได้รับจากค่าความแปรปรวนของตลาด โดยการกำหนดค่านี้จะอยู่ในรูปของหลักทรัพย์ทั้งตลาดรวมกันไม่ใช่ของแต่ละหลักทรัพย์

อย่างไรก็ตาม เพื่อที่จะทำการทดสอบข้อจำกัดจากทฤษฎีนั้นเราต้องการแบบจำลองที่สามารถกำหนดเงื่อนไขได้ชั่วขณะ (conditional moment) (Harvey, 1989) ถ้าเราสมมติว่ามีการกระจายร่วมกัน (joint distribution) ของ asset return และ instrument variables ในเชิงเส้นตรง ซึ่งจะทำให้การคาดหวังในการกำหนดเงื่อนไขหรือค่าคาดหวังตามเงื่อนไขของ asset return จะเป็นฟังก์ชันเส้นตรงกับ instrument variables โดยที่สามารถเขียนในรูปของสมการได้ว่า

$$u_t = r_t - Z_{t-1}\delta \quad (9)$$

โดยที่ u_t = row vector of n forecast errors (that is orthogonal to the vector of l instrument variable Z_{t-1})

r_t = a vector of n asset returns

$\delta = l \times n$ coefficient matrix (โดย l คือจำนวนตัวแปรเครื่องมือ)

โดยจากการกำหนดให้ λ คงที่ทำให้ส่อนัยว่า แบบจำลอง CAPM คือ

$$E[r_t|Z_{t-1}] = \lambda E[(r_t - E[r_t|Z_{t-1}])(r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}])|Z_{t-1}] \quad (10)$$

และสามารถนิยาม disturbance vector:

$$e_t = r_t - \lambda(r_t - E[r_t|Z_{t-1}])(r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}]) \quad (11)$$

และแทนสมการที่ (9) ลงไปในสมการที่ (11)จะได้ว่า

$$e_t = r_t - \lambda(r_t - Z_{t-1}\delta)(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m) \quad (12)$$

วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ 51 ปีที่ 9 ฉบับที่ 2 - 3 พฤษภาคม - ธันวาคม 2548 โดยที่สมการที่ (12) คือ สมการของ pricing error (e_t) โดย e_t คือผลตอบแทนที่เกิดขึ้นจริง ลบผลตอบแทนจากการทำนาย โดยถ้า e_t มีค่าเป็นลบหรือน้อยกว่าศูนย์หมายความว่า the model is overpricing และถ้า e_t มีค่าเป็นบวกหรือมากกว่าศูนย์หมายความว่า the model is underpricing (Harvey (1989); Yin-Ching, Shyan-Rong and Mao-Wei (2000))

2.3 A test for time-varying conditional covariances

ในขั้นตอนนี้จะทำการทดสอบว่า conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาดนั้นมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาหรือไม่

พิจารณาจาก
$$\text{cov}(r_{jt}, r_{mt}) = E(r_{jt} - E[r_{jt} | Z_{t-1}]) (r_{mt} - E[r_{mt} | Z_{t-1}])$$
$$= E(u_{jt} u_{mt})$$

ซึ่งเป็นกรณีที่ conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาด ไม่มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา

แต่ในกรณีที่
$$\text{cov}[r_{jt}, r_{mt} | Z_{t-1}] = E[r_{jt} - E[r_{jt} | Z_{t-1}]] [r_{mt} - E[r_{mt} | Z_{t-1}]]$$
$$= E[u_{jt} u_{mt} | Z_{t-1}]$$

ซึ่งจะเห็นว่า conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาด ถูกกำหนดโดย Z_{t-1} และเพื่อให้ง่ายในการพิจารณาจึงกำหนดให้ conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาดมีความสัมพันธ์เป็นเส้นตรงกับ instrumental variables (Z_{t-1}) (ความสัมพันธ์ลักษณะเช่นนี้เป็นลักษณะเดียวกับ Harvey (1989)) ดังนั้นจะได้ว่า

$$u_{jt} u_{mt} = \alpha_1 Z_{1,t-1} + \alpha_2 Z_{2,t-1} + \dots + \alpha_t Z_{t,t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

โดยที่ Z คือ ตัวแปรเครื่องมือ (โดยที่ในตัวแปรเครื่องมือมีค่าคงที่ (constant term) เป็นตัวแปรเครื่องมือตัวหนึ่ง)

α คือ ค่าพารามิเตอร์ที่ถูกประมาณ

การทดสอบว่า conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาหรือไม่ จะพิจารณาจากค่าพารามิเตอร์ของตัวแปรเครื่องมือทั้งหมด (ยกเว้นค่าคงที่) ว่ามีค่าแตกต่างไปจากศูนย์หรือไม่โดยประยุกต์ใช้ Wald statistic ซึ่งมีการกระจาย

แบบ chi-square ($\chi^2_{(q)}$) ซึ่งมีจำนวน degree of freedom (q) เท่ากับจำนวน restrictions ภายใต้สมมุติฐานว่าง ซึ่งในการทดสอบมีสมมุติฐานคือ

$H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_t = 0$ (conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาดมีค่าคงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา)

$H_1 : H_0$ is not true. (conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาดมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามเวลา)

2.4 The ratio of market return to volatility

ในการทดสอบว่า $\lambda = \frac{E[r_{mt}|Z_{t-1}]}{\text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}]}$ หรือ reward-to-risk ratio มีค่าคงที่ หรือมีการเปลี่ยนแปลง

ตามเวลา ซึ่งจากแบบจำลองดั้งเดิมนั้นเป็นค่าที่ถูกกำหนดให้คงที่

จาก
$$\lambda = \frac{E[r_{mt}|Z_{t-1}]}{\text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}]}$$

นำค่า $\text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}]$ คูณทั้ง 2 ข้างจะได้ว่า

$$\lambda \text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}] = E[r_{mt}|Z_{t-1}]$$

จัดรูปใหม่จะได้ว่า

$$\begin{aligned} E[r_{mt}|Z_{t-1}] - \lambda \text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}] &= 0 \\ E[r_{mt}|Z_{t-1}] - \lambda E[r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}]]^2 &= 0 \\ E[r_{mt} - \lambda(r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}])^2] &= 0 \end{aligned} \quad (14)$$

จาก (9) เมื่อทำการพิจารณาในกรณีอัตราผลตอบแทนของตลาดจะได้ว่า

$$u_{mt} = r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m \quad (15)$$

จาก (15) ได้ว่า $r_{mt} = Z_{t-1}\delta_m + u_{mt}$ (16)

taking the conditional expectations สมการที่ (16) ได้ว่า $E[r_{mt}] = Z_{t-1}\delta_m$ (17)

แทน (17) ใน (14) จะได้ $E[r_{mt} - \lambda(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)^2 | Z_{t-1}] = 0$

ซึ่งทำให้ได้พจน์คลาดเคลื่อนคือ $e_{mt} = r_{mt} - \lambda(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)^2$

$$(18)$$

โดยแบบจำลองที่ใช้ในการทดสอบเกี่ยวกับการกำหนดให้ λ คงที่ คือการรวมสมการที่ (15) และ (18) ซึ่งทำให้ได้ระบบสมการดังนี้

$$\varepsilon_t = (u_{mt} \ e_{mt}) = \begin{pmatrix} [r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m]' \\ [r_{mt} - \lambda(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)^2]' \end{pmatrix}' \quad (19)$$

โดยที่ ε_t คือ matrix of forecast errors และแบบจำลองสั้นกว่า $E[\varepsilon_t | Z_{t-1}] = 0$

โดยการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองนี้ใช้วิธี Generalized method of moments (GMM) โดยระบบสมการที่ (19) มีตัวประมาณค่า (parameters) เท่ากับ $l+1$ (l คือจำนวนตัวแปรเครื่องมือ), มี orthogonality conditions จำนวน $2 \times l$

ในระบบสมการที่ (19) นี้ถ้าค่า λ มีค่าคงที่, forecast errors ควรจะไม่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรเครื่องมือ ดังนั้นในการทดสอบที่เป็นไปได้วิธีหนึ่งคือการอธิบายเกี่ยวกับการทดสอบ “overidentifying restrictions” ราวกับว่าเป็นการทดสอบว่า λ นั้นคงที่หรือไม่ โดยการทดสอบใช้สถิติ J หรือ J -statistic ซึ่งมีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับแบบโคสแควร์ และมีจำนวน degree of freedom เท่ากับจำนวน overidentifying restrictions ซึ่งในการทดสอบมีสมมติฐานคือ

H_0 : Overidentifying restrictions are satisfied (λ คงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา)

H_1 : Overidentifying restrictions are not satisfied (λ เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา)

ซึ่งระบบสมการที่ (19) และการทดสอบนี้มีลักษณะเช่นเดียวกับ Harvey (1989) และ Hamori (1997)

อย่างไรก็ตามมีการทดสอบอีกอย่างหนึ่งในการทดสอบว่า λ มีค่าคงที่จริงหรือไม่ โดยการรวมค่าคงที่ (intercept term) ในส่วนที่ 2 ของสมการที่ (19) ซึ่งจะทำให้ได้สมการดังนี้

$$\varepsilon_t = (u_{mt} \ e_{mt}) = \begin{pmatrix} [r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m]' \\ [r_{mt} - \alpha - \lambda(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)^2]' \end{pmatrix}' \quad (20)$$

โดยถ้า λ มีค่าคงที่ ค่าคงที่หรือ intercept term ที่เพิ่มเข้ามานั้นควรที่จะมีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์ ซึ่งการทดสอบในสมการที่ (20) นี้มีลักษณะเช่นเดียวกับของ Harvey (1989) อย่างไรก็ตามในการทดสอบจะใช้ Wald statistic ซึ่งมีการกระจายแบบ chi-square ($\chi^2_{(q)}$) ซึ่งมีจำนวน degree of freedom (q) เท่ากับจำนวน restrictions ภายใต้สมมติฐานว่าง โดยมีสมมติฐานในการทดสอบคือ

$H_0 : \alpha = 0$ (λ คงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา)

$H_1 : \alpha \neq 0$ (λ เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา)

2.5 Single portfolio tests with constant reward-to-variance

จากการรวมสมการที่ (9) และสมการที่ (12) จะได้ระบบสมการดังนี้

$$\varepsilon_t = (u_t \quad e_t)' = \begin{pmatrix} [r_t - Z_{t-1}\delta]' \\ [r_t - \lambda(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)(r_t - Z_{t-1}\delta)]' \end{pmatrix} \quad (21)$$

