บทที่ 2
แนวคิด ทฤษฎี และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดและ ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

ทฤษฎีและแนวคิดที่ใช้ในการศึกษา ซึ่งประกอบ ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา การทดสอบยูนิทรูท หากพบว่าข้อมูลมียูนิทรูท ก็จะเข้าสู่การทดสอบโคอินทิเกรชันโดยวิธีการของ Johensen และ Juselius เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ระยาวซึ่งกันและกันหรือไม่ เมื่อพบว่าข้อมูลมีความสัมพันธ์ระยะยาว หากมีการนอกออกดุลยภาพในระยะสั้นจะมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวหรือไม่โดย error correction mechanism และทฤษฎีบทความยืดหยุ่นเพื่อใช้ในการศึกษาความอ่อนไหวของราคาทองคำล่วงหน้าต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันล่วงหน้า

2.1.1 ทฤษฎีบทข้อมูลอนุกรมเวลา

ในการศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลา ลักษณะพื้นฐานของข้อมูลอนุกรมเวลาใดๆ มีข้อควรพิจารณาคือ ข้อมูลอนุกรมเวลานั้นๆ มีลักษณะนิ่งหรือไม่ ข้อมูลอนุกรมเวลาที่สามารถนำไปใช้พยากรณ์ได้จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง เพราะถ้าข้อมูลไม่มีลักษณะนิ่ง จะเกิดปัญหาความสัมพันธ์ไม่แท้จริง ระหว่างตัวแปรอนุกรมเวลาทั้งสองตัวแปร ซึ่งจะเห็นได้จากสมการถดถอยระหว่างตัวแปรอนุกรมเวลาสองตัวแปร มักจะได้ค่า R^2 ที่สูงมากและค่าสถิติ t ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งที่ความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองดังกล่าว โดยทางทฤษฎีแล้วไม่มีความหมายในทางเศรษฐศาสตร์เลย (spurious) จึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ดังมีรายละเอียดต่อไปนี้

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (stationary) หมายถึงการที่ข้อมูลอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพของการสมดุลเชิงสถิติ (statistical equilibrium) ซึ่งหมายถึง การที่คุณสมบัติทางสถิติของข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีการเปลี่ยนแปลงถึงแม้เวลาจะเปลี่ยนแปลงไป ในทางปฏิบัตินิยมใช้ข้อมูล

อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อน (weakly stationary) กล่าวคือ X จะเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่งแบบอ่อนเมื่อ

1. ค่าเฉลี่ย : $E(X_i) = \mu$ = ค่าคงที่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2. ความแปรปรวน $V(X_t) = \sigma^2$ = ค่าคงที่

3. ความแปรปรวนร่วม $Cov(X_t, X_{t+k}) = E(X_t - \mu) = \sigma_k - \mu$

ถ้าหากไม่เป็นดังข้อความข้างต้นข้อใดข้อหนึ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) การทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ทำได้โดยการทดสอบยูนิทรูท (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์ , 2542)

2.1.2 การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root)

การทดสอบยูนิทรูท เป็นการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะข้อมูลเป็นแบบ “นิ่ง” หรือ “ไม่นิ่ง” โดยดิกกี้- ฟลูเลอร์ (Dickey-Fuller) สมมุติแบบจำลองเป็นดังนี้

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

และ $$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \quad (2.2)$$

โดยที่ Y_t คือ ตัวแปรตาม

X_t คือ ตัวแปรอิสระ

α, β คือ ค่าพารามิเตอร์

ε_t, e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (random Error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (autocorrelation coefficience)

สมมุติให้ $\rho = 1$ จะได้ $X_t = X_{t-1} + e_t$; $e_t \sim iid\ (0, \sigma_\varepsilon^2)$

โดยที่ e_t เป็นอนุกรมของตัวแปรสุ่มที่แจกแจงแบบปกติเหมือนกันและเป็นอิสระต่อกัน โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวนคงที่ โดยมีสมมติฐานของการทดสอบของดิกกี้ ฟลูเลอร์ คือ

$H_0 : \rho = 1$

$H_1 : |\rho| < 1$; $-1 < \rho < 1$

ถ้ายอมรับ $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

และ อารี วิบูลย์พงศ์, 2542) อย่างไรก็ตามการทดสอบยูนิทรูทดังกล่าวข้างต้นสามารถทำได้อีกวิธีหนึ่ง

คือให้ $\rho = (1+\theta)$; $-1 < \theta < 0$

โดยที่ θ คือ พารามิเตอร์

จะได้ $X_t = (1+\theta)X_{t-1} + e_t$ (2.3)

$X_t = X_{t-1} + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.4)