ซึ่งเราสามารถนำสมการที่ (21) มาประยุกต์เพื่อทดสอบสำหรับการทดสอบหลักทรัพย์แต่ละตัวได้ ซึ่งประกอบไปด้วย 3 สมการ โดยสมการแรกคือสมการของ asset excess return forecast error สมการที่สองคือสมการของ market excess return forecast error และสมการสุดท้ายคือสมการของ forecast error from the CAPM ดังนี้

$$\varepsilon_t = (u_{jt} \quad u_{mt} \quad e_t)' = \begin{pmatrix} [r_{jt} - Z_{t-1}\delta_j]' \\ [r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m]' \\ [r_{jt} - \lambda(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)(r_t - Z_{t-1}\delta)]' \end{pmatrix}, j=1,2,\dots,n \quad (22)$$

โดย n คือจำนวนหลักทรัพย์ โดยแบบจำลองที่ (22) นี้เป็นแบบจำลองที่ยอมให้ conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา แต่กำหนดให้ λ มีค่าคงที่ (holds the reward-to-risk parameter, λ , constant)

โดยการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองนี้ใช้วิธี Generalized method of moments (GMM) โดยสมการที่ (22) มีตัวประมาณค่า (parameters) เท่ากับ $2L+1$ (L คือจำนวนตัวแปรเครื่องมือ), มี orthogonality conditions จำนวน $3 \times L$

โดยในส่วนนี้จะทำการทดสอบว่า λ ของแต่ละหลักทรัพย์นั้นมีค่าคงที่หรือไม่ ซึ่งการทดสอบนี้จะทำในลักษณะเดียวกับการทดสอบในสมการที่ (19) นั่นคือการทดสอบ “overidentifying restrictions” โดยการทดสอบจะใช้ค่า J-statistic ซึ่งมีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับแบบไคสแควร์ และมีจำนวน degree of freedom เท่ากับจำนวน overidentifying restrictions โดยมีสมมุติฐานในการทดสอบคือ

H_0 : Overidentifying restrictions are satisfied (λ คงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา)

H_1 : Overidentifying restrictions are not satisfied (λ เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา)

โดยรูปแบบการทดสอบในสมการที่ (22) นี้มีลักษณะเช่นเดียวกับ Harvey (1989); Hamori (1997); Yin-Ching, Shyan-Rong and Mao-Wei (2000)

2.6 Multiple portfolio tests with constant reward-to-variance

เนื่องจากแบบจำลอง CAPM ดังเดิมนั้นค่า λ หรือ reward-to-risk ratio นั้นควรที่จะมีค่าคงที่ และควรที่จะมีค่าไม่แตกต่างกันสำหรับแต่ละหลักทรัพย์ดังนั้นในส่วนนี้จะทำการทดสอบว่าสิ่งที่กำหนดจากแบบจำลองดังเดิมนั้นเหมาะสมหรือไม่

โดยในการทดสอบจะประยุกต์ใช้ระบบสมการที่ (22) ในการทดสอบ โดยจาก

$$\varepsilon_t = (u_{jt} \quad u_{mt} \quad e_t) = \begin{pmatrix} [r_{jt} - Z_{t-1}\delta_j]' \\ [r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m]' \\ [r_{jt} - \lambda(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)(r_t - Z_{t-1}\delta)]' \end{pmatrix}, j=1,2,\dots,n \quad (22)$$

โดยแบบจำลองที่ (22) นี้เป็นแบบจำลองที่ยอมให้ conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา แต่กำหนดให้ λ มีค่าคงที่ (holds the reward-to-risk parameter, λ , constant) ซึ่งการประมาณดังสมการที่ (22) นี้ถูกนำไปใช้โดย Harvey (1989)

อย่างไรก็ตาม Hamori (1997) กล่าวว่า เพื่อความง่ายในการนำเสนอสมการที่ (22) ไปคำนวณในกรณีของ multiple portfolio tests with constant reward-to-variance เราสามารถปรับปรุงให้สมการที่ (22) ให้ง่ายขึ้นได้ โดยสังเกตว่า

$$\begin{aligned} & E[(r_{jt} - Z_{t-1}\delta_j)(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m) | Z_{t-1}] \\ &= E[r_{jt}(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m) | Z_{t-1}] - E[Z_{t-1}\delta_j(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m) | Z_{t-1}] \\ &= E[r_{jt}(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m) | Z_{t-1}] - Z_{t-1}\delta_j E[(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m) | Z_{t-1}] \\ &= E[r_{jt}(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m) | Z_{t-1}] \end{aligned} \quad (22.1)$$

ทำให้เราสามารถที่จะไม่ใช้ the first row for the conditional mean ดังนั้นเราสามารถจัดรูปสมการที่ (22) ใหม่ดังนี้

$$\varepsilon_t = (u_{mt} \quad e_t) = \begin{pmatrix} [r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m]' \\ [r_{jt} - \lambda r_{jt}(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)]' \end{pmatrix}, j=1,2,\dots,n \quad (22.2)$$

การประยุกต์ใช้สมการที่ (22.2) เพื่อทำการทดสอบในกรณี multiple portfolio tests with constant reward-to-variance จะทำให้เราสามารถคำนวณได้ง่ายขึ้น (Hamori, 1997) ซึ่งรูปแบบการทดสอบดังเช่นในสมการที่ (22.2) นี้ถูกนำไปประยุกต์ใช้โดย Hamori (1997) ; Yin-Ching, Shyan-Rong and Mao-Wei (2000)

โดยการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง นี้ใช้วิธี Generalized method of moments (GMM) โดยสมการที่ (22.2) มีตัวประมาณค่า (parameters) เท่ากับ $(l+1)$ (l คือจำนวนตัวแปรเครื่องมือและ n คือจำนวนหลักทรัพย์), มี orthogonality conditions จำนวน $l+1$ ($l \times n$)

ซึ่งในการทดสอบจะแบ่งออกเป็น 2 ส่วนคือ

ส่วนที่ 1 ทดสอบว่า λ หรือ reward-to-risk ratio มีค่าคงที่หรือไม่ ซึ่งการทดสอบนี้จะทำในลักษณะเดียวกับการทดสอบในสมการที่ (19) และสมการที่ (22) นั่นคือการทดสอบ “overidentifying restrictions” โดยการทดสอบจะใช้ค่า J-statistic ซึ่งมีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับแบบไคสแควร์ และมีจำนวน degree of freedom เท่ากับจำนวน overidentifying restrictions โดยมีสมมติฐานคือ

H_0 : Overidentifying restrictions are satisfied (λ คงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา)

H_1 : Overidentifying restrictions are not satisfied (λ เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา)

ส่วนที่ 2 คือการทดสอบว่า λ หรือ reward-to-risk ratio มีค่าเท่ากันสำหรับทุกหลักทรัพย์หรือไม่ โดยการทดสอบนี้จะใช้ Wald statistic ซึ่งมีการกระจายแบบ chi-square ($\chi^2_{(q)}$) ซึ่งมีจำนวน degree of freedom (q) เท่ากับจำนวน restrictions ภายใต้สมมติฐานว่าง โดยมีสมมติฐานในการทดสอบคือ

$H_0 : \lambda_j = \lambda$ เมื่อ $j=1,2,\dots,n$ (เมื่อ n คือจำนวนหลักทรัพย์)

$H_1 : \lambda_i \neq \lambda_j$ (เมื่อ $i \neq j$)

2.7 Tests with asset-specific intercepts

ในการทดสอบว่าแบบจำลอง CAPM นั้นสมควรที่จะมี ค่าคงที่หรือ intercepts term ในแบบจำลองหรือไม่ โดยแบบจำลอง CAPM ดั้งเดิมนั้นกล่าวว่าค่าคงที่ในแบบจำลองนั้นควรที่จะมีค่าไม่แตกต่างไปจากศูนย์ ซึ่งสมการที่ใช้ทดสอบคือสมการที่ (22.2) ที่เพิ่มค่าคงที่ หรือ intercepts ในส่วนที่ 2 ของระบบสมการซึ่งได้ระบบสมการใหม่ดังนี้

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} u_{mt} & e_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} [r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m]' \\ [r_{jt} - \alpha - \lambda r_{jt}(r_{mt} - Z_{t-1}\delta_m)]' \end{pmatrix} \quad (23)$$

โดยแบบจำลองที่ (23) นี้เป็นแบบจำลองที่ยอมให้ conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา แต่กำหนดให้ λ มีค่าคงที่ (holds the reward-to-risk parameter, λ , constant)

โดยการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองนี้ใช้วิธี Generalized method of moments (GMM) โดยสมการที่ (23) ในกรณีของ multiple portfolio test มีตัวประมาณค่า (parameters) เท่ากับ $(1+1+n)$ (1 คือจำนวนตัวแปรเครื่องมือและ n คือจำนวนหลักทรัพย์), มี orthogonality conditions จำนวน $l+1$ ($l \times n$)

โดยรูปแบบการทดสอบในสมการที่ (23) นี้เป็นการประยุกต์เพิ่มเติมจาก Hamori (1997)

ซึ่งในการทดสอบจะแบ่งออกเป็น 2 ส่วนคือ

ส่วนที่ 1 ทดสอบว่า λ หรือ reward-to-risk ratio มีค่าคงที่หรือไม่ ซึ่งการทดสอบนี้จะทำในลักษณะเดียวกับการทดสอบในสมการที่ (19) , (21) และ (22.2) นั่นคือการทดสอบ “overidentifying restrictions” โดยการทดสอบจะใช้ค่า J-statistic ซึ่งมีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับแบบไคสแควร์ และมีจำนวน degree of freedom เท่ากับจำนวน overidentifying restrictions โดยมีสมมุติฐานคือ

H_0 : Overidentifying restrictions are satisfied (λ คงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา)

H_1 : Overidentifying restrictions are not satisfied (λ เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา)

ส่วนที่ 2 คือการทดสอบว่าแบบจำลองควรที่จะมี intercepts term ในแบบจำลองหรือไม่ โดยการทดสอบนี้จะใช้ Wald statistic ซึ่งมีการกระจายแบบ chi-square ($\chi^2_{(q)}$) ซึ่งมีจำนวน degree of freedom (q) เท่ากับจำนวน restrictions ภายใต้สมมุติฐานว่าง โดยมีสมมุติฐานในการทดสอบคือ

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = 0 \quad (\text{แบบจำลองไม่ควรมีค่า intercepts term}) \quad \text{โดยที่ } n \text{ คือ จำนวนหลักทรัพย์}$$

$$H_1 : H_0 \text{ is not true. (แบบจำลองควรมีค่า intercepts term)}$$

2.8 Tests with time-varying reward to risk

ในส่วนนี้จะทำการทดสอบแบบจำลอง CAPM โดยการยอมให้ conditionally expected returns ของหลักทรัพย์, conditional covariances, conditional variances ของตลาด และ conditionally expected returns ของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาได้

จากสมการที่ (8) โดยที่ $\lambda = \frac{E[r_{mt}|Z_{t-1}]}{\text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}]}$ จะได้ว่า

$$E[r_{jt}|Z_{t-1}] = \frac{E[r_{mt}|Z_{t-1}]}{\text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}]} \text{cov}[r_{jt}, r_{mt}|Z_{t-1}] \quad (24)$$

คูณทั้ง 2 ข้างสมการที่ (24) ด้วย conditional variance ของผลตอบแทนส่วนเกินของตลาด และจัดรูปใหม่จะได้ว่า

$$\text{var}[r_{mt}|Z_{t-1}]E[r_{jt}|Z_{t-1}] = \text{cov}[r_{jt}, r_{mt}|Z_{t-1}]E[r_{mt}|Z_{t-1}] \quad (25)$$

นั่นคือ

$$\begin{aligned} E[(r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}])^2|Z_{t-1}]E[r_{jt}|Z_{t-1}] = \\ E[(r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}])(r_{jt} - E[r_{jt}|Z_{t-1}])|Z_{t-1}]E[r_{mt}|Z_{t-1}] \end{aligned} \quad (26)$$

ย้ายข้างสมการที่ (26)

$$\begin{aligned} 0 = E[(r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}])^2|Z_{t-1}]E[r_{jt}|Z_{t-1}] \\ - E[(r_{mt} - E[r_{mt}|Z_{t-1}])(r_{jt} - E[r_{jt}|Z_{t-1}])|Z_{t-1}]E[r_{mt}|Z_{t-1}]. \end{aligned} \quad (27)$$

และจากสมการที่ (9)

$$u_t = r_t - Z_{t-1}\delta \quad (9)$$

จะได้ว่า

$$r_t = Z_{t-1}\delta + u_t \quad (28)$$

ดังนั้น

$$r_{jt} = Z_{t-1}\delta_j + u_{jt} \quad (29)$$

และ

$$r_{mt} = Z_{t-1}\delta_m + u_{mt} \quad (30)$$

taking the conditional expectations สมการที่ (29) และ (30) จะได้

$$E[r_{jt}|Z_{t-1}] = Z_{t-1}\delta_j \quad (31)$$

$$E[r_{mt}|Z_{t-1}] = Z_{t-1}\delta_m \quad (32)$$

ดังนั้น

$$r_{jt} - E[r_{jt} | Z_{t-1}] = u_{jt} \quad (33)$$

$$r_{mt} - E[r_{mt} | Z_{t-1}] = u_{mt} \quad (34)$$

แทน (31), (32), (33) และ (34) ใน (27) จะได้ว่า

$$0 = E[u_{mt}^2 Z_{t-1} \delta_j | Z_{t-1}] - E[u_{jt} u_{mt} Z_{t-1} \delta_m | Z_{t-1}] \quad (35)$$

โดยจะเห็นว่า u_{mt} และ u_{jt} คือ conditional mean ของอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของตลาดกับของหลักทรัพย์ ซึ่งจะเห็นว่า conditionally expected returns ของหลักทรัพย์ และของตลาดเคลื่อนที่ภายในค่าคาดหวัง (moved inside the expectation) เพราะว่าทั้ง 2 ค่านี้ถูกหามาจาก conditional on Z_{t-1} และจาก (35) สามารถกำหนดพจน์ตลาดเคลื่อนที่ได้ว่า

$$h_t = u_{mt}^2 [Z_{t-1} \delta] - u_{mt} u_t [Z_{t-1} \delta_m] \quad (36)$$

โดย u แทน a vector ของ conditional means ผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์ (Harvey, 1989) และเมื่อทำการรวมสมการที่ (9) และ (36) จะได้ระบบสมการดังนี้

$$\varepsilon_t = (u_t \quad u_{mt} \quad h_t) = \begin{pmatrix} [r_t - Z_{t-1} \delta]' \\ [r_m - Z_{t-1} \delta_m]' \\ [u_{mt}^2 Z_{t-1} \delta - u_{mt} u_t Z_{t-1} \delta_m]' \end{pmatrix} \quad (37)$$

โดยแบบจำลองนี้ยอมให้ conditionally expected returns ของหลักทรัพย์, conditional covariances, conditional variances ของตลาด และ conditionally expected returns ของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา

โดยการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองนี้ใช้วิธี Generalized method of moments (GMM) โดยสมการที่ (37) ในกรณี multiple portfolio test มีตัวประมาณค่า (parameters) เท่ากับ $(1 \times n) + 1$ (1 คือจำนวนตัวแปรเครื่องมือและ n คือจำนวนหลักทรัพย์), มี orthogonality conditions จำนวน $[(n \times 2) + 1] \times 1$

ซึ่งรูปแบบการทดสอบในสมการที่ (37) นี้มีลักษณะเช่นเดียวกับ Harvey (1989) และ Yin-Ching, Shyan-Rong and Mao-Wei (2000)

อย่างไรก็ตามการทดสอบสมการที่ (37) พบว่า conditionally expected returns ของหลักทรัพย์, conditional covariances, conditional variances ของตลาด และ conditionally expected returns ของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาจริงหรือไม่นั้น การทดสอบจะใช้ค่า J-statistic ซึ่งมีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับแบบไคสแควร์ และมีจำนวน degree of freedom เท่ากับจำนวน overidentifying restrictions โดยมีสมมุติฐานคือ

H_0 : Overidentifying restrictions are satisfied (conditionally expected returns ของหลักทรัพย์, conditional covariances, conditional variances ของตลาด และ conditionally expected returns ของตลาด คงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา (ข้อกำหนดหรือข้อจำกัดที่ส่อนัยโดย แบบจำลอง CAPM เหมาะสม))

H_1 : Overidentifying restrictions are not satisfied (ข้อกำหนดหรือข้อจำกัดที่ส่อนัยโดย แบบจำลอง CAPM ไม่เหมาะสม)

2.9 Tests with constant β

จากแบบจำลอง CAPM ดังเดิมนั้นกำหนดว่า อัตราผลตอบแทนส่วนเกินที่คาดหวังของหลักทรัพย์เป็นสัดส่วนต่ออัตราผลตอบแทนส่วนเกินที่คาดหวังของตลาด (expected excess return on an asset to be proportional to the expected excess return on the market portfolio) ซึ่งสัดส่วน (proportional) ดังกล่าวคือ β คือสัดส่วนของความแปรปรวนร่วมระหว่างอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับของตลาดต่อความแปรปรวนของตลาด (the asset's covariance with the market portfolio to the variance of the market portfolio (Yin-Ching, Shyan-Rong and Mao-Wei, 2000)) อย่างไรก็ตามถ้า β คงที่และ moments อื่นๆมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาแล้ว (if β is imposed to be constant and other moments are time varying) แบบจำลอง CAPM สามารถถูกทดสอบได้จากสมการดังต่อไปนี้

$$k_t = r_t - \beta r_{mt} \quad (38)$$

โดย k_t คือ pricing error associated with the specification

ซึ่งรูปแบบสมการในการทดสอบ β ดังสมการที่ (38) นี้มีลักษณะเช่นเดียวกับการทดสอบของ Yin-Ching, Shyan-Rong and Mao-Wei (2000) ซึ่งได้ใช้ในการทดสอบการคงที่ของค่า β ในกรณีของ International capital asset pricing (Conditional ICAPM with constant β 's)

โดยการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองนี้ใช้วิธี Generalized method of moments (GMM) โดยสมการที่ (38) ในกรณี multiple portfolio test มีตัวประมาณค่า (parameters) เท่ากับ n, มี orthogonality conditions จำนวน $n \times 1$ (1 คือจำนวนตัวแปรเครื่องมือและ n คือจำนวนหลักทรัพย์)

อย่างไรก็ตามการทดสอบสมการที่ (38) ว่าค่า β มีค่าคงที่หรือไม่นั้น การทดสอบจะใช้ค่า J-statistic ซึ่งมีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับแบบไคสแควร์ และมีจำนวน degree of freedom เท่ากับจำนวน overidentifying restrictions โดยมีสมมุติฐานคือ

H_0 : Overidentifying restrictions are satisfied (β มีค่าคงที่ หรือไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา)

H_1 : Overidentifying restrictions are not satisfied (β มีค่าเปลี่ยนแปลงตามเวลา)

3. ข้อมูลและผลการทดสอบ

3.1 ข้อมูล

ใช้ข้อมูลผลตอบแทนดัชนีราคารายหมวดธุรกิจ 5 หมวด ประกอบด้วย ธุรกิจการเกษตร (AGRI), ธนาคาร (BANK), พัฒนาอสังหาริมทรัพย์ (PROP), พลังงานและสาธารณูปโภค (ENERG), สื่อสาร (COMUN), และ ดัชนีราคาหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET INDEX) โดยใช้

ข้อมูลอัตราการเปลี่ยนแปลงในแต่ละเดือนและหักออกด้วยอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือน² โดยพิจารณาจากดัชนี ณ วันสิ้นเดือน ซึ่งใช้ข้อมูลจากศูนย์การเงินและการลงทุน มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

ในส่วนของการตัวแปรเครื่องมือ (instrumental variables) ทำการคัดเลือกโดยพิจารณาว่าตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์กับระบบเศรษฐกิจโดยรวม และมีความสัมพันธ์กับการเปลี่ยนแปลงของราคาหลักทรัพย์ โดยพิจารณาจากการศึกษาในอดีต ซึ่งตัวแปรเครื่องมือที่ใช้ในการศึกษาค้างนี้ประกอบด้วย 1. ค่าคงที่ (a constant or c) 2. ตัวแปรหุ่นเดือนมกราคม (a dummy variable for