$X_t - X_{t-1} = \theta X_{t-1} + e_t$ (2.5)

จะได้สมมุติฐานการทดสอบของดิกกี้-ฟลูเลอร์ใหม่คือ

$H_0 : \theta = 0$

$H_1 : \theta < 0$

ถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ จะได้ว่า $\rho = 1$ หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับ $H_1 : \theta < 0$ จะได้ว่า $\rho < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t-1 ค่าคงที่และแนวโน้ม ดังนั้นสรุปแล้ว ดิกกี้-ฟลูเลอร์ จะพิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกัน ในการทดสอบว่ามียูนิทรูทหรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าว ได้แก่

None $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t$ (2.6)

Intercept $\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.7)

Intercept and Trend $\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.8)

(ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542)

การตั้งสมมติฐานของการทดสอบของดิกกี้ – ฟลูเลอร์ เป็นเช่นเดียวกับที่กล่าวมาแล้วข้างต้น ส่วนการทดสอบโดยใช้การทดสอบอ๊อกเม๊นต์เทด ดิกกี้-ฟลูเลอร์ (augmented Dickey-Fuller test : ADF test) โดยเพิ่มขบวนการถดถอยในตัวเอง (autoregressive Processes) เข้าไปในสมการ (2.6), (2.7) และ (2.8) เพื่อเป็นการแก้ปัญหา serial correlation

None $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t$ (2.9)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Intercept $$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2.10)$$

Intercept and Trend $$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i X_{t-i} + e_t \quad (2.11)$$

โดยที่ X_t คือข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

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

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

t คือ ค่าแนวโน้ม

e_t คือ ตัวแปรสุ่ม

ซึ่งการทดสอบทั้ง 2 สมการนี้จะเป็นการทดสอบค่า θ ตามสมมติฐานดังที่ได้กล่าวไว้แล้วข้างต้น

2.1.3 การทดสอบโคอินทิเกรชันโดยวิธีการของ Johensen และ Juselius

Johansen, Stock and Watson (1988: 231-254. อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547: 600) ได้เสนอตัวประมาณค่าแบบ maximum likelihood (maximum likelihood estimator) ซึ่งทำให้สามารถหลีกเลี่ยงการใช้ตัวประมาณค่า 2 ขั้นตอนได้ (two-step estimators) และสามารถที่จะประมาณค่าและทดสอบการมีอยู่จริงของ cointegrating vectors หลาย vectors ได้ นอกจากนี้แล้วการทดสอบดังกล่าวยังทำให้เราสามารถทดสอบการใส่ข้อจำกัดของพารามิเตอร์ของ cointegrating vectors และความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) ได้อีกด้วย อย่างไรก็ตามทั้งวิธีการของ Johansen, Stock and Watson (1988: 231-254. อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547: 600) ต่างก็อาศัยความสัมพันธ์ระหว่าง rank ของเมทริกซ์และ characteristic roots ของเมทริกซ์ดังกล่าวอย่างมาก

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ขั้นตอนของวิธีการของ Johansen โดยสรุปมีดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 : ทำการทดสอบเพื่อประเมิน order of integration โดยทดสอบและประเมิน order of integration ทุกตัวแปรที่เรากำลังพิจารณา Enders (1995: 396 อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547: 604) ได้ให้ข้อเสนอแนะไว้ว่าเราไม่ควรที่จะใช้ตัวแปรที่มี order of integration ต่างกัน จากนั้นทำการหาความยาวของความล่าหรือล้าหลัง (lag length) โดยการใช้ akaike information criterion (AIC)หรือ schwartz Bayesian criterion (SBC) และ likelihood ratio test (LR)

ขั้นตอนที่ 2 : ประมาณค่าแบบจำลองและการหาค่า rank ของ π ก็เราอาจจะเลือกประมาณค่าแบบจำลองใน 3 รูปแบบดังนี้คือ (a) รูปแบบที่ให้ทุกสมาชิกของ A_0 มีค่าเท่ากับศูนย์ (b) รูปแบบที่มี drift หรือ (c) รูปแบบที่มีค่าคงตัว (constant term) ใน cointegrating vector

จากขั้นตอนที่ 1 เราได้ความยาวความล่า เราก็จะเลือกรูปแบบที่เหมาะสมสำหรับการประมาณค่าในแบบจำลอง

$$\Delta y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta y_{t-i} + \pi y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (2.12)$$