ปีที่ 9 ฉบับที่ 2 - 3 พฤษภาคม - ธันวาคม 2548
January or jan_t) (Harvey, 1989) 3. มูลค่าซื้อขายหลักทรัพย์สุทธิของผู้ลงทุนต่างประเทศ (หน่วยพันล้านบาท) (ธนศักดิ์ ต้นดินาคม, 2539; สลิททิพย์ศิริไพบูลย์, 2546) โดยใช้ข้อมูลที่ใส่ตัวล่าของเวลา (time lag) 1 เดือน (Tvf_{t-1}) 4. อัตราการเปลี่ยนแปลงของส่วนต่างระหว่างอัตราเงินปันผลตอบแทนของตลาด (market dividend yield) กับ risk free rate (Rf) โดยใช้ข้อมูลที่ใส่ตัวล่าของเวลา (time lag) 1 เดือน (dividend yield spread or $xdiv_{t-1}$) 5. อัตราการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงิน M1 โดยใช้ข้อมูลที่ใส่ตัวล่าของเวลา (time lag) 1 เดือน (dm_{t-1}) (เมธี วิจิตรไพศาล, 2530 อ้างถึงใน สุนทรี กัญชาญพิเศษ, 2539: 13 ; ธนิตา กาญจนพันธ์, 2534) 6. อัตราการเปลี่ยนแปลงของดัชนีอุตสาหกรรม dow Jones (ธนิตา กาญจนพันธ์, 2534 ; Sahasakul and kiattanavith, 1989 อ้างถึงใน สุนทรี กัญชาญพิเศษ, 2539: 14; สุโลจน์ ศรีแก้ว, 2535) โดยใช้ข้อมูลที่ใส่ตัวล่าของเวลา (time lag) 1 เดือน (dj_{t-1})³

² เหตุผลที่เลือกอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือนเป็นตัวแทนของสินทรัพย์ที่ไม่มีความเสี่ยง ทั้งนี้เนื่องจากการถือสินทรัพย์ประเภทนี้มีความเสี่ยงน้อยมากจนแทบไม่มีเลย อีกทั้งยังเป็นทางเลือกหนึ่งของการถือเงิน คือ ถ้าไม่นำเงินไปลงทุนในหลักทรัพย์ก็จะนำเงินไปฝากธนาคารแทน ส่วนสาเหตุที่เลือกเงินฝากประจำ 3 เดือนเป็นเพราะเงินฝากประเภทนี้ได้รับความนิยมมากที่สุด โดยพิจารณาจากโครงสร้างเงินฝากของธนาคารพาณิชย์ (สุนทรี กัญชาญพิเศษ, 2539)

³ ข้อมูลตัวแปรเครื่องมือรวบรวมจาก ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย, ธนาคารแห่งประเทศไทยและ <http://finance.yahoo.com> โดยใช้ข้อมูลรายเดือน เริ่มจาก เดือนมกราคม พ.ศ. 2538 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2548 รวมทั้งสิ้น 125 ข้อมูล

3.2 ข้อมูลสรุปทั่วไป

ในตารางที่ 1 ได้แสดงข้อมูลโดยสรุปของดัชนีราคารายหมวดธุรกิจ, ตลาด และของตัวแปรเครื่องมือ (instrumental variables) ส่วนในตารางที่ 2 ได้แสดงสหสัมพันธ์ (correlation) ระหว่างดัชนีราคาหลักทรัพย์รายหมวด และของตลาด

จากข้อมูลในตารางที่ 1 พบว่าผลตอบแทนเฉลี่ยของทุกกลุ่มมีค่าลบ และมีค่าที่ใกล้เคียงกัน

อย่างไรก็ตามพบว่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของผลตอบแทนของกลุ่มพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ (PROP) มีค่าสูงที่สุด ซึ่งเป็นการแสดงให้เห็นว่าช่วงเวลาดังกล่าวหุ้นในกลุ่มดังกล่าวมีความเสี่ยงมากที่สุด และจากค่าสถิติ Jarque-Bera และค่า p-value ของสถิติดังกล่าวแสดงให้เห็นว่าไม่มีผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีราคาใดที่มีการกระจายปกติ (normally distributed)

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไปของของตัวแปรที่ทำการศึกษาในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2538 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ.2548 รวมทั้งสิ้น 125 ข้อมูล

Variable	Mean	Max	Min	SD	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	p-value
ส่วนที่1 ผลตอบแทนส่วนเกิน								
AGRI	-0.0852	0.1677	-0.3192	0.0785	0.4028	4.0192	8.7906	0.0123
BANK	-0.0865	0.7175	-0.3939	0.1527	1.4362	8.9086	224.8038	0.0000
COMUN	-0.0788	0.7890	-0.3954	0.1511	1.7364	10.9112	388.7887	0.0000
ENERG	-0.0737	0.4478	-0.3553	0.1091	1.2405	7.9870	161.5911	0.0000
PROP	-0.0897	0.7500	-0.7358	0.1679	0.8363	8.6361	180.0185	0.0000
SET	-0.0853	0.2438	-0.3305	0.1047	0.5053	4.0536	11.1005	0.0039
ส่วนที่2 ตัวแปรเครื่องมือ (instrumental variables)								
DJ	0.0089	0.1060	-0.1513	0.0454	-0.5355	3.8253	9.5218	0.0086
DM1	0.0080	0.2071	-0.1177	0.0417	0.8776	6.8763	94.3053	0.0000
TVF	1.2681	47.9207	-22.3638	9.7885	1.4590	7.7353	161.1338	0.0000
XDIV	0.0154	0.7419	-0.4267	0.1400	0.8179	8.2558	157.8087	0.0000

หมายเหตุ AGRI: อัตราผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีหมวดธุรกิจการเกษตร, BANK: อัตราผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีหมวดธนาคาร, COMUN: อัตราผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีหมวดสื่อสาร, ENERG: อัตราผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีหมวดพลังงานและสาธารณูปโภค, PROP: พัฒนาอสังหาริมทรัพย์, SD: Standard deviation, Jarque-Bera: the Jarque-Bera test statistic, p-value: the p-value obtained from the Jarque-Bera test.

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 2 ค่าสหสัมพันธ์ (Correlation)

ตารางที่ 2.1 ค่าสหสัมพันธ์ (correlation) ระหว่างอัตราผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีราคา

	SET	AGRI	BANK	COMUN	ENERG	PROP
SET	1.0000	0.5089	0.9067	0.8374	0.7236	0.8144
AGRI		1.0000	0.4014	0.4468	0.2615	0.4264
BANK			1.0000	0.6656	0.5543	0.8067
COMUN				1.0000	0.6557	0.5693
ENERG					1.0000	0.4169
PROP						1.0000

หมายเหตุ: ข้อตัวแปรได้อธิบายในหมายเหตุตารางที่ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 2.2 ค่าสหสัมพันธ์ (Correlation) ระหว่างตัวแปรเครื่องมือ

	DJ	DM1	TVF	XDIV
DJ	1.0000	0.0440	-0.1075	0.1036
DM1		1.0000	-0.0101	-0.0034
TVF			1.0000	-0.3189
XDIV				1.0000

หมายเหตุ: ข้อตัวแปรได้อธิบายในหมายเหตุตารางที่ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

3.3 Unit root tests

เนื่องจากวิธีการประมาณค่าโดยวิธี Generalized method of moment estimation (GMM) นั้นต้องเป็นการประมาณค่าจากตัวแปรที่มีลักษณะนิ่ง และตัวแปรเครื่องมือควรที่จะมีลักษณะที่นิ่ง ด้วยเช่นกัน (Hamori, 1997) ดังนั้นในรายงาน

ฉบับนี้จะทำการประยุกต์ใช้ Dickey-Fuller Test (DF) และ Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) ในการทดสอบ

ผลการทดสอบแสดงดังตารางที่ 3 ซึ่งพบว่า ตัวแปรที่นำมาใช้มี Integration เป็น $I(0)$ ที่ระดับนัยสำคัญ 1% ในทุกตัวแปร

ตารางที่ 3 ทดสอบความมีเสถียรภาพของข้อมูลผลการทดสอบ Unit root ที่ระดับ Level

ตัวแปร	Trend and Intercept				Intercept				None			
	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10%CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10%CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10%CV
ส่วนที่ 1 excess return												
AGRI	-11.1409	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-11.0921	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-6.1106	-2.5837	-1.9434	-1.6150
BANK	-9.9499	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-9.9542	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-7.9922	-2.5837	-1.9434	-1.6150
COMUN	-11.4475	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-11.4113	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-9.1816	-2.5837	-1.9434	-1.6150
ENERG	-12.9403	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-12.7392	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-8.9948	-2.5837	-1.9434	-1.6150
PROP	-9.3624	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-9.2639	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-7.6993	-2.5837	-1.9434	-1.6150
SET	-11.2877	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-11.1354	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-7.3820	-2.5837	-1.9434	-1.6150
ส่วนที่ 2 instrument variables												
DJ	-12.0283	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-11.6861	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-11.3051	-2.5837	-1.9434	-1.6150
DM1	-14.7033	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-14.7242	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-14.0862	-2.5837	-1.9434	-1.6150
TVF	-7.2315	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-7.1971	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-7.1098	-2.5837	-1.9434	-1.6150
XDIV	-9.7177	-4.0337	-3.4465	-3.1482	-9.7410	-3.4838	-2.8849	-2.5793	-9.6961	-2.5837	-1.9434	-1.6150

หมายเหตุ ในการทดสอบจะไม่นำตัวแปรหุ่นสำหรับเดือนมกราคม (a dummy variable for January or jan_t) มาทำการทดสอบ

ที่มา: จากการคำนวณ

วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

ปีที่ 9 ฉบับที่ 2 - 3 พฤษภาคม - ธันวาคม 2548

3.4 Asset return regression

ตารางที่ 4 แสดงผลการถดถอยด้วยวิธี OLS (ordinary least square) ระหว่าง อัตราผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์เป็นตัวแปรตาม (dependent variable) และตัวแปรเครื่องมือเป็นตัวแปรอิสระ (independent variable) เพื่อเป็นการทดสอบว่าตัวแปรเครื่องมือที่คัดเลือกมานั้นมีพลังในการอธิบาย (explanatory power) การเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีราคาหลักทรัพย์เพียงพอหรือไม่ เนื่องจากตัวแปรเครื่องมือดังกล่าวจะถูกนำไปใช้สำหรับการประมาณค่าโดยวิธี GMM (Hamori, 1997) โดยพิจารณาจากค่า R^2 (coefficient of determination) ซึ่งการทดสอบนี้มีลักษณะเช่นเดียวกับ Harvey (1989); Hamori (1997)

ผลการทดสอบในตารางที่ 4 พบว่าตัวแปรเครื่องมือที่คัดเลือกมามีอิทธิพลในการอธิบายการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET) ร้อยละ 33.6 ในส่วนของดัชนีราคารายหมวดอุตสาหกรรม พบว่าน้อยที่สุดในหมวดธุรกิจการเกษตร (AGRI) ร้อยละ 5.9 และมากที่สุดในหมวดธนาคาร (BANK) ร้อยละ 35.8 และการถดถอยในแต่ละสมการพบว่าไม่เกิดปัญหาพหุคูณเคลื่อนมีความสัมพันธ์กัน (serial correlation) โดยพิจารณาจากค่า Durbin-Watson Statistic (DW) ดังนั้นกล่าวได้ว่าตัวแปรเครื่องมือที่คัดเลือกมามีความเหมาะสม และมีพลังในการอธิบาย (explanatory power) การเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีราคาหลักทรัพย์เพียงพอ

3.5 A test for time-varying conditional

covariances

เนื่องจากแบบจำลองดั้งเดิมนั้นกำหนดให้ conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของหลักทรัพย์กับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาดนั้นมีค่าคงที่ ดังนั้นเพื่อทำการทดสอบจึงกำหนดให้ conditional covariances ดังกล่าวมีความสัมพันธ์ในเชิงเส้นตรงกับตัวแปรเครื่องมือ (instrumental variables) และในการทดสอบจะทำการถดถอยระหว่างผลคูณของพจน์ตลาดเคลื่อนของดัชนีราคารายหมวดกับดัชนีของตลาด ต่อตัวแปรเครื่องมือดังสมการที่ (13) โดยถ้า conditional covariances มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา ค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรเครื่องมือทุกตัว (ยกเว้นค่าคงที่) ควรมีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งการทดสอบนี้มีลักษณะเช่นเดียวกับ Harvey (1989)

ผลการทดสอบในตารางที่ 5 เมื่อทำการพิจารณาจาก Wald coefficient restriction test แสดงให้เห็นว่า conditional covariances ระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินของดัชนีราคารายหมวดกับผลตอบแทนส่วนเกินของตลาดมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาสำหรับหมวดธุรกิจการเกษตร (AGRI) และธนาคาร (BANK) ณ ระดับนัยสำคัญ 5% ส่วนในหมวดอื่นพบว่าค่าดังกล่าวมีค่าคงที่ อย่างไรก็ตามพบว่าค่า R^2 ยังคงมีค่าสูงเมื่อเปรียบเทียบกับการศึกษาอื่นๆ เช่นจากการศึกษาของ Harvey (1989) ซึ่งทำการทดสอบในตลาดหุ้นของประเทศสหรัฐอเมริกา พบว่าการทดสอบในส่วนนี้มีค่า R^2 อยู่ในช่วง 0.026-0.054 เท่านั้น ดังนั้นแม้การทดสอบโดยใช้ Wald coefficient restriction test

ตารางที่ 4 สมการถดถอยระหว่างผลตอบแทนส่วนเกินกับตัวแปรเครื่องมือ (instrumental variables)

$$r_{j,t} = \delta_0 + \delta_1 dj_{t-1} + \delta_2 dm1_{t-1} + \delta_3 jan_t + \delta_4 Tvf_{t-1} + \delta_5 xdiv_{t-1} + \varepsilon_t$$

	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4	δ_5	R^2	DW
AGRI	-0.0904 (0.0000)	0.2869 (0.0685)	0.1695 (0.3661)	0.0307 (0.2850)	-0.0001 (0.9074)	-0.0404 (0.4471)	0.0590	2.0739
BANK	-0.1107 (0.0000)	1.7197 (0.0000)	0.5733 (0.0479)	0.0776 (0.0849)	-0.0008 (0.5602)	-0.0087 (0.9288)	0.3580	1.9988
COMUN	-0.1028 (0.0000)	1.1801 (0.0000)	0.6264 (0.0521)	0.1116 (0.2507)	-0.0007 (0.5261)	0.0228 (0.8018)	0.2322	2.1088
ENERG	-0.0872 (0.0000)	0.7450 (0.0003)	0.5270 (0.0866)	0.0266 (0.6266)	-0.0004 (0.7697)	0.1235 (0.0457)	0.1995	2.0749
PROP	-0.1102 (0.0000)	1.7771 (0.0000)	0.2543 (0.4102)	0.0763 (0.1229)	-0.0011 (0.5111)	-0.0467 (0.6577)	0.3100	1.9799
SET	-0.1031 (0.0000)	1.1501 (0.0000)	0.4820 (0.0229)	0.0566 (0.0800)	-0.0002 (0.8221)	-0.0083 (0.8890)	0.3360	1.8122

หมายเหตุ: ค่าในวงเล็บคือ p-value ของ t-statistic, DW คือ Durbin-Watson Statistic, R^2 คือค่า coefficient of determination

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 5 A test for time-varying conditional covariances

	R^2	DW	χ^2	p-value
AGRI	0.1766	1.9963	15.0829	0.0100
BANK	0.0956	1.9124	12.3714	0.0300
COMUN	0.1022	1.9646	4.5278	0.4762
ENERG	0.0867	2.0372	5.0262	0.4127
PROP	0.0611	2.0366	7.6200	0.1785

หมายเหตุ: DW คือค่า Durbin-Watson Statistic, R^2 คือค่า coefficient of determination, χ^2 คือค่าที่ได้จาก Wald coefficient restriction test ซึ่งทดสอบสมมุติฐานที่ว่าค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรเครื่องมือทุกตัวเท่ากับศูนย์ (ยกเว้นค่าคงที่) โดยที่ p-value คือค่า probability value obtained from Wald coefficient restriction test

ที่มา: จากการคำนวณ

วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
ในดัชนีราคาหมวดพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ (PROP),
พลังงานและสาธารณูปโภค (ENERG) และ สื่อสาร
(COMUN) จะไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างที่
กล่าวว่าค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรเครื่องมือทุกตัว
(ยกเว้นค่าคงที่) ควรมีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมี
นัยสำคัญ แต่ค่า R^2 นั้นบ่งชี้ว่า covariances มีการ
เปลี่ยนแปลงตามเวลาและสามารถทำนายได้
(covariances are time-varying and predictable)
(Harvey, 1989)

3.6 The ratio of market return to volatility

จากสมการที่ (8) จะพบว่ามีข้อจำกัดของ
สมการที่จะทำให้การนำไปใช้ไม่เหมาะสม นั่นคือ
การกำหนดให้ค่า reward-to-risk ratio (λ) มี
ค่าคงที่ อย่างไรก็ตามค่าดังกล่าวอาจถูกแสดงในรูป
ของสัดส่วนระหว่างผลตอบแทนที่คาดหวังของ
ตลาดกับความแปรปรวนของตลาด (ratio of the
conditional expectation to conditional variance)
ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ค่านี้อาจมีการเปลี่ยนแปลงตาม
เวลาได้ โดยการที่ไม่ทำการพิจารณาเกี่ยวกับการ

ปีที่ 9 ฉบับที่ 2 - 3 พฤษภาคม - ธันวาคม 2548
เปลี่ยนแปลงของค่าดังกล่าวอาจมีผลทำให้การนำ
แบบจำลองไปใช้อย่างผิดพลาด (Hamori, 1997)
โดยการทดสอบว่า λ มีค่าเปลี่ยนแปลงตามเวลา
หรือไม่ สามารถทดสอบได้โดยใช้สมการที่ (19)
และ(20)

ตารางที่ 6 แสดงผลการทดสอบ ซึ่งพบว่าผล
การทดสอบสมการที่ (19) เกี่ยวกับการทดสอบ
overidentifying restrictions พบว่าปฏิเสธ
สมมุติฐานว่างที่ว่า λ มีค่าคงที่ หรือไม่
เปลี่ยนแปลงไปตามเวลาที่ระดับนัยสำคัญ 1%
รวมถึงการทดสอบโดยสมการที่ (20) พบว่าค่าคงที่
(constant term) มีค่าแตกต่างไปจากศูนย์ที่ระดับ
นัยสำคัญ 1% เช่นกัน ซึ่งให้ความหมายว่า reward-
to-risk ratio มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา (reward-
to-risk ratio varies through time) (Harvey, 1989)
ซึ่งผลดังกล่าวขัดแย้งกับเงื่อนไขที่ถูกกำหนดจาก
แบบจำลอง CAPM ตั้งแต่เมื่อนำ
แบบจำลองไปประยุกต์ใช้จะเกิดความอย่าง
ผิดพลาด (Hamori, 1997)

ตารางที่ 6 The ratio of market return to volatility

ค่า parameter ที่ถูกกำหนดให้คงที่	λ	$\chi^2{}^a$	p-value ^a	$\chi^2{}^b$	p-value ^b
reward-to-risk ratio or λ	-12.5127	23.7512	0.0000	37.542	0.0000
	(0.0000) ^c				

หมายเหตุ: ^(a) χ^2 คือค่า J-test statistic, p-value: probability value obtained from the J test statistic ซึ่งเป็นการ
ทดสอบในสมการที่ (19), ^(b) χ^2 คือค่าที่ได้จาก Wald coefficient restriction test, p-value: probability value
obtained from the Wald coefficient restriction test เพื่อทดสอบสมมุติฐานว่างที่ว่าค่าคงที่ (constant term) มีค่าไม่
แตกต่างจากศูนย์ ซึ่งเป็นการทดสอบในสมการที่ (20), ^(c) ค่าในวงเล็บคือค่า p-value ของ t-statistic
ที่มา: จากการคำนวณ

3.7 Single portfolio tests with constant reward-to-variance

การทดสอบข้อจำกัดของแบบจำลองอีกอย่างหนึ่งคือการทดสอบสมการที่ (22) เนื่องจากแบบจำลองดั้งเดิมนั้นกำหนดว่า reward-to-risk ratio นั้นควรมีค่าคงที่ ซึ่งจากสมการที่ (22) เราสามารถนำมาประยุกต์เพื่อทำการทดสอบสำหรับแต่