ในการวิเคราะห์คุณสมบัติของส่วนที่เหลือ (residuals) ของแบบจำลองที่มีการประมาณค่าด้วยความระมัดระวัง ถ้าหากพบว่าค่าคลาดเคลื่อน (errors) ไม่มีลักษณะ white noise ก็จะหมายความว่าความยาวความล่าหรือล้าหลัง (lag lengths) นั้นสั้นเกินไป อย่างไรก็ตามคุณสมบัติของส่วนที่เหลือ (reslduals) ประการแรกส่วนที่เหลือ (residuals) จากความสัมพันธ์ดุลยภาพระยะยาวจะต้องนิ่ง (stationary) และประการที่สองค่าประมาณของความคลาดเคลื่อนระยะสั้น (ซึ่งคือ ε_t ในสมการ (2.12)) จะต้องมีลักษณะ white noise (โดยการกะประมาณ (approximately) จากนั้นจะต้องมีการประมาณค่า characteristic roots ของ เมทริกซ์ π (เช่นในสมการ (2.12)) และคำนวณหาค่า λ_{max} และ λ_{trace} สำหรับทุกค่าที่เป็นไปได้ของ r โดยใช้สูตร

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln\left(1-\hat{\lambda}_i\right)$$

และ

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln\left(1-\hat{\lambda}_{r+1}\right)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่ $\hat{\lambda}_i$ = ค่าประมาณของ characteristic roots (ซึ่งเรียกอีกชื่อหนึ่งคือ eigenvalues) ซึ่งได้จากเมทริกซ์ π ที่ประมาณค่ามา โดย $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \mathrm{K} > \lambda_n$

T = จำนวนของค่าสังเกตที่เราสามารถใช้ได้

และนำไปเทียบกับค่าวิกฤตของ λ_{trace} ซึ่งเราสามารถจะสรุปการทดสอบเป็นตารางได้ดังนี้

ตารางที่ 2.1 การทดสอบแบบ λ_{trace} และ λ_{max}

Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	95% Critical Value	90% Critical Value
λ_{trace} tests		λ_{trace} value	λ_{trace} value
$r = 0$	$r > 0$	$\lambda_{trace}^{95\%}(0)$	$\lambda_{trace}^{90\%}(0)$
$r \leq 1$	$r > 1$	$\lambda_{trace}^{95\%}(1)$	$\lambda_{trace}^{90\%}(1)$
$r \leq 2$	$r > 2$	$\lambda_{trace}^{95\%}(2)$	$\lambda_{trace}^{90\%}(2)$
Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	95% Critical Value	90% Critical Value
λ_{max} test		λ_{max} value	λ_{max} value
$r = 0$	$r = 1$	$\lambda_{max}^{95\%}(0)$	$\lambda_{max}^{90\%}(0)$
$r = 1$	$r = 2$	$\lambda_{max}^{95\%}(1)$	$\lambda_{max}^{90\%}(1)$
$r = 2$	$r = 3$	$\lambda_{max}^{95\%}(2)$	$\lambda_{max}^{90\%}(2)$

ที่มา : Enders (1995: 398 อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547: 607)

ขั้นตอนที่ 3 : ขั้นตอนของการวิเคราะห์สัมประสิทธิ์ของ cointegrating vector (s) ที่ normalized แล้ว และสัมประสิทธิ์ของความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) เช่น

1. เราอาจจะวิเคราะห์ว่า $\beta_0 = 0$ หรือไม่ ซึ่งจะทำให้เราต้องใส่ข้อจำกัด 1 ข้อลงใน cointegrating vector ซึ่งสถิติทดสอบที่ใช้ก็จะเป็น likelihood ratio test ซึ่งมีการแจกแจงแบบ χ^2 ด้วย degree of freedom เท่ากับ 1 และสมมุติว่าเราไม่สามารถจะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) ได้ว่า $\beta_0 = 0$ ดังนั้นก็เป็นไปได้ที่เราจะใช้แบบจำลองใหม่อีกครั้ง โดยที่แบบจำลองใหม่จะต้องไม่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2. การจำกัด normalized cointegrating vector ให้มีลักษณะว่า $\beta_2 = -1$ และ $\beta_3 = 1$ ก็เป็นการใส่ข้อจำกัด 2 ข้อจำกัดใน cointegrating vector หนึ่ง vector นั่นเอง ซึ่งในการใช้ likelihood ratio test นั้น likelihood ratio test จะมีการแจกแจงแบบ χ^2 และในกรณีนี้จะมี degrees of freedom เท่ากับ 2 เนื่องจากมี 2 ข้อจำกัด

3. สำหรับการทดสอบว่า $\beta =$ (0,-1,1) ก็คือการใส่ข้อจำกัด 3 ข้อจำกัดคือ $\beta_0 = 0$ $\beta_2 = -1$, $\beta_3 = 1$ (สำหรับ β_1 นั้นเท่ากับ -1 อยู่แล้ว) ในกรณีนี้สถิติทดสอบก็คือ likelihood ratio test ซึ่งมีการแจกแจงแบบ χ^2 ด้วย degrees of freedom เท่ากับ 3 การทดสอบในกรณีนี้เราเรียกว่า เป็นการทดสอบข้อจำกัดร่วม (joint restriction)

ขั้นตอนที่ 4 : ขั้นตอนนี้เรียกว่า "innovation accounting" ซึ่งคือการวิเคราะห์ impulse response และการแยกส่วนประกอบของความแปรปรวน (variance decompositions) ซึ่งเป็นเครื่องมือที่เป็นประโยชน์ในการตรวจสอบความสัมพันธ์ในหมู่ตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์ ถ้าความสัมพันธ์ในหมู่ innovations ต่างๆ มีเล็กน้อยแสดงว่าปัญหาการบ่งชี้แบบจำลอง (identification problem) ก็จะไม่เป็นปัญหาอีกต่อไป การเรียงลำดับแบบอื่นก็จะให้ impulse responses และ variance decomposition คล้ายๆ กัน การทดสอบ innovation accounting และความเป็นสาเหตุของแบบจำลอง error-correction model สามารถที่จะช่วยระบุหรือบ่งชี้แบบจำลองเชิงโครงสร้างและ

ถ้าหากไม่เป็นดังข้อความข้างต้นข้อใดข้อหนึ่ง กล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลาดังกล่าวมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) การทดสอบว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ทำได้โดยการทดสอบยูนิทรูท (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์ , 2542) ตอบคำถามที่ว่าแบบจำลองที่ประมาณค่าออกมานั้น สมเหตุสมผลหรือไม่ (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547: 599-619)

2.1.4 การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น (Error Correction Mechanism)

แบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (ECM) คือกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว สมมุติให้ y_t และ x_t เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง และไม่เกิดปัญหาสมการถดถอยไม่แท้จริง สมการถดถอยที่ได้มีการร่วมกันไปด้วยกัน โดยมีกลไกการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว หมายความว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแต่ในระยะสั้นอาจมีการออกนอกดุลยภาพได้ เพราะฉะนั้นจึงให้พจน์ค่าความคลาดเคลื่อนดุลยภาพนี้อาจเป็นตัวเชื่อมพฤติกรรมระยะสั้นและระยะยาวเข้าด้วยกัน โดยลักษณะที่สำคัญของตัวแปรอนุกรมเวลาที่มีการร่วมกันไปด้วยกันคือวิถีเวลา (time path) ของอนุกรมเวลาเหล่านี้จะได้รับอิทธิพลจากการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว ดังนั้นเมื่อกลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว การเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

อย่างน้อยบางตัวแปรจะต้องตอบสนองต่อขนาดของการออกนอกดุลยภาพในแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน พลวัตพจน์ระยะสั้น (short-term dynamics) ของตัวแปรในระบบจะได้รับอิทธิพลการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์และอารี วิบูลย์พงศ์, 2542 : 16-51) ซึ่งตัวอย่างแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (ECM) เป็นดังนี้

$$\Delta Y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{h=1}^{p} a_{4k} \Delta \chi_{t-k} + \sum_{l=1}^{q} a_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_{yt} \qquad (2.13)$$

$$\Delta X_t = b_1 + b_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{m=1}^{r} b_{4m} \Delta \chi_{t-m} + \sum_{n=1}^{s} b_{5n} \Delta y_{t-n} + \mu_{xt} \qquad (2.14)$$

โดย y_t, x_t = ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{e}_{t-1}$ = ส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน ณ เวลา t-1

a_2 = สัมประสิทธิ์ของความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริง (Actual) ของ y_1 กับค่าที่เป็นระยะยาว (long run)

μ_t = ค่าความคลาดเคลื่อนอันเกิดเนื่องมาจากดุลยภาพระยะยาวณ เวลา t

โดยที่ $\hat{e}_t$ คือ ส่วนตกค้างและส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (cointegrating regression equation) ค่า a_2 จะให้ความหมายว่า a_2 ของความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าสังเกตที่เกิดขึ้นจริงของ y_t กับค่าที่เป็นระยะยาวหรือดุลยภาพในคาบที่แล้วจะถูกขจัดไปหรือถูกแก้ไขไปในแต่ละคาบต่อมา (Gujarati, 1995: 729) เช่นในแต่ละเดือน แต่ละสัปดาห์หรือแต่ละไตรมาส นั่นคือ a_2 คือ สัดส่วนของการออกของดุลยภาพของ y ในคาบนี้ที่ถูกขจัดไปในคาบต่อไป

2.1.5 ความยืดหยุ่น (Elasticity)