ละหลักทรัพย์หรือสำหรับแต่ละดัชนีราคารายหมวดอุตสาหกรรมได้ อย่างไรก็ตามการทดสอบในรูปแบบของแต่ละดัชนีราคารายหมวดนั้นยังคงมีจุดอ่อนที่ไม่ได้รวมไปถึงการทดสอบว่า reward-to-risk ratio จะต้องมีค่าเท่ากันสำหรับแต่ละดัชนีราคาหลักทรัพย์รายหมวด (Hamori, 1997) ซึ่งการทดสอบดังกล่าวจะทำการนำเสนอในส่วนต่อไป

ตารางที่ 7 Single portfolio tests with constant reward-to-variance

	λ	$SE(\lambda)$	$\chi^2{}^a$	p-value ^a	$\bar{e}_j$ ^b	R^2 ^c
AGRI	-19.4223 (0.0000)	4.3675	10.2423	0.0687	0.0233	0.0716
BANK	-9.1131 (0.0001)	2.2807	20.0402	0.0012	-0.0025	0.1826
COMUN	-6.6842 (0.0000)	1.4003	24.9539	0.0001	0.0153	0.1493
ENERG	-16.2425 (0.0000)	2.6175	11.4365	0.0434	-0.0219	0.0596
PROP	-8.4153 (0.0002)	2.2622	9.0491	0.1071	0.0067	0.1557

หมายเหตุ: ค่าในวงเล็บคือค่า p-value ของ t-statistic, ^(a) χ^2 คือค่า J-test statistic, p-value: probability value obtained from the J-test statistic, ^(b) $\bar{e}_j$ คือค่า average pricing error สำหรับดัชนีราคารายหมวดที่ j, ^(c) R^2 คือค่า coefficient of determination จากการถดถอยระหว่าง model errors (e_{ij}) กับ instrumental variables
ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 7 ได้แสดงผลการทดสอบในสมการที่ (22) โดยพบว่า ค่า λ มีค่าอยู่ในช่วง (-6.68)-(-19.42) และเมื่อทำการพิจารณาจากค่า J-statistic พบว่าดัชนีราคามหาชนาการ (BANK) และสื่อสาร (COMUN) ปฏิเสธข้อจำกัดของแบบจำลอง ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 1% หมวดพลังงานและสาธารณูปโภค (ENERG) ที่ระดับนัยสำคัญ 5%

หมวดธุรกิจการเกษตร (AGRI) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 10% ส่วนหมวดพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ (PROP) พบว่าเกือบที่จะสามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างได้ ณ ระดับนัยสำคัญ 10%

ดังนั้นจะเห็นว่าการทดสอบในกรณีของ single portfolio ปฏิเสธข้อจำกัด (specification) ของแบบจำลอง

3.8 Multiple portfolio tests with constant reward-to-variance

ตารางที่ 8 ได้เสนอผลการทดสอบในกรณี multiple portfolio โดยประยุกต์สมการที่ (22.2) ในการทดสอบ ซึ่งการทดสอบจะทำการพิจารณาใน 2 ส่วนด้วยกัน ส่วนแรกทดสอบว่า λ หรือ reward-to-risk ratio มีค่าคงที่หรือไม่ และส่วนที่สองคือการทดสอบว่า λ หรือ reward-to-risk ratio มีค่าเท่ากันสำหรับทุกดัชนีราคารายหมวดหรือไม่ ซึ่งตามแบบจำลองดั้งเดิมของ Sharpe-Lintner model นั้นค่า λ ควรจะมีค่าคงที่ และเท่ากันสำหรับทุกหลักทรัพย์

ผลการทดสอบในสมการที่ (22.2) แสดงในตารางที่ 8 โดยพบว่าค่า λ มีค่าเท่ากับ -6.044 โดยการทดสอบในส่วนแรกเมื่อทำการพิจารณาจากค่า J-statistic พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างได้นั้นคือข้อกำหนดของแบบจำลองถูกต้องนั่นคือ ค่า λ มีค่าคงที่ในกรณี multiple portfolio ดังนั้น กล่าวได้ว่าในกรณี multiple portfolio ให้ผลที่แตกต่างกับกรณีการทดสอบแบบ single portfolio

การทดสอบในส่วนที่สองพบว่าสามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างที่กล่าวว่ค่า λ มีค่าไม่แตกต่างกันสำหรับแต่ละดัชนีราคารายหมวดได้ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 1% ซึ่งแสดงให้เห็นว่าข้อจำกัดของแบบจำลอง (model's specification) ถูกปฏิเสธ นั่นคือ ค่า λ ควรจะมีค่าแตกต่างกัน

ตารางที่ 8 Multiple portfolio tests with constant reward to variance

λ	SE(λ)	χ^2	p-value	Portfolio	$\bar{r}_j^d$	$\bar{e}_j^e$	R^2^f
-6.0441	0.5279	23.1747	0.7685 ^a	AGRI	-0.0852	0.0319	0.0280
(0.000) ^c				BANK	-0.0865	-0.0203	0.110
				COMUN	-0.0788	-0.0187	0.0877
$H_0 = \lambda_j = \lambda$		120.2183	0.0000 ^b	ENERG	-0.0737	0.0044	0.0351
				PROP	-0.0897	-0.0202	0.0724

หมายเหตุ: ^(a) χ^2 คือค่า J-test statistic, p-value: probability value obtained from the J-test statistic, ^(b) χ^2 คือค่าที่ได้จาก Wald coefficient restriction test, p-value: probability value obtained from the wald coefficient restriction test, ^(c) ค่าในวงเล็บคือค่า p-value ของ t-statistic, ^(d) $\bar{r}_j$ คือค่าผลตอบแทนส่วนเกินเฉลี่ยของดัชนีราคารายหมวดที่ j, ^(e) $\bar{e}_j$ คือค่า average pricing error สำหรับดัชนีราคารายหมวดที่ j, ^(f) R^2 คือค่า coefficient of determination จากการถดถอยระหว่าง model errors (e_{ij}) กับ instrumental variables
ที่มา: จากการคำนวณ

3.9 Tests with asset-specific intercepts

ในส่วนนี้ทำการทดสอบว่าแบบจำลอง CAPM นั้นสมควรที่จะมีค่าคงที่ (intercept term) ในแบบจำลองหรือไม่โดยประยุกต์ใช้สมการที่ (23) ในการทดสอบผลการทดสอบแสดงดังตารางที่ 9

พบว่าค่า λ มีค่า 8.53 ซึ่งแตกต่างกับกรณีไม่รวมค่าคงที่ (intercept term) อย่างมาก (พิจารณาจากตารางที่ 8 λ มีค่าเท่ากับ (-6.04)) อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณาจากค่า J-statistic พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างได้เช่นกันดังนั้น λ ในกรณีนี้ไม่มีการ

วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
เปลี่ยนแปลงตามเวลาซึ่งแสดงให้เห็นว่าข้อจำกัด
ของแบบจำลองเกี่ยวกับการคงที่ของ λ ถูกต้องใน
กรณีที่มีการรวมค่า intercept term ในแบบจำลอง

อย่างไรก็ตาม Wald coefficient restriction
test บ่งชี้ว่าแบบจำลองควรมีค่าคงที่ (intercept
term) โดยสามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างที่ว่าค่าคงที่
(intercept term) ควรมีค่าไม่แตกต่างไปจากศูนย์
ได้ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 1%

รวมถึงพบว่าค่า R^2 มีค่าลดลงสำหรับ 3
ดัชนีราคารายหมวดประกอบด้วย BANK, COMUN

71 ปีที่ 9 ฉบับที่ 2 - 3 พฤษภาคม - ธันวาคม 2548
และPROP ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการนำค่าคงที่
(intercept term) เข้ามาในแบบจำลองทำให้มีความ
เหมาะสมขึ้นสำหรับ 3 กลุ่มดังกล่าว ส่วนอีก 2 กลุ่ม
พบว่าค่า R^2 เพิ่มขึ้นแสดงให้เห็นว่าการนำค่าคงที่
(intercept term) เข้ามาในแบบจำลองทำให้มีความ
เหมาะสมลดลง (ค่า R^2 ที่สูงขึ้นหมายถึงของสมมติ
ในการประมาณด้วยวิธี GMM ไม่เหมาะสม
เนื่องจากตัวแปรเครื่องมือมีความสัมพันธ์กับ error
term)

ตารางที่ 9 Tests with asset-specific intercepts

λ	SE(λ)	χ^2	p-value	portfolio	α_j	SE(α_j)	$\bar{r}_j^c$	$\bar{e}_j^d$	R^2^e
8.5358 (0.0000)	0.9725	18.077	0.7992 ^a	AGRI	-0.0930 (0.0000)	0.0050	-0.0852	-0.0007	0.0290
				BANK	-0.1208 (0.0000)	0.0095	-0.0865	0.0115	0.0611
$H_0 : \alpha_j = 0$		441.37	0.0000 ^b	COMUN	-0.1144 (0.0000)	0.0078	-0.0788	-0.0203	0.0102
				ENERG	-0.0906 (0.0000)	0.0047	-0.0737	0.0029	0.0481
				PROP	-0.1329 (0.0000)	0.0094	-0.0897	0.0096	0.0230

หมายเหตุ: ค่าในวงเล็บคือค่า p-value ของ t-statistic, ^(a) χ^2 คือค่า J-test statistic, p-value: probability value
obtained from the J-test statistic, ^(b) χ^2 คือค่าที่ได้จาก Wald coefficient restriction test, p-value: probability
value obtained from the Wald coefficient restriction test, ^(c) $\bar{r}_j$ คือค่าผลตอบแทนส่วนเกินเฉลี่ยของดัชนีราคา
รายหมวดที่ j, ^(d) $\bar{e}_j$ คือค่า average pricing error สำหรับดัชนีราคาหมวดที่ j, ^(e) R^2 คือค่า coefficient of
determination จากการถดถอยระหว่าง model errors (e_{ij}) กับ instrumental variables
ที่มา: จากการคำนวณ

3.10 Tests with time-varying reward to risk

ในส่วนนี้จะทำการทดสอบแบบจำลอง CAPM โดยการยอมให้ conditionally expected returns ของหลักทรัพย์, conditional covariances, conditional variances ของตลาด และ conditionally expected returns ของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาได้ โดยการทดสอบจะทำการประยุกต์สมการที่ (37) ในการทดสอบ

ผลการทดสอบแสดงดังตารางที่ 10 สำหรับการทดสอบ single portfolio test เมื่อพิจารณาจากค่า J-statistic พบว่าดัชนีราคาหลักทรัพย์ทุกหมวด ยกเว้น BANK สามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างได้ ณ

ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 1% ส่วนหมวด BANK ปฏิเสธสมมติฐานว่าง ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 5% อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาจากค่า R^2 พบว่ากลุ่ม BANK และกลุ่ม ENERG แบบจำลองมีความเหมาะสมมากขึ้นกว่าในกรณีที่กำหนดให้ reward-to-risk ratio คงที่ และมีค่าคงที่ (intercept term) ดังตารางที่ 9 ส่วนอีก 3 หมวดที่เหลือนั้นพบว่ามีความเหมาะสมลดลง

อย่างไรก็ตามการทดสอบในส่วนของการ multiple portfolio test โดยพิจารณาจากค่า J-statistic พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างได้ ดังนั้นกล่าวได้ว่าข้อจำกัดของแบบจำลอง (model's specification) ถูกต้อง

ตารางที่ 10 Tests with time-varying reward-to-risk

	$\bar{r}_j^a$	Average pricing error ^b	χ^2^c	p-value ^c	R^2^d
Single Portfolio test					
AGRI	-0.0852	-0.0069	21.9340	0.0012	0.1095
BANK	-0.0865	-0.0073	14.6163	0.0235	0.0314
COMUN	-0.0788	-0.0073	17.4791	0.0077	0.1233
ENERG	-0.0737	-0.0072	17.4750	0.0077	0.0323
PROP	-0.0897	-0.0074	20.1612	0.0026	0.0314
Multiple Portfolio test					
	-	-	24.3577	0.7556	-

หมายเหตุ: ^(a) $\bar{r}_j$ คือค่าผลตอบแทนส่วนเกินเฉลี่ยของดัชนีราคารายหมวดที่ j, ^(b) $\bar{h}_j$ คือค่า average pricing error สำหรับดัชนีราคารายหมวดที่ j ซึ่งถูกหารด้วยค่า average conditional variance ของตลาด (SET) (Harvey (1989) ; Yin-Ching Jan, Peter Shyan-Rong Chou Mao-Wei Hung (2000) , ^(c) χ^2 คือค่า J-test statistic, p-value: probability value obtained from the J-test statistic, ^(d) R^2 คือค่า coefficient of determination จากการถดถอยระหว่าง model errors (h_{jt}) กับ instrumental variables (Harvey (1989) ; Yin-Ching Jan, Peter Shyan-Rong Chou Mao-Wei Hung (2000)

ที่มา: จากการคำนวณ

3.11 Tests with constant β

ในตารางที่ 11 แสดงผลการทดสอบว่าค่า β มีค่าคงที่หรือไม่โดยการประยุกต์ใช้สมการที่ (38) ซึ่งเป็นการทดสอบเงื่อนไขดั้งเดิมของแบบจำลองซึ่งสมมุติว่า ผลตอบแทนที่คาดหวังของดัชนีราคารายหมวด เป็นสัดส่วนที่คงที่ต่อผลตอบแทนที่คาดหวังของตลาด (Yin-Ching Jan, Peter Shyan-Rong Chou Mao-Wei Hung, 2000) โดยสัดส่วนดังกล่าวคือค่า β

ผลการทดสอบแสดงดังตารางที่ 11 ในส่วนของ single portfolio test เมื่อทำการพิจารณาจาก

ค่า J-statistic พบว่ามีเพียงค่า β ของหมวดธุรกิจการเกษตร (AGRI) ที่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างได้ ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 1% ซึ่งสอดคล้องกับค่า R^2 ที่มีค่า 17.32% ซึ่งพบว่าสูงกว่าหมวดอื่นๆ ซึ่งบ่งชี้ว่าดัชนีหมวดดังกล่าวพจน์คลาดเคลื่อนหรือ pricing error มีความสัมพันธ์กับตัวแปรเครื่องมือ (Yin-Ching Jan, Peter Shyan-Rong Chou Mao-Wei Hung, 2000)) ส่วนอีก 4 หมวดไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างได้ ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 10%

ตารางที่ 11 Tests with constant β

	β	SE(β)	$\bar{k}_j^a$	χ^2^b	p-value ^b	R^2^c
Single Portfolio test						
AGRI	0.8477 (0.0000)	0.0728	0.0131	15.9768	0.0069	0.1732
BANK	1.1855 (0.0000)	0.0356	-0.0145	8.1227	0.1496	0.1380
COMUN	1.0247 (0.0000)	0.0515	-0.0081	6.3720	0.2717	0.0508
ENERG	0.7849 (0.0000)	0.0470	0.0062	7.3237	0.1977	0.0756
PROP	1.0315 (0.0000)	0.0826	0.0011	5.5489	0.3526	0.1352
Multiple Portfolio test						
	-	-	-	21.1713	0.6830	-

หมายเหตุ: ค่าในวงเล็บคือค่า p-value ของ t-statistic, ^(a) $\bar{k}_j$ คือค่า average error ของแต่ละดัชนีรายหมวด,

^(b) χ^2 คือค่า J-test statistic, p-value: probability value obtained from the J-test statistic, ^(c) R^2 คือค่า coefficient of determination จากการถดถอยระหว่าง model errors (k_{jt}) กับ instrumental variables

ที่มา: จากการคำนวณ

การทดสอบในส่วนของ multiple portfolio test โดยพิจารณาจากค่า J-statistic พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างได้ตั้งนั้นกล่าวได้ว่าข้อจำกัดของแบบจำลอง (model's specification) ถูกต้อง

4. สรุป

เนื่องจากในปัจจุบันมีนักลงทุนทั้งชาวไทยและชาวต่างชาติเข้ามาลงทุนในตลาดหลักทรัพย์อย่างต่อเนื่อง อย่างไรก็ตามความผันผวนของตลาดหลักทรัพย์ในประเทศไทยซึ่งจัดได้ว่าเป็นตลาดเกิดใหม่ทำให้มีความจำเป็นในการที่จะต้องมีแบบจำลองเพื่อทำการพิจารณาเกี่ยวกับความเสี่ยงและผลตอบแทน ซึ่งในรายงานฉบับนี้ได้นำเสนอการทดสอบเงื่อนไขที่ถูกระบุในแบบจำลอง CAPM ว่ามีความเป็นไปได้ในการนำไปใช้เพื่อวิเคราะห์ผลตอบแทนและความเสี่ยงของหลักทรัพย์หรือไม่ซึ่งทำการทดสอบในกรณีศึกษาดัชนีราคาวิทยุรวมหลักทรัพย์ 5 หมวด

ผลการทดสอบพบว่า conditional covariances มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาสำหรับ 2 หมวด ส่วนอีก 3 หมวดพบว่ามีความคงที่ การทดสอบในส่วนของ reward-to-risk ratio พบว่าการเปลี่ยนแปลงตามเวลาซึ่งแย้งกับข้อสมมุติของแบบจำลองรวมถึงพบว่าทดสอบในกรณีของ single portfolio โดยส่วนใหญ่ให้ผลเช่นเดียวกัน แต่อย่างไรก็ตามการทดสอบในส่วนของ multiple portfolio ให้ผลที่ตรงข้ามกันนั่นคือพบว่าค่า reward-to-risk ratio ควรมีความคงที่

อย่างไรก็ตามพบว่าแบบจำลองควรมีค่าคงที่ (intercept term) ในแบบจำลองอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติและ พบว่าเมื่อเปรียบเทียบค่า R^2 กับ

กรณีของ multiple portfolio พบว่ามีค่าใกล้เคียงกันสำหรับบางกลุ่ม และมีค่าน้อยกว่าสำหรับบางกลุ่ม โดยที่ค่า R^2 มีค่าน้อยกว่าแสดงให้เห็นว่าแบบจำลองมีความเหมาะสมมากกว่าตามข้อสมมุติของการประมาณค่าด้วยวิธี GMM ดังนั้นแสดงให้เห็นว่าแบบจำลองควรมีค่าคงที่ (intercept term) ในแบบจำลอง

การทดสอบที่สำคัญอีกส่วนหนึ่งคือการทดสอบแบบจำลอง CAPM โดยการยอมให้ conditionally expected returns ของหลักทรัพย์, conditional covariances, conditional variances ของตลาด และ conditionally expected returns ของตลาด มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาได้ โดยผลการทดสอบพบว่ามีความสัมพันธ์ที่คล้ายคลึงกับกรณีที่กำหนดให้ reward-to-risk ratio คงที่ นั่นคือในกรณีของ single portfolio สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างได้ซึ่งแสดงให้เห็นว่าข้อจำกัดหรือข้อสมมุติโดยแบบจำลองถูกปฏิเสธ แต่ในส่วน of multiple portfolio พบว่าไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างได้

ในส่วนสุดท้ายได้ทำการทดสอบเกี่ยวกับค่า β ซึ่งพบว่าค่าดังกล่าวมีความคงที่ในดัชนีราคาวิทยุย่อยส่วนใหญ่ และรวมถึงในกรณี multiple portfolio ก็ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างได้เช่นกัน

การทดสอบเงื่อนไขที่ถูกระบุจากแบบจำลอง พบว่าเงื่อนไขส่วนใหญ่ถูกปฏิเสธ ซึ่งเป็นหลักฐานที่แสดงให้เห็นการนำแบบจำลอง CAPM มาวิเคราะห์เกี่ยวกับความเสี่ยงและผลตอบแทน รวมถึงสรุปผลเพื่อตัดสินใจในการซื้อหรือขายหลักทรัพย์ไม่เหมาะสมด้วยเช่นกันสำหรับดัชนี 5 หมวดในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย

เอกสารอ้างอิง

ภาษาไทย

- ขวัญหล้า จันทะพันธ์. 2546. การวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มสื่อสารในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- จิรัตน์ สังแก้ว. 2542. การลงทุน. กรุงเทพฯ: โรงพิมพ์มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- ชัยโย กรกิจสุวรรณ. 2540. การวิเคราะห์ความเสี่ยงและอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงานในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- เดชวิทย์ นิลวรรณ. 2539. การวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในกลุ่มสื่อสารในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์. 2543. “พฤติกรรม การส่งผ่านราคาหุ้นในตลาดค้าส่งโตเกี่ยวกับตลาดผู้บริจในประเทศไทย.” วารสารเศรษฐศาสตร์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ 3, 3 (กันยายน-ธันวาคม): 16-38.
- ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์. 2546. การประยุกต์เศรษฐมิติสำหรับเศรษฐศาสตร์เกษตร. เชียงใหม่: มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
- ธนศักดิ์ ดันตินาคม. 2539. ปัจจัยเชิงเศรษฐศาสตร์ที่มีผลกระทบต่อดัชนีราคาหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- ธนิดา กาญจนพันธ์. 2534. ผลกระทบของปัจจัยทางเศรษฐกิจต่อราคาหุ้นของไทย. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.
- นินนาท เจริญเลิศ. 2532. ปัจจัยกำหนดการลงทุนในหลักทรัพย์และแนวทางการพัฒนาตลาดหลักทรัพย์ในอนาคต. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- นกเกตน์ เอี่ยมเพชรพงศ์. 2543. การวิเคราะห์ความเสี่ยง อัตราผลตอบแทนและการเลือกลงทุนในหลักทรัพย์กลุ่มสื่อสารโดยใช้แบบจำลอง CAPM. แบบฝึกหัดการค้นคว้าวิชา 751409 คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- น้ำฝน เสนางคนิกร. 2544. การวิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์ในกลุ่มพลังงานในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- บรรพต ณ ลำพูน. 2546. การวิเคราะห์ความเสี่ยงหลักทรัพย์กลุ่มบันเทิงและสันทนาการในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

- วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ 76 ปีที่ 9 ฉบับที่ 2 - 3 พฤษภาคม - ธันวาคม 2548
บุญชัย เกียรติธนวิทย์. 2534. ปัจจัยทางเศรษฐศาสตร์ที่มีผลกระทบต่อราคาหุ้นกลุ่มธนาคารพาณิชย์
และกลุ่มเงินทุนหลักทรัพย์. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- ประพนธ์ เณลิพิชัย. 2546. การวิเคราะห์ความเสี่ยงของหุ้นธนาคารพาณิชย์ขนาดใหญ่โดยวิธีการ
ถดถอยแบบสลับเปลี่ยน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- ปาริชาติ โกชนจันทร์. 2546. การวิเคราะห์การลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยตามทฤษฎี
การกำหนดราคาแบบเอพีทีโดยวิธีโคอินทิเกรชัน. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตร
มหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- ประพันธ์ รัตนวิบูลย์สม. 2546. ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อดัชนีหุ้นในกลุ่มก่อสร้างและวัสดุก่อสร้างในตลาด
หลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- พรชัย จิรวินิจนนท์. 2535. การประยุกต์ใช้ทฤษฎี CAPM กับหลักทรัพย์ในตลาดหลักทรัพย์แห่ง
ประเทศไทย. ภาคนิพนธ์คณะพัฒนาการเศรษฐกิจ สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์.
- พิกุล แซ่โล้ว. 2544. การวิเคราะห์ความเสี่ยงของหลักทรัพย์กลุ่มชิ้นส่วนอิเล็กทรอนิกส์ในตลาด
หลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- เพชร ชุมทรัพย์. 2542. หลักการลงทุน. พิมพ์ครั้งที่ 12. กรุงเทพฯ: สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- พริ้มวี สมงาม. 2546. ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนี
ราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชีย. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- เมธินี รัตมีวิจิตรไพศาล. ความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินกับราคาหลักทรัพย์ในประเทศไทย.
วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย. อ้างถึงใน สุนทรี กัญญาพิเศษ.
2539. การตัดสินใจลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยอาศัยแบบจำลอง
Arbitrage Pricing Theory (APT). วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- สถาบันพัฒนาบุคลากรธุรกิจหลักทรัพย์ตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย. 2546. หลักสูตรตราสารทุน
สำหรับเจ้าหน้าที่การตลาด. กรุงเทพฯ: บริษัทเอส แอล พลับบลิเคชัน จำกัด.
- สุนทรี กัญญาพิเศษ. 2539. การตัดสินใจลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยอาศัย
แบบจำลอง Arbitrage Pricing Theory (APT). วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต
มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- สลลิตพิทย์ ศิริไพบุลย์. 2546. ปัจจัยที่กำหนดดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ระหว่างปี
ค.ศ.1995-2001. การค้นคว้าแบบอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- สุโจจน์ ศรีแก้ว. 2535. ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อดัชนีราคาหุ้นในตลาดหุ้น. วิทยานิพนธ์
เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- หทัยรัตน์ บุญโญ. 2541. การประมาณค่าเบต้าในแบบจำลองการกำหนดราคาสินทรัพย์ประเภททุน.
วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

- Bodurtha, James N. Jr. and Mark, Nelson C. 1988. "Testing the CAPM with Time-Varying Risks and Returns." **Unpublished working paper** (Ohio state University, Columbus, OH). Quoted in Harvey, Campbell R. 1989. "Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models." **Journal of Financial Economics** 24: 289-317.
- Dickey, D. and Fuller, W. 1979. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root." **Journal of American Statistic Association** 74: 427-431.
- Enders, W. 1995. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons.
- Fama, Eugene F. and French, Kenneth R. 1988. "Dividend Yields and Expected Stock Returns." **Journal of Financial Economics** 22: 3-26.
- Ferson, W. E., Foerster, S. and Keim, D. 1993. "General Tests of Latent Variable Models and Mean- Variance Spanning." **Journal of Finance** 48, 1:131-156. Quoted in Vaihekoski, Mika. 2000. "Unconditional International Asset Pricing Models: Empirical Tests". **Finnish Economic Papers** 13, 2: 71-88.
- Gallant, A. Ronald and Jorgenson, Dale W. 1979. "Statistical Inference for a System of Simultaneous, Nonlinear, Implicit Equations in the Context of Instrumental Variables Estimation." **Journal of Econometrics** 10: 3-27.
- Gallant, A.R. and Tauchen, G. 1989. "Seminonparametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes: Asset Pricing Applications." **Econometrica** 57: 1091-1120. Quoted in Hamori, Shigeyuki. 1997. "Risk Premiums and Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models: Some Evidence from Japan." **Japan and the world economy** 9: 413-430
- Garcia, Rene. and Bonomo, Marco. 2001. "Tests of Conditional Asset Pricing Models in the Brazilian Stock Market". **Journal of International Money and Finance** 20, 71-90.
- Gibbons, Michael R. and Ferson, Wayne E. 1985. "Tests of Asset Pricing Models with Changing Expectations and an Unobservable Market Portfolio." **Journal of Financial Economics** 14, 217-236. Quoted in Harvey, Campbell R. 1989. "Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models." **Journal of Financial Economics** 24: 289-317.
- Gujarati, D. 1995. **Basic Econometrics**. 3rd ed. McGraw – Hill.
- Hamori, Shigeyuki. 1997. "Risk Premiums and Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models: Some Evidence from Japan." **Japan and the world economy** 9: 413-430
- Hansen, Lars P. and Singleton, Kenneth J. 1982. "Generalized Instrumental Variable Estimation of Nonlinear Rational Expectations Model." **Econometrica** 50 (September): 1269-1286.

- Hansen, Lars P. 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." **Econometrica** 50(September): 1029-1054.
- Harvey, Campbell R. 1989. "Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models." **Journal of Financial Economics** 24: 289-317.
- Keim, Donald B. and Stambaugh, Robert F. 1986. "Predicting Returns in the Bond and Stock Market." **Journal of Financial Economics** 17: 357-390.
- Mackinlay, A. C. and Richardson, M. 1991. "Using Generalized Method of Moments to Tests Mean-Variance Efficiency." **Journal of Finance** 46: 511-527. Quoted in Vaihekoski, Mika. 2000. "Unconditional International Asset Pricing Models: Empirical Tests". **Finnish Economic Papers** 13, 2: 71-88.
- Newey, W.K., West, K.D. 1987. "A Simple, Positive Semi-Definite Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix". **Econometrica** 55: 703-708. Quoted in Garcia, Rene. and Bonomo, Marco. 2001. "Tests of Conditional Asset Pricing Models in the Brazilian Stock Market". **Journal of International Money and Finance** 20, 71-90.
- Rayner, Robert K. 1986. "Generalized Instrumental Variables Estimation under Rational Expectations on First and Second Moments." **Unpublished working paper** (Ohio state University, Columbus, OH). Quoted in Harvey, Campbell R. 1989. "Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models." **Journal of Financial Economics** 24: 289-317.
- Reuters. 2005. **Reuters Kober 3.5.1**. Available: Finance and Investment Center, Chiang Mai University.
- Roll, R. 1977. "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests." **Journal of Financial Economics** 4: 129-176.
- Sahasakul, Chaipat and Boonchai Kiattavith. "Impacts of Macro Factors on Thai Stock Prices". Paper presented at the CMRI Conference 89 on Emergin Trends and Future Directions of the Thai Capital Market. Petchaburi, 24-26 February 1989. อ้างถึงใน สุนทรี ภัฏชาญพิเศษ. 2539. การตัดสินใจลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยโดยอาศัยแบบจำลอง **Arbitrage Pricing Theory (APT)**. วิทยานิพนธ์เศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- Sharpe, W and Cooper, G. 1972. "Risk-Return Classes of New York Stock Exchange Common Stocks." **Financial Analysts Journal** 28, 2: 46-54.
- Thomas, R. L. 1993. **Introductory Econometrics: Theory and Applications**. 2nd ed.
- Vaihekoski, Mika. 2000. "Unconditional International Asset Pricing Models: Empirical Tests". **Finnish Economic Papers** 13, 2: 71-88.
- Verbeek, Marno. 2000. **Modern Econometrics**. New York: John Wiley&Sons.

_____. 2004. **A Guide to Modern Econometrics**. 2nd ed. New York: John Wiley&Sons.

Yin-Ching, Jan. Shyan-Rong, Chou Peter. and Mao-Wei, Hung. 2000. "Pacific Basin Stock Markets and International Capital Asset Pricing". **Global Finance Journal** 11, 1-16.