ความยืดหยุ่น เป็นการวัดการสนองของตัวแปรหนึ่งที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงของอีกตัวแปรหนึ่ง เขียนในรูปของสมการทั่วไปได้ดังนี้ (Colander , 1993: 1)

$$E = \text{percent change in x / percent change in y} \qquad (2.15)$$

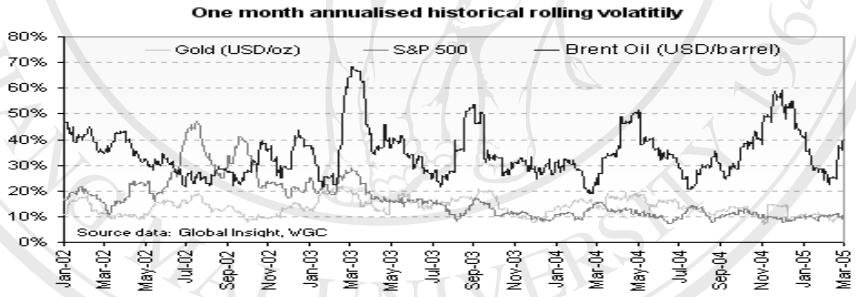
ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2.2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.2.1 งานวิจัยเกี่ยวกับราคาทองคำ

Lawrence (2003) ศึกษาอิทธิพลของการแกว่งตัว(volatility) ของสินทรัพย์ต่อผลตอบแทนของในกลุ่มลงทุน(portfolio) เริ่มจากการเปรียบเทียบความแกว่งตัวของราคาทองคำ กองทุน ราคาน้ำมัน จากข้อมูลรายเดือนระหว่างปี 2002-2005 พบว่าราคาน้ำมันมีการแกว่งตัวมากที่สุด รองลงมาคือกองทุน และราคาทองคำ ดังรูป 2.1 สำหรับตาราง 2.2 เป็นการเปรียบเทียบผลตอบแทนระหว่างพอร์ตการลงทุนที่มีการแกว่งตัวสูงและพอร์ต การลงทุนที่มีการแกว่งตัวต่ำในช่วงเวลา 6 ปี พบว่าพอร์ตการลงทุนที่มีการแกว่งตัวต่ำให้ผลตอบแทนมากกว่าพอร์ตการลงทุนที่มีการแกว่งตัวสูง ดังตาราง 2.2

รูปที่ 2.1 การเปรียบเทียบการแกว่งตัวของทองคำ ราคาหลักทรัพย์ และราคาน้ำมัน



ที่มา: Lawrence (2003)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 2.2 การเปรียบเทียบผลตอบแทนระหว่างพอร์ตการลงทุนที่มีการแกว่งตัวสูงและพอร์การลงทุนที่มีการแกว่งตัวต่ำ

	portfolio 1 (low volatility)		portfolio 2 (high volatility)	
	annual return %	value	annual return %	value
initial value		10,000		10,000
year end 1	9	10,900	-5	9,500
year end 2	1	12,099	25	11,875
year end 3	9	13,188	5	11,281
year end 4	11	14,629	25	14,102
year end 5	9	15,956	-5	13,396
year end 6	11	17,711	25	16,746
arithmetic av. return	10%		10%	
std. deviation	1.10%		16.43%	
compund return	9.996%		8.972%	

ที่มา: Lawrence (2003)

Ranson (2005) ได้ทำการศึกษาการเปรียบเทียบการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อจากราคาน้ำมันและราคาทองคำ โดยตั้งกำหนดปัจจัยดังนี้

- การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันสกุลดอลลาร์เป็นสาเหตุสำคัญในการเปลี่ยนแปลงอำนาจซื้อของเงินดอลลาร์
- การปรับขึ้นของราคาสินค้าชนิดหนึ่งที่มีความสัมพันธ์สินค้าอีกชนิดหนึ่งไม่มีผลต่อการปรับขึ้นของค่าครองชีพ
- การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันในระยะสั้น ไม่มีผลต่อการพยากรณ์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

การศึกษาบทบาทของราคาน้ำมันและราคาทองในการเป็นดัชนีชี้วัดอัตราเงินเฟ้อโดยการเปรียบเทียบค่าสหสัมพันธ์ (correation) ระหว่างราคาน้ำมันและราคาทองต่อราคาเงินเฟ้อ จากผู้ผลิต (producer –price inflation) และราคาเงินเฟ้อจากผู้บริโภค(consumer inflation) .ในปี จากปี 1951 พบว่าค่าสหสัมพันธ์ (correlation) ระหว่างราคาน้ำมันต่อราคาเงินเฟ้อ จากผู้ผลิต (producer – price inflation) และราคาเงินเฟ้อจากผู้บริโภค(consumer inflation) มีค่า 0.01 และ 0.23 ตามลำดับ ในขณะที่ค่าสหสัมพันธ์ (correlation) ระหว่างราคาน้ำมันต่อราคาเงินเฟ้อ จากผู้ผลิต (producer – price inflation) และราคาเงินเฟ้อจากผู้บริโภค(consumer inflation) มีค่า 0.01 และ 0.23 ตามลำดับ ในขณะที่ค่าสหสัมพันธ์ระหว่างราคาทองคำต่อราคาเงินเฟ้อ จากผู้ผลิต (producer –price inflation) และราคาเงินเฟ้อจากผู้บริโภค(consumer inflation) มีค่า 037 และ 0.50 ตามลำดับ นอกจากนี้ David ยังได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันและราคาทองจากข้อมูลตั้งแต่ปี 1968-2002 ได้พบว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันเป็นไปในทิศทางเดียวกับราคาทองคำ

Norman (2006) ได้ทำการวิเคราะห์ปัจจัยทำให้ราคาทองคำเปลี่ยนแปลง พบว่ามีสองปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อราคาทองคำ ได้แก่ ปัจจัยภายนอก คือ ภาวะกดดันทางการเมืองของประเทศสหรัฐ การขาดดุลการค้าประเทศสหรัฐ และค่าเงินดอลลาร์ จากการวิเคราะห์ข้อมูลปี 2005 พบว่าการขาดดุลการค้าของประเทศสหรัฐอเมริกามูลค่ามากกว่า 700 ล้านดอลลาร์ ทำให้นักลงทุนลดการถือครองสินทรัพย์ในรูปเงินดอลลาร์ ส่งผลให้ค่าเงินดอลลาร์อ่อนลง ถึง 15 %-25 % การอ่อนค่าของเงินดอลลาร์ทำให้ภาวะหนี้สินของประเทศสหรัฐเพิ่มขึ้น ส่งผลการออมในประเทศลดลง รายได้ประชาชาติจึงลดลง สำหรับปัจจัยภายนอก คือ การผลิตและการบริโภคทองคำ พบว่า การผลิตได้ชะลอลง เนื่องจากภาวะกดดันทางการเมืองของประเทศแอฟริกาใต้ และปริมาณการเปิดเหมืองใหม่ยังมีน้อยมาก ในขณะที่ความต้องการบริโภคทองคำเพิ่มขึ้นเป็นอย่างมาก โดยเฉพาะประเทศจีนและอินเดีย จากอิทธิพลจากทั้งปัจจัยภายนอกและปัจจัยภายในทำให้ราคาทองคำสูงขึ้นจากสถิติ 5 ปีที่ผ่านมาราคาทองสูงขึ้น 1% , 23% ,22% , 5% และ 15 % ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Wade (1985) ได้เสนอสมการถดถอยพหุคูณแสดงอิทธิพลของนโยบายทางการเงินที่มีต่ออุปสงค์ทองคำดังนี้

$$X(t) = f(rl(t), r(t), y(t), k(t), p(t), p'(t), p(\theta))$$

เมื่อ rl(t) = ราคาทองคำ

r(t) = อัตราดอกเบี้ยในสินทรัพย์อื่น

y(t) = ดัชนีรายได้หรือผลผลิต

k(t) = อัตราแลกเปลี่ยน

p(t) = ระดับราคาดอลลาร์

p'(t) = อัตราเงินเฟ้อของดอลลาร์

$p(\theta)$ = ราคาล่า θ คาบ

จากการประมาณค่าตัวแปรโดยวิธี Ordinary least squares พบว่าเคลื่อนไหวของราคาทองคำหรืออัตราดอกเบี้ยมีอิทธิพลต่อการบริโภคทองคำในระยะสั้น ในขณะที่รายได้หรือระดับราคาสินค้าทั่วไปเป็นตัวแปรภายนอกที่มีอิทธิพลต่อการบริโภคทองคำในระยะยาว

2.2.2 งานวิจัยที่เกี่ยวกับการแบบจำลองโคอินทิเกรชั่นและแบบจำลองเอเรอร์คอร์เรคชัน

ชุตยารัตน์ เด็ดขาด (2546) ศึกษาผลกระทบของการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อระดับราคาและผลผลิตของประเทศไทย โดยวิธี Cointegration and Error Correction ของ Johensen และ Juselius มาประยุกต์กับแบบจำลอง Vector Autoregression (VAR) โดยนำตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน ระดับราคา ผลผลิต ปริมาณเงินในประเทศ อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ และปริมาณเงินต่างประเทศ สำหรับข้อมูลที่ใช้ศึกษาเป็นรายเดือน ช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2531 ถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2544

ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรที่เกี่ยวข้องกับอัตราแลกเปลี่ยน ผลผลิต และระดับราคา พบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวอย่างมีนัยสำคัญ สำหรับการปรับตัวระยะสั้น พบว่าค่าความเร็วของการปรับตัวของเวคเตอร์ของแบบจำลองราคาและแบบจำลองผลผลิตมีค่าความเร็วในการปรับตัวในช่วงศูนย์ถึงลบหนึ่ง การผลประทบของตัวแปรอิสระที่มีต่อตัวแปรตามด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS) แบบจำลองระดับราคา พบว่าผลผลิตของประเทศไทยและปริมาณเงินต่างประเทศ มีอิทธิพลต่อระดับราคาของประเทศไทย แต่อัตราแลกเปลี่ยน ปริมาณเงินใน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ประเทศ และอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศไม่มีอิทธิพลต่อระดับราคาของประเทศไทย สำหรับตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อผลผลิต ได้แก่ ระดับราคาและปริมาณเงินในประเทศ

พริ้มรวี สมงาม (2546) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชีย โดยดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ในภูมิภาคเอเชียที่ทำการศึกษาได้แก่ ดัชนี Nikkei ประเทศญี่ปุ่น ดัชนี Hang Seng ฮ่องกง ดัชนี Strait Times ประเทศสิงคโปร์ ดัชนี KLSE Composite ประเทศมาเลเซีย ดัชนีPSI Composite ประเทศฟิลิปปินส์ และดัชนี PSI Composite ประเทศฟิลิปปินส์ และดัชนี JKSE Composite ประเทศอินโดนีเซีย ทำการวิเคราะห์โดยใช้เทคนิค Cointegration และ Error Correction ซึ่งใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2536 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2546

ผลการศึกษาพบว่า ดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ต่างประเทศ ได้แก่ ดัชนี Nikkei ดัชนี Strait Times ดัชนี KLSE Composite และดัชนีPSI Composite ในขณะที่ดัชนี Hang Seng และดัชนี JKSE Composite มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย เมื่อทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์ต่างๆด้วยวิธี Impulse response function พบว่า เมื่อให้เกิด standard error shock กับดัชนีที่มีมูลค่าหลักทรัพย์ที่มีมูลค่าหลักทรัพย์ตามราคาตลาดที่มากกว่า จะส่งผลกระทบมากต่อดัชนีที่มีมูลค่าหลักทรัพย์ตามราคาตลาดที่ต่ำกว่า

อนัสปรีย์ ไชยวรรณ (2546) ศึกษาถึงปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศต่างๆในภูมิภาคเอเชีย ได้แก่ ไทย ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ และสิงคโปร์ และทำการทดสอบหาความสัมพันธ์ระหว่างอัตราแลกเปลี่ยนของต่างประเทศกับปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ รายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยในประเทศและต่างประเทศ และดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภค โดยใช้เทคนิคโคอินทิเกรชันและแบบจำลองเอเรอร์คอร์เรคชันมาประยุกต์ใช้กับแบบจำลองทางการเงิน สำหรับข้อมูลที่นำมาใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ.2540 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ.2545 ซึ่งเป็นช่วงเวลาที่ประเทศไทยได้ปรับมาให้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวภายใต้การจัดการ

ผลการทดสอบแบ่งเป็น 6 กรณี ได้แก่ บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ เยนต่อดอลลาร์สหรัฐฯ วอนต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ริงกิตต่อดอลลาร์สหรัฐ ฟิลิปปินส์เปโซต่อดอลลาร์สหรัฐฯ และดอลลาร์สิงคโปร์ต่อดอลลาร์สหรัฐฯ พบว่าในระยะยาวตัวแปรภาคเศรษฐกิจ ซึ่งประกอบด้วย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ รายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยในประเทศและต่างประเทศ และดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภค ต่างมีความสัมพันธ์กับอัตราแลกเปลี่ยนอย่างมีนัยสำคัญ โดยเฉพาะในกรณีบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ เยนต่อดอลลาร์สหรัฐฯ วอนต่อดอลลาร์สหรัฐฯและดอลลาร์สิงคโปร์ต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภค เป็นปัจจัยหลักที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยน นอกจากนี้ยังพบว่าในทุกกรณี อัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์ในระยะสั้นกับปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ รายได้ประชาชาติที่แท้จริงโดยเปรียบเทียบ ส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ยในประเทศและต่างประเทศ และดัชนีราคาสินค้าผู้บริโภค กล่าวคือ หากอัตราแลกเปลี่ยนเกิดการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาว อันเนื่องมาจากเกิดการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในระยะสั้น ก็จะมีกลไกการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อให้เข้าสู่ภาวะดุลยภาพในระยะยาว โดยส่วนเบี่ยงเบนออกไปนั้นจะมีค่าลดลงเรื่อยๆ ในแต่ละช่วงเวลา

กัลยาณี เจริญกิจหัตถกร (2548) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยกับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์สหรัฐอเมริกา เพื่อศึกษาว่าดัชนีราคาหุ้นราคาตลาดหลักทรัพย์ใดในสหรัฐอเมริกาที่มีความสัมพันธ์กับดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยใชเทคนิคโคอินทิเกรชันของโจแฮนเซน และเอเรอร์คอเรคชัน และความเป็นเหตุเป็นผล โดยใช้ข้อมูลรายวันตั้งแต่วันที่ 2 มกราคม 2546 ถึงวันที่ 28 กุมภาพันธ์ 2548 รวมทั้งสิ้น 513 ข้อมูล

ผลการศึกษาพบว่า ข้อมูลไม่มีความล่าช้าของเวลา (0 lag) ค่าทดสอบทางสถิติที่ดับผลต่างที่1 (1^{st} difference) มีนัยสำคัญที่ระดับ 5 % แสดงว่าข้อมูลทุกตัวมีลักษณะนิ่งที่ I(1) สำหรับการพิจารณาความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่าราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยมีความสัมพันธ์ในระยะยาวและในทิศทางเดียวกันกับ ดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jones และดัชนี S&P 500 ซึ่งในการปรับตัวระยะสั้นพบว่ามีค่าความเร็วในการปรับตัวที่เหมาะสมอยู่ในช่วง 0 ถึง -2 เมื่อทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของตัวแปรพบว่า ดัชนี Nasdaq ดัชนี Dow Jones และ ดัชนี S&P 500 เป็นตัวแปรสาเหตุที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาหุ้นตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย และเป็นความสัมพันธ์ในทางเดียว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สิริวรรณ สุคันธปรีย์ (2548) ศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันที่มีต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของระบบเศรษฐกิจไทย โดยศึกษาถึงความต้องการใช้ การผลิต การนำเข้า และระดับราคาน้ำมันเชื้อเพลิงของไทย ตลอดจนวิเคราะห์ผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันที่มีต่อตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคของไทย ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ การบริโภคของภาคเอกชน การลงทุนของภาคเอกชน ภาษี อัตราดอกเบี้ย การนำเข้าสินค้าและบริการ และอุปสงค์การถือเงิน ทำการศึกษาโดยใช้วิธีโคอินทิเกรชันและเออร์เรอร์คอเรคชัน ตามวิธีการของ Johansen และ Juselius ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิรายไตรมาสระหว่างไตรมาสแรกของปี พ.ศ.2536 ถึงไตรมาสที่ 2 ของปี พ.ศ. 2547

ผลการศึกษาพบว่าประเทศไทยมีการนำเข้าน้ำมันจากต่างประเทศเป็นส่วนมาก ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของค่าน้ำมันในตลาดโลกจึงส่งผลกระทบโดยตรงกับประเทศไทย สำหรับการศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงราคาย้ำมันทีมีต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคโดยใช้วิธีโคอินทิเกร-ชัน พบว่าตัวแปรทุกตัวที่นำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธีการ Augmented Dickeys-Fuller test มีความนิ่งทีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูลเดี่ยวกันที่ I(0) และมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมเท่ากับ 1 จากการศึกษาความสัมพันธ์พบว่าราคาน้ำมันมีความสัมพันธ์กับการลงทุนของภาคเอกชนมากที่สุด รองลงมาเป็นผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ การนำเข้าสินค้าและบริการ การบริโภคของภาคเอกชน อุปสงค์การถือเงิน ภาษีและอัตราดอกเบี้ย โดยเมื่อราคาน้ำมันเพิ่มขึ้น 1 บาทต่อลิตร ส่งผลทำให้การลงทุนภาคเอกชนลดลง 119,928.9 ล้านบาท ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศลดลง 54,478.8 ล้านบาท การนำเข้าสินค้าและบริการลดลง 52,389.2 ล้านบาท การบริโภคของภาคเอกชนลดลง5,929.5 อุปสงค์การถือเงินลดลง1,366 ภาษีที่รัฐเก็บได้ลดลง 627.5828 อัตราดอกเบี้ยลดลงร้อยละ 0.16968 จากการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวพบว่า ตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคทุกตัวจะมีการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว นั่นคือตัวแปรทุกตัวที่ศึกษามีความสัมพันธ์ที่แท้จริงกับราคาน้ำมัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved