ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

การทดสอบประสิทธิภาพตลาด

การทดสอบประสิทธิภาพตลาดของ Robin J.Brenner and Kenneth F. Kroner (1995) กรณีตลาดไม่มีประสิทธิภาพเนื่องจากคุณสมบัติอนุกรมเวลาของตัวแปร Differential

Robin and Kenneth (1995) ใช้ No-arbitrage, Cost-of-carry asset pricing model แสดงให้เห็นถึงความสัมพันธ์ลักษณะ Cointegration ระหว่าง Spot และ Forward (Futures) Price ที่มี ซึ่งขึ้นอยู่กับคุณสมบัติทางอนุกรมเวลาของ Cost-of-carry และได้กล่าวว่าความสัมพันธ์ดังกล่าวมักจะแสดงให้เห็นในตลาดทางการเงิน มากกว่า ตลาดสินค้าเกษตร การใช้โมเดลจะแสดงให้เห็นว่าทำไม Forward rate forecast error, The Basis, Forward Premium เป็น Serially Correlated และได้พัฒนาวิธีการทางเศรษฐมิติเพื่อทดสอบ สมมุติฐานการประมาณที่ไม่เอนเอียง (Unbiasedness hypothesis หรือ ในบางครั้งเรียกว่า Simple efficiency hypothesis) ในตลาดทางการเงินหลาย ๆ ตลาด

Brenner ได้แสดง Forward (Futures) Price ของแต่ละสินทรัพย์ดังนี้

$\text{Ln } S_t - \text{Ln } f_{t,t-k} = c - \text{LnD}_{t,t-k} + V_t$

โดยที่ S_t คือ Spot Price ณ เวลา t, $f_{t,t-k}$ คือมูลค่าของตั๋วสัญญา Forward (Futures) ณ เวลา t-k, และหมดอายุ ณ เวลา t, และ $D_{t,t-k}$ คือต้นทุนค่าเก็บรักษาที่คาดหวัง หรือ "Differential" ตลอดช่วงตั๋วสัญญาล่วงหน้า ซึ่งผลของการทดสอบ Cointegration ขึ้นอยู่กับคุณสมบัติทางอนุกรมเวลาของ Differential ถ้า differential มีลักษณะเป็น Stochastic trend แล้ว Spot and Forward (Futures) Prices จะมีแนวโน้มแยกออกจากกันไปคนละทิศทาง ซึ่งอาจจะไม่ Cointegrated กัน และในทางกลับกันถ้า Differrential มีคุณสมบัติ Stationary แล้ว Spot and Forward (Futures) Prices จะมีลักษณะเกี่ยวพันธ์กัน ซึ่งแสดงลักษณะ Cointegrated

กำหนดให้ Spot asset มี Normally distributed ด้วย mean μ และ variance $\sum^{n}_{i=1} \gamma_i^2$

$$ds_t = \mu s_t dt + \sum^{n}_{i=1} \gamma_i s_t dW_{i,t} \qquad (1)$$

โดยให้ $W_{i,t}$, I = 1,...,n เป็น independent standard Brownian motions n เป็นแหล่งของความไม่แน่นอนอิสระ หรือ n "factors" , μ คือ instantaneous expected return และ γ_i คือ

Diffusion Coefficients และให้ n =1 ซึ่งตัว Diffusion นี้เป็นตัวที่ทราบกันดีใน Black and Scholes (1973)

$$ds_t = \mu s_t dt + \gamma_1 s_t dW_{1,t}$$

สมการนี้แสดงถึงลักษณะพิเศษของ μ และ γ_1 คือ mean และ deviation ของ Continuously Compounded returns

การให้ทำสมการที่ (1) เป็น Continuous-time random walk โดย take natural logarithms จะได้สมการที่ (2) ดังนี้

$$Lns_t - Lns_{t-k} = (\mu - 1/2\sum^{n}_{i=1} \gamma^2_1) + \sum^{n}_{i=1} \gamma_1 (w_{i,t} - w_{i,t-k}) \qquad (2)$$

การเปลี่ยนโดยใช้ Natural log กับ Spot Price จะเท่ากับค่าคงที่บวกด้วยตัวแปรอิสระและมีการกระจายของ residual แบบ identically N $(0, k\sum^{n}_{i=1}\gamma^2_1)$ ดังนั้นสมการที่ (1) แสดงให้เห็นโดยนัยว่า natural log ของ Spot Price มี stochastic trend

การกำหนดราคา Forward Contract นั้น ใช้หลักการของ No-arbitages pricing ซึ่งจะแสดงความสัมพันธ์ระหว่าง Forward และ Spot Price

กำหนดให้ S_t เป็นมูลค่าเงินตราต่างประเทศภายในประเทศ ณ เวลา t, $f_{t,t-k}$ คือมูลค่า Forward Contract ภายในประเทศ (ต่างประเทศ) ณ เวลา t-k หมดอายุ ณ เวลา t และ $p^d_{t,t-k}$ ($p^f_{t,t-k}$) คือราคาของ pure disCount bound ณ เวลา t-k ซึ่งจ่าย 1 เหรียญ ณ เวลา t จุดที่น่าสนใจคือ $p^d_{t,t-k} = e^{-kr^d_{t,t-k}}$ และ $p^f_{t,t-k} = e^{-kr^f_{t,t-k}}$ ในขณะที่ $r^d_{t,t-k}$ ($r^f_{t,t-k}$) คืออัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ (ต่างประเทศ) ณ เวลา t-k เป็นไปตามกฎ No-arbitrage pricing

$$f_{t,t-k} = s_{t,t-k} (p^f_{t,t-k} / p^d_{t,t-k}) = s_{t-k} * D_{t,t-k} \qquad (3)$$

กำหนดให้ $D_{t,t-k} = (p^f_{t,t-k} / p^d_{t,t-k})$ คือ Cost-of -carry หรือ "Differential" ซึ่งกล่าวได้ว่าสมการที่ (3) แสดงราคา Forward ในวันนี้จะเท่ากับราคา Spot ในวันเดียวกัน อันเนื่องมาจากการปรับโดย Difference ระหว่างอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศและอัตราดอกเบี้ยระหว่างประเทศ

การกำหนด โมเดลราคาของสินค้าเกษตรใน Forward Contracts จะเหมือนกับการกำหนดราคาในโมเดลของ ตลาดการเงิน ซึ่งจะแตกต่างกันเพียงแค่อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศที่จะถูกแทนด้วยต้นทุนการเก็บรักษา (รวม Convenience yield) ดังเช่นสมการที่ (3) และให้ $p^f_{t,t-k} = e^{-kc^f_{t,t-k}}$ โดยที่ $c_{t,t-k}$ คือต้นทุนการเก็บรักษา (รวม Convenience yield) จาก t-k จนกระทั่งถึง t

การกำหนด โมเดลราคาใน Futures Contracts จะคล้ายกับการกำหนดราคาในสมการที่ (3)

$$F_{t,t-k} = s_{t,t-k} (p^f_{t,t-k} / p^d_{t,t-k}) \exp\{Q_{t,t-k}\} = s_{t-k} * D_{t,t-k} \exp\{Q_{t,t-k}\} \qquad (4)$$

โดยกำหนดให้ $Q_{t,t-k}$ เป็นเทอมตัวปรับสำหรับลักษณะ marking-to-market ของ Futures Contracts เทอมตัวปรับนี้ขึ้นอยู่กับ volatilities ของอัตราดอกเบี้ย และ Spot processes และ กำหนดให้ช่วงเวลาลดถึงศูนย์ ($k \longrightarrow 0$) เมื่อ take natural logarithm ในสมการที่ (3) และ (4) จะให้ linear relationship ระหว่าง logarithms ของ Spot Price, Forward (Futures) Price, และ Differential,

$$Lnf_{t,t-k} = Lns_{t-k} + LnD_{t,t-k} \qquad (5a)$$

$$LnF_{t,t-k} = Lns_{t-k} + LnD_{t,t-k} + Q_{t,t-k} \qquad (5b)$$

นำสมการที่ (5) แทนลงในสมการที่ (2) จะได้สมการที่ (6)

$$Lns_t - Lnf_{t-k} = (\mu - 1/2\sum^{n}_{i=1}\gamma^2_i)k - LnD_{t,t-k} + \sum^{n}_{i=1}\gamma_i(w_{i,t} - w_{i,t-k}) \qquad (6a)$$

$$Lns_t - LnF_{t-k} = (\mu - 1/2\sum^{n}_{i=1}\gamma^2_i)k - LnD_{t,t-k} + \sum^{n}_{i=1}\gamma_i(w_{i,t} - w_{i,t-k}) \qquad (6b)$$

จากสมการดังกล่าวนำไปศึกษาสินค้าเกษตรในตลาดล่วงหน้าและตลาดการเงินล่วงหน้าพบว่าตลาดการเงินแสดงลักษณะของความสัมพันธ์แบบ Cointegration มากกว่าตลาดสินค้าเกษตร เนื่องจากตัว diferrential ที่ต้องมีคุณสมบัติ Stationary

การทดสอบ unbiasedness

ที่ผ่านมาพบว่าการใช้รูปแบบสมการต่อไปนี้ให้ข้อสรุปในการทดสอบสมมุติฐานที่หลากหลายไม่ชัดเจน

$$LnS_{t+k} = \alpha + \beta Lnf_{t+k,t} + \varepsilon_t \qquad (7)$$

$$\Delta Ln\ S_t = \alpha + \beta\Delta Lnf_{1+t,t} + \xi_t \qquad (8)$$

$$\Delta Ln\ S_{t+1} = \alpha + \beta(Lnf_{1+t,t} - LnS_t) + \varepsilon_t \qquad (9)$$

โดยมีการทดสอบสมมุติฐานของสัมประสิทธิ์ในทั้งสามสมการคือ $(\alpha,\beta) = (0,1)$ และ ε_t ไม่มี serial Correlation

งานศึกษาของ Robin and Kenneth (1995) ได้เสนอสมการในการทดสอบ unbiasedness ที่เหมาะสมกว่าโดยแสดงให้เห็นว่า ผลการทดสอบของ Cointegration ในการทดสอบ unbiasedness ขึ้นอยู่กับคุณสมบัติ stochastic ของ Differential เมื่อเราพิจารณาการใช้สมการที่ (7) ทดสอบ unbiasedness hypothesis และเขียนสมการที่ (6a) ใหม่กำหนดให้ $n = 1$ ซึ่งแสดงในสมการที่ (10)

$$Lns_t = (k\mu - k\gamma^2/2 - E[LnD_{t,t-k}]) + Lnf_{t,t-k} + (\gamma[w_t - w_{t-k}] - \eta_{t,t-k}) \qquad (10)$$

ในขณะที่ Differential ประกอบไปด้วย $E[LnD_{t,t-k}]$ เพิ่มด้วย $\eta_{t,t-k}$ เป็น stochastic fore cast error การทดสอบ $\alpha = 0$ ในสมการ (7) คือการทดสอบ $E[LnD_{t,t-k}] = k\mu - k\gamma^2/2$ ในสมการที่ (10) residual ($\eta_{t,t-k} + \gamma[w_t - w_{t-k}]$) ประกอบด้วย 2 เทอม คือ forecast error จาก Differential และ

องค์ประกอบของ white Noise การที่มีองค์ประกอบของ white Noise สามารถอธิบายได้ เพราะมี strong serial Correlation โดยเฉพาะอย่างยิ่งการทดสอบสมมุติฐานจากสมการที่ (7) ที่สำคัญ พลวัต ใน Differential ใดซึ่งจะส่งถึง residual และการทดสอบ unbiased ที่คาดไว้จะปฏิเสธสมมุติฐานของ $\alpha \neq 0$ หรือปฏิเสธ basis ของ serial Correlation ใน residuals อย่างใดอย่างหนึ่ง การใช้สมการที่ (7) นั้นไม่เหมาะสมเพราะการกระจายของข้อมูลไม่เป็น Normal distribution ดังนั้นต้องทำการ Difference ก่อนและได้สมการดังนี้

$$LnS_t - LnS_{t-1} = -E(LnD_{t,t-1}) + E(LnD_{t-1,t-2}) + lnf_{t,t-1} - lnf_{t-1,t-2}$$
$$+ (\eta_{t,t-1}+\gamma[W_t-W_{t-1}]) - (\eta_{t-1,t-2} + \gamma[W_{t-1}-W_{t-2}])$$
$$= (\mu - \gamma^2/2 - E[LnD_{t,t-1}]) + (Lnf_{t,t-1} - Lnf_{t-1,t-2}) + (Lnf_{t-1,t-2} - LnS_{t-1})$$
$$+ (\eta_{t,t-1} + \gamma[W_t - W_{t-1}]) \qquad (11)$$

ในเทอมของ $Lnf_{t-1,t-2} - LnS_{t-1}$ เราเรียกว่า error Correction term เมื่อเปรียบเทียบกับสมการที่ (8) พบว่าสมการที่ (8) ขาด term นี้ ดังนั้นค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จะ biased

แสดงผลที่ได้จาก regression ได้ดังนี้

$$\Delta Lns_t = \alpha + \beta\Delta Lnf_{t,t-1} + \delta(Lnf_{t-1,t-2} - Lns_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (12)$$

โดยให้สมการดังกล่าวจะทดสอบสมมุติฐาน $(\alpha,\beta,\delta) = (0,1,1)$ และ residuals ไม่มี serially Correlated อย่างไรก็ตามในสมการที่ (11) ยังไม่สามารถคาดหวังว่า $\alpha = 0$ หรือ ε_t มีคุณสมบัติ Serially unCorrelated การเพิ่มตัวแปรเข้าไปในสมการที่ (12) เพื่อต้องการแก้ไขปัญหา serial Correlation หรือ unbiasedness

สมการที่ (11) และสมการที่ (12) เหมาะสำหรับ Differential Stationary ถ้า Differential Non-stationary ให้ใช้สมการดังต่อไปนี้จะเหมาะสมสำหรับสินค้าเกษตร

$$LnS_t - LnS_{t-1} = (\mu - \gamma^2/2) + (Lnf_{t,t-1} - Lnf_{t-1,t-2}) - (LnD_{t,t-1} - LnD_{t-1,t-2})$$
$$- (LnS_{t-1} - Lnf_{t-1,t-2} - LnD_{t-1,t-2}) + \gamma[W_t - W_{t-1}])$$

เมื่อเปรียบเทียบกับสมการที่ (12)

$$\Delta Lns_t = \alpha + \beta_f\Delta Lnf_{t,t-1} + \beta_d\Delta LnD_{t,t-1}$$
$$+ \delta(Lnf_{t-1,t-2} - Lns_{t-1} - \Delta LnD_{t-1,t-2}) + \varepsilon_t \qquad (13)$$

และการทดสอบสมมุติฐาน $(\alpha,\beta_f,\beta_d,\delta)$ ยังไม่มีข้อสรุป

Robin and Kroner ได้ศึกษาสมการที่ (9) และทำการทดสอบ unbiasedness hypothesis โดยใช้ทฤษฎีของ Granger แสดงให้เห็นว่าถ้าตัวแปร Cointegrated กันจะสามารถเขียนสมการในรูป error Correction model ได้ และจะใช้พิจารณาในกรณีที่ Differential ไม่เป็น Stochastic trend (ใน currency market) เราใช้ โมเดลที่ (1) และเงื่อนไข No-arbitrage ในสมการที่ (3) และ (4)

$$LnS_t = \alpha_s + LnS_{t-1} + \zeta_t$$

$$Lnf_{t+1,t} = \alpha_f + LnS_t + \eta_{t+1,t} \qquad (14)$$

โดยที่ $\zeta_t = \sum_{i=1}^{n} [W_{i,t} - W_{i,t-1}]$

$\eta_{t+1,t} = LnD_{t+1,t} - E(LnD_{t+1,t})$

$\alpha_s = (\mu - (1/2)\sum_{i=1}^{n} \gamma_i^2)$

$\alpha_f = E(LnD_{t+1,t})$ สำหรับ Forward Prices

$\alpha_s = E(LnD_{t+1,t}) + Q_{t+1,t}$ สำหรับ Futures Prices

และใช้ Granger ในการอธิบาย

$$\Delta LnS_t = \alpha_s + 0Z_{t-1} + \zeta_t$$

$$\Delta Lnf_{t+1,t} = \alpha_s - 1Z_{t-1} + \zeta_t + \eta_{t+1,t} \qquad (15)$$

ขณะที่ $Z_{t-1} = \alpha_f + Lnf_{t,t-1} - LnS_{t-1}$

เขียนสมการ model ใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta LnS_t = a_s + \gamma_s Z_{t-1} + \xi_{1t}$$

$$\Delta Lnf_{t+1,t} = a_s + \gamma_f Z_{t-1} + \xi_{2t} \qquad (16)$$

โดยที่สมการที่ (15) ใช้ $(\gamma_s, \gamma_f) = (0,-1)$ และ ξ_{1t} ไม่มี serial Correlation จะพบว่าสมการในระบบจะคล้ายกับสมการที่ (9) และถ้าเราแทนค่าคงที่ในส่วนของ error Correction term - α_f α_s ใน intercept ของสมการ สมการดังกล่าวมีนักวิจัยหลายท่านได้ให้ผลการทดสอบซึ่งพบว่า $\gamma_s = 0$ และการทดสอบ $\gamma_f < 0$

ภาคผนวก ข

การทดสอบประสิทธิภาพตลาด

การทดสอบ A RATIONAL EXPECTATIONS MODEL ของ Stacie E. Beck (1993) กรณีตลาดมี Risk premium

การศึกษา The Intertemporal Hedging Theory โดยใช้โมเดลของ Spot Price Risk เป็นหลักใช้วัด Variance ใน Futures Market Risk premium เป็นโมเดลพื้นฐานทางทฤษฎีในการแก้ปัญหา Variance ที่มีลักษณะ Serially correlated เมื่อสินค้าเกษตรมีการเก็บรักษาได้ โดยทฤษฎี การคาดการอย่างมีเหตุผล (The Rational Expectations HypoThesis) เป็นตัวแทนที่ใช้การหา Variance เพื่อที่จะทำนายความเสี่ยง ดังนั้น Variance ที่คาดไว้ควรจะมีส่วนร่วมในการกำหนดดุลยภาพของ Risk premium

ตามทฤษฎีของการป้องกันความเสี่ยงกล่าวว่าผู้ผลิตสินค้าเกษตร ผู้รักษาสินค้าเกษตรจะขายตั๋วสัญญาเมื่อคาดว่าราคาของตั๋วต่ำกว่าราคาสินค้าของตลาดปัจจุบันในอนาคตเพื่อหลีกเลี่ยงความเสี่ยงที่เกิดขึ้นเนื่องจากการถือตั๋วสัญญานั้นไว้ ในตลาดสินค้าเกษตร The Risk premium คือความแตกต่างระหว่างราคาสินค้าเกษตรล่วงหน้าและราคาสินค้าในอนาคตของตลาดปัจจุบันที่คาดไว้ เป็นค่าชดเชยของผู้ซื้อตั๋วสัญญาที่ต้องรับความเสี่ยงของราคาตลาดปัจจุบัน การศึกษาประสิทธิภาพตลาดได้ใช้ Serially Dependent Variance ใช้เป็นตัวแทนในการทำนายความเสี่ยงของราคาในตลาดปัจจุบัน ดังนั้น Variance ราคาในตลาดปัจจุบันที่คาดไว้ ควรที่จะเข้าไปมีส่วนร่วมในดุลยภาพ Risk premium ในตลาดล่วงหน้า

และเมื่อ Variance ถูกกำหนดให้เป็นตัวแปรหนึ่ง โมเดลที่เชื่อมโยง ระดับราคา และ Variance การประมาณเชิงเส้นของสมการ Variance คือวิธี Autoregressive Conditional Heteroskedastic in Mean (ARCH-M) ในข้อมูลราคาของสินค้าที่เก็บรักษา และ สินค้าที่ไม่เก็บรักษา การทดสอบสมมุติฐานที่ใช้ตามวิธีนี้ยืนยันว่า The Serial ของ Variance ในตลาด สามารถทำนายตามทฤษฎี แม้ว่าสินค้าเกษตรมี Variance เป็นองค์ประกอบที่สามารถใช้ทำนายได้ และ Risk premium มีนัยสำคัญที่สามารถใช้ทำนาย

พฤติกรรมตลาดในช่วงเวลา $t+1$ แสดงได้ดังนี้

$$Q_{t+1} + I_{t+1} = Y_{t+1} + I_t \quad (1)$$

โดยที่ Q_{t+1} = ปริมาณความต้องการสินค้าเกษตรในช่วงเวลา t+1

Y_{t+1} = ปริมาณสินค้าเกษตรที่มีอยู่ในช่วงเวลา t+1

I_t = สินค้าเกษตรที่เก็บรักษาไว้ในท้ายช่วงเวลา t+1

ทั้งสามเป็นตัวแทนของกิจกรรมในตลาด ที่ผู้ซื้อ ผู้ผลิต และผู้เก็บรักษาสินค้า ดังนั้นดีมานด์รวม อุปทาน และผู้เก็บรักษาสินค้าแสดงเป็นฟังก์ชันดังนี้

$$Q_{t+1} = A - aS_{t+1} + u^b_{t+1} \quad (2a)$$

$$Y_{t+1} = bE_t(S_{t+1}) + u^f_{t+1} \quad (2b)$$

$$I_t = n_{t+1}(E_t(S_{t+1}) - S_t) \quad (2c)$$

โดยที่ $n_{t+1} = \Theta/\sigma^2_{s,t+1}$, $\sigma^2_{s,t+1} = E_t(S_{t+1} - E_t(S_{t+1}))^2$, Θ = Risk aversion parameter

S_{t+1}= ราคาสินค้าเกษตรในตลาดปัจจุบันในเวลา t+1, u^m_{t+1} = random Error term มีการกระจายตัวที่อิสระด้วย mean เป็นศูนย์ และ Variance $\sigma^2_{u^m_{t+1}}$ ซึ่งเป็นไปตาม Stationary stochastic process สำหรับ m = f,b คืออัตราดอกเบี้ย และต้นทุนการเก็บรักษาถูกสมมุติให้เท่ากับศูนย์เพื่อทำให้โมเดลง่ายขึ้น และกำหนดให้ $\sigma^2_{s,t+1}$ เป็นตัวแปรที่ไม่คงที่ นำสมการที่ (2a-2c) เข้าไปแทนในสมการที่ (1) จะได้รูปแบบสมการ

$$A - aS_{t+1} + n_{t+2}[E_{t+1}(S_{t+2}) - S_{t+1}] = bE_t(S_{t+1}) + n_{t+1}[E_t(S_{t+1}) - S_t] - u_{t+1} \quad (3)$$

โดยที่ $u_{t+1} = u^b_{t+1} - u^f_{t+1}$ เพราะว่าพารามิเตอร์ n_{t+i} ประกอบด้วย $\sigma^2_{s,t+i}$ และเป็นอิสระไม่ขึ้นอยู่กับเวลา ถ้าให้ช่วงเวลาในอนาคต (t = T +1) ในขณะที่ การคาดการณ์ข้างหน้า จะเท่ากันกับช่วงเวลาที่คาดการณ์ก่อนหน้าเช่น $E_{T-1}(S_{T+2}) = E_T(S_{T+1})$ และ $\sigma^2_{s,T+2} = \sigma^2_{s,t+1}$ ใช้เงื่อนไขทั้งสองแทนลงไปในสมการที่ (3) สำหรับ t = T+1 และ E_T ใช้ทั้งสองของสมการ $E_T(S_{T+1})$ แทนลงไปในสมการที่ (3) และได้สมการที่ (4)

$$S_{T-1} = \lambda_{T+1}S_T + [(A\lambda_{T-1}/n_{T+1}) + (u_{T+1}/a + n_{T+1}) \quad (4)$$

โดยที่ $\lambda_{T+1} = n_{T+1}(n_{T+1} + a + b)^{-1}$ โดยที่ λ_{T+1} ขึ้นอยู่กับ $\sigma^2_{s,T+2}$ ซึ่งส่งผ่านมาทาง n_{T+1}

การพยากรณ์ $E_{T-1}(S_T)$ ที่สมบูรณ์นั้นใช้ Variance ขณะที่การคาดการณ์อย่างมีเหตุผลเราใช้ระดับราคาตลาดปัจจุบันหลังจากแทนค่า $E_T(S_{T+1})$ ในเงื่อนไขดุลยภาพตลาดเราจะได้

$$A - aS_T + n_{T+1}[E_T(S_{T+1}) - S_T] = bE_{T-1}(S_T) + n_T[E_{T-1}(S_T) - S_{T-1}] - u_T \quad (5)$$

เมื่อ E_{T-1} ใช้ในทั้งสองข้างของสมการ Variance ของตลาดปัจจุบันใน n_{T+1} สมมุติให้เท่ากับ $\sigma^2_{s,T+1}$ จากสมการที่ (5) สามารถนำค่า $E_{T-1}(S_T)$ แทนลงในสมการที่ (5) จะได้ S_T ในเทอมของ S_{T-1} จนแก้สมการสำหรับ $E_t(S_{t+1})$ และ S_{t+1} ในเทอมของ S_t และได้คำตอบสำหรับค่า S_{t+1} คือ

$$S_{t-1} = \lambda_{t+1}S_t + (A\lambda_{t+1}/n_{t-1})w'_{t+1} + (u_{t+1}/n_{t+2}(1-\lambda_{t+2}) + a) \quad (6)$$

ขณะที่ $\lambda_{t+1} = n_{t+1}[n_{t+2}(1-\lambda_{t+2}) + a+b+n_{t+1}]^{-1}$

และ $W'_{t+1} = 1+ \sum^{\tau+1}_{j=2}(\prod^{j}_{i=2} \lambda_{t+i})$ และ $\tau = T-t$

พารามิเตอร์ λ_{t+1} เป็นฟังชันของ Variance ที่คาดไว้ $\sigma^2_{s,t+2},...,\sigma^2_{s,T+1}$ ดังนั้น λ_{i+1} ขึ้นอยู่กับ λ_{i+2} สำหรับ $i = t+1,...,T-1$

จากสมการที่ (4) Variance ที่คาดไว้สามารถหาได้จากฟังก์ชัน ของค่าตัวล่าของเวลา การใช้ E_{T-1} ในสมการที่ (4) และใช้ค่าความแตกต่างระหว่าง ค่าจริงและค่าที่คาดหวังไว้

$$\sigma^2_{s,T+1,T-1} = \lambda^2_{T+1}\sigma^2_{s,T}+\sigma^2_{u,T+1,T-1}(a+ n_{T+1})^{-2} \tag{7}$$

โดยที่ $\sigma^2_{u,T+1,T-1} = E_{T-1}[S_{T+1}-E_{T-1}(S_{T+1})]^2$ และ $\sigma^2_{u,T+1,T-1} = E_{T-1}(u^2_{T+1})$ เพราะว่า λ_{T+1} และ n_{T+1} ขึ้นอยู่กับ $\sigma^2_{s,T+1}$,ดังนั้นสมการที่ (7) ทำให้เป็นรูปแบบเชิงเส้นได้โดยใช้ Taylor's series expansion รอบ ๆ $\sigma^2_{s,T+1}$ และแก้ปัญหา $\sigma^2_{s,T+1}$ ทำให้ค่าที่คาดไว้ $\sigma^2_{u,T+1}$ คงที่และ $\sigma^2_{u,T+1}$ เป็น Stationary stochastic process และแสดงสมการเป็นดังนี้

$$\sigma^2_{s,T+1} = j'_0 + j'_1\sigma^2_{s,T} \tag{8}$$

ค่า Variance ที่คาดหวังไว้ของ S_T ในช่วงเวลา T-2 คือ

$$\sigma^2_{s,T,T-2} = \lambda^2_T\sigma^2_{s,T-1} + \sigma^2_{u,T,T-2}[a-n_{T+1}(1-\lambda_{T+1})]^{-2} \tag{9}$$

พารามิเตอร์ n_{T+1} , λ_{T+1} และ λ_T เป็นฟังก์ชันของ $\sigma^2_{s,T-1}$ อย่างไรก็ตามสมการที่ (9) สามารถแสดงเพิ่มเติมในเทอมของ $\sigma^2_{s,T}$ และ $\sigma^2_{s,T-1}$ โดยใช้สมการที่ (8) แทนลงใน $\sigma^2_{s,T-1}$ หลังจากที่ทำเป็นเชิงเส้นรอบ ๆ $\sigma^2_{s,T}$ สมการที่ (9) สามารถแก้เพื่อหาค่า $\sigma^2_{s,T}$ ในเทอมของ $\sigma^2_{s,T-1}$ ขั้นตอนดังกล่าวสามารถทำซ้ำเพื่อที่จะหาค่า Variance ที่คาดไว้ในรูปของ Lagged ในช่วงต้น ดังนั้นในช่วงเวลาปัจจุบัน

$$\sigma^2_{s,t+1} = j'_0 + j'_1\sigma^2_{s,t} \tag{10}$$

จากสมการที่ (9) ได้แสดงให้เห็นแบบเดียวกันโดยรูปแบบที่บ่งชี้ได้ว่า Variance ของตลาดปัจจุบันที่คาดไว้ คือ $\sigma^2_{s,t+1,t-1}$ เป็นฟังก์ชันของ Variance ของราคาปัจจุบันในขณะนั้น $\sigma^2_{s,t}$ และระดับความไม่แน่นอนของ อุปสงค์ และ อุปทาน ในช่วงเวลาถัดไป $\sigma^2_{u,t+1,t-1}$ Volatility ในตลาดปัจจุบันขณะนั้น สร้างมาจาก Volatility ในการเก็บรักษา ดังนั้นจะส่ง Volatility ไปในตลาดปัจจุบันในช่วงเวลาถัดไป และถ้าไม่มีการเก็บรักษาสินค้า $\lambda_{t+1}= 0$ และ Variance ที่คาดไว้จะขึ้นอยู่กับการกระจายตัวของ Variance ภายนอกในช่วงเวลาถัดไปและถ้ามีการเก็บรักษา ตัวแทนที่มีส่วนร่วมในVolatility ตลาดปัจจุบันจะส่งผลต่อการตัดสินใจในการเก็บรักษา เมื่อกำหนดรูปแบบการคาดการณ์ของ Volatility ของตลาดปัจจุบันในอนาคต ในลักษณะนี้ขึ้นอยู่กับอิทธิพลของ $\sigma^2_{u,t+1,t-1}$ และ $\sigma^2_{s,t}$ นั่นคือการลดลงของ λ_{t+1} เมื่อ $\sigma^2_{u,t+1,t-1}$ เพิ่มขึ้น รูปแบบที่ 2 เป็นผลของ (Risk averse)

ความไม่เต็มใจในการเก็บรักษาสินค้าเมื่อราคาสินค้าในตลาดปัจจุบันที่คาดไว้มีความเสี่ยงสูง แต่ รูปแบบแรกให้น้ำหนักความสำคัญที่มากกว่า ดังนั้นความสัมพันธ์ระหว่างค่าความคาดหวังและค่าปัจจุบันของราคาในตลาดปัจจุบันเป็นบวก สมการที่ (10) แสดงถึงโมเดลของพารามิเตอร์ ซึ่งขึ้นอยู่กับ Variance ที่คาดไว้ในอนาคตแสดงในเทอมของช่วงเวลาที่ถัดไป เทคนิคดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า Risk premium ขึ้นอยู่กับ Variance ในช่วงเวลาถัดไป และขึ้นอยู่กับที่ละช่วงตัวล่า (Lag value) ต่าง ๆ ของตัวมันเอง

โมเดลที่มี ตลาดล่วงหน้า ผู้ผลิต ผู้จำหน่าย และ ผู้เก็บรักษาสินค้าเกษตร ทำการป้องกันความเสี่ยงของตนเองผ่านตลาดล่วงหน้าในช่วงที่มีผลผลิต ด้านการบริโภคที่แท้จริงก่อนหน้านั้น เราสมมุติให้การผลิตและการเก็บรักษา การป้องกันความเสี่ยง เกิดขึ้นพร้อม ๆ กันขึ้นอยู่ตลาดล่วงหน้าในขณะนั้น และ ราคาที่คาดไว้ในตลาดปัจจุบันในช่วงเวลาถัดไป และโมเดลที่ใช้ในต่อไปนี้จะสมมุติให้ Variance ไม่คงที่ ดังนั้นโมเดลอธิบายดังนี้

$$E_t(S_{t+1}) = K_0 + K_1F_t \quad (11)$$

โดยที่ F_t คือราคาสัญญาล่วงหน้าในช่วงเวลา t และหมดอายุในช่วงเวลา t+1 ซึ่งเชื่อมโยงดุลยภาพตลาดล่วงหน้าในเวลา t และดุลยภาพในตลาดปัจจุบันในเวลา t+1 ดังนั้น Risk premium ปรากฏอยู่ใน Intercept ทั้งสอง ของราคาตลาดล่วงหน้าสมการที่ (11) ดังนั้น K_0 ไม่เป็นศูนย์ และ K_1 ไม่เท่ากับ 1 เมื่อขยายขอบเขตอธิบายกันออกไป โดยการคาดการณ์อย่างมีเหตุผลจาก Variance ที่คาดการ และ การเข้ามีส่วนร่วมใน Risk premium ใน K_0 และ K_1 ขึ้นอยู่ Variance ในตลาดปัจจุบัน ในสมการที่กล่าวต่อไปนี้เป็นโมเดลที่มีสัญญาล่วงหน้านี้คล้ายกับสมการที่ (10) อุปทานสินค้าเกษตร อุปสงค์ และ ฟังก์ชัน การเก็บรักษาโดยการทำ Maximizing The utility ของ กำไรที่คาดไว้ และ Minimizing The Disutility of Profit Variance ในแต่ละส่วนที่แสดง สำหรับนักลงทุนถูกสมมุติว่ามีพฤติกรรมคล้าย ผู้ประกันความเสี่ยงในตลาดล่วงหน้า ดังนั้นฟังก์ชันฟอร์ม ได้มาจาก production ฟังก์ชัน และ cost ฟังก์ชันรวม

$$Q_{t+1} = A - aF_t + u^b_{t+1} \quad (12a)$$

$$Y_{t+1} = bF_t + u^f_{t+1} \quad (12b)$$

$$I_t = d(F_t - S_t) \quad (12c)$$

$$-X^b_t = n^b_{t+1}[-E_t(S_{t+1}) + F_t] - Q^*_{t+1} \quad (13a)$$

$$X^f_t = n^f_{t+1}[-E_t(s_{t+1}) + F_t] + y^*_{t+1} \quad (13b)$$

$$X^i_t = n^i_{t+1}[-E_t(S_{t+1}) + F_t] + I^*_t \quad (13c)$$

กำหนดให้ X^m คือ อุปทานส่วนเกินของตั๋วสัญญาล่วงหน้า โดยผู้ซื้อ ผู้ผลิต และ ผู้รักษาสินค้า (m = b,f,i) ในเวลา t Q^*_{t+1}, Y^*_{t+1}, และ I^* คือ แผนระดับการบริโภค การผลิต การเก็บ

รักษา d คือ ผลย้อนกลับของต้นทุนการเก็บรักษาต่อหน่วยของการเก็บรักษา $n^m_{t+1} = \Theta^m/\sigma^2_{s,t+1}$ สำหรับผู้ซื้อ คนเก็บรักษา ชาวนา ตามลำดับ

การเก็บรักษาจะต้องมีต้นทุนการเก็บรักษาเป็นสิ่งสำคัญที่สุด ฟังก์ชันสินค้าเกษตรตั้งแต่ (12a-c) ขึ้นอยู่กับราคาสินค้าเกษตรล่วงหน้ามากกว่าราคาที่ในตลาดปัจจุบันที่คาดไว้ สินค้าเกษตรที่อยู่ในตำแหน่งที่ประกันความเสี่ยงซึ่งเป็นตัวแปรทางด้านขวามือของสมการ (13a-c) ในเทอมแรกของทางด้านขวามือของสมการ (13a-c) เป็นตัวแทนของตำแหน่งของนักเก็งกำไรและโมเดลสามารถแสดงในส่วนของความไม่แน่นอน เช่นตัวแปรของผลผลิต และตัวแปรของราคาสินค้าขั้นสุดท้าย เป็นเหตุให้ อุปสงค์ อุปทานสินค้าเกษตรอาศัยน้ำหนักค่าเฉลี่ยของตลาดล่วงหน้าราคาสินค้าเกษตรที่คาดไว้ และสัดส่วนการเปลี่ยนที่เหมาะสมของการประกันความเสี่ยง อย่างไรก็ตามผลที่ได้รับในที่นี้ไม่ควรส่งผลพอ ๆกันกับ Covariance ที่เกิดขึ้นระหว่าง แหล่งของความไม่แน่นอน และ ราคาของความไม่แน่นอน ที่คงที่

ฟังก์ชันสินค้าเกษตรในสมการที่ (12a-c) ถูกแทนที่ด้วยดุลยภาพในตลาดปัจจุบันสมการที่ (1) จะได้สมการในเทอมของ F_{t+1}, F_t,S_{t+1}, และ S_t แทนลงในสมการ (12a-c) และ (13a-c) ในเงื่อนไขดุลยภาพตลาดล่วงหน้าในช่วงเวลา t

$$X^f_t + X^i_t - X^b_t = 0 \qquad (14)$$

การให้สมการในเทอมของ F_t, $E_t(S_{t+1})$ และ S_t สมการที่ (14) สำหรับช่วงเวลา t และ t+1 แก้สมการได้ F_t และ F_{t+1} ตามลำดับ แทนลงในสมการที่ (1) เพื่อให้ได้ดุลยภาพในตลาดปัจจุบันในเทอมของ $E_{t+1}(S_{t-2})$, S_{t+1}, $E_t(S_{t+1})$ และ S_t ใช้ในสมการที่ (15)

$$n_{t+2}E_{t+1}(S_{t+2})-[n_{t+2}+a+b]S_{t+1} =$$
$$-((a+b+d)/d)H_{t+1}n_{t+1}E_t(S_{t+1})+n_{t+1}H_{t+1}S_t =$$
$$-A(1+(n_{t+1}H_{t+1})/d) - (u_{t+1}/e)(n_{t+2}+a+b+d) \qquad (15)$$

โดยที่

$H_{t-1} = (n_{t+2}+a+b+d)/(n_{t+1}+a+b+d)$ และ

$n_{t-1} = n^b_{t+1}+n^f_{t+1}+n^i_{t+1}$

การใช้สมการที่ (15) เหมือนสมการที่ (3) และสามารถแก้ไขในลักษณะเดียวกันทางวิธีหาคำตอบในสมการอธิบายในส่วนที่ 2

$$S_{t+1}= \lambda_{t-1}S_t+((A\lambda_{t+1})/(n_{t+1}H_{t+1}))w_{t+1} + ((u_t(n_{t-2}+a+b+d)/d(n_{t+2}(1-\lambda_{t+2})+a+b) \qquad (16)$$

ขณะที่

$$\lambda_{t-1} = n_{t+1}H_{t+1}[n_{t+2}(1-\lambda_{t+2})+a+b+n_{t+1}H_{t+1}(1+((a+b)/d))^{-1}$$

และ

$$W_{t+1} = 1+ ((n_{t+1}H_{t+1})/d) + \sum_{j=2}^{\tau+1}(\prod_{i=2}^{j}(\lambda_{t+i}/H_{t+i})\,) + (1/d)[\,\sum_{j=2}^{\tau+1}(\prod_{i=2}^{j}((\lambda_{t+i}/H_{t+i}))\; n_{t+i}H_{t+i}]$$

สมการที่ (16) สอดคล้องกับสมการที่ (6) และค่า Variance ที่คาดไว้ $\sigma^2_{s,t+1}$ หาได้โดยใช้วิธีการหาคำตอบเดียวกันดังนั้นในช่วงเวลา T+1 คือ

$$\sigma^2_{s,T+1,T-1} = \lambda^2_{T+1}\sigma^2_{s,T}+\sigma^2_{u,T+1,T-1}[(n_{T+1}+a+b+d)/d(n_{T+1}+a+b)]^2 \quad (17)$$

ซึ่งสอดคล้องกับสมการที่ (7) และวิธีหาคำตอบเช่นเดียวกับสมการที่ (10) สมการที่ (16) เราจะได้

$$E_t(S_{t-1}) = K_0(\sigma^2_{s,t+1}) + K_1(\sigma^2_{s,t+1})F_t \quad (18)$$

ขณะที่

$$K_0(\sigma^2_{s,t-1}) = ((A\lambda_{t+1})/(n_{t+1}H_{t+1}))[(W_{t+1}d-n_{t+1}H_{t+1})/(\lambda_{t+1}n_{t+1}+d)]$$

$$K_1(\sigma^2_{s,t-1}) = \lambda_{t+1}(n_{t+1}+a+b+d\,)/(\lambda_{t+1}n_{t+1}+d)$$

สัมประสิทธิ์ของ K_0 และ K_1 ประกอบด้วย $\sigma^2_{s,t+2},\ldots,\sigma^2_{s,T+1}$ ให้ค่าเท่ากันกับ $\sigma^2_{s,t+1}$ ส่งผ่าน λ_{t+1} , H_{t+1} และ W_{t+1} เราสามารถนำไปแทนในสมการที่ (10) จนกระทั่ง K_0 และ K_1 เข้าไปอยู่ในเทอมของ $\sigma^2_{s,t+1}$ และตัวพารามิเตอร์ที่คงที่ สัมประสิทธิ์สามารถทำให้เป็นระบบเชิงเส้นด้วย Taylor's series expansion รอบ ๆ $\sigma^{*2}_{s,t+1}$ จะให้ค่า $K_0 = k_{00}+k_{01}\sigma^2_{s,t+1}$ และ $K_1 = k_{10}+k_{11}\sigma^2_{s,t-1}$

สมการที่ (10) และ (18) จาก 2 โมเดล ใช้ในการประมาณ Time Vary Risk premium และทำการทดสอบสมมุติฐาน พารามิเตอร์ k_{01} ที่คาดไว้ถูกคาดไว้ให้เป็นบวกดังนั้นความแปรปรวนของของตลาดปัจจุบันยิ่งมีค่ามากขึ้น Risk premium ยิ่งมีค่ามากยิ่งขึ้น พารามิเตอร์ k_{11} ควรมีค่าเป็นลบเพราะ Risk premium biases เนื่องจากสัมประสิทธิ์ของตลาดล่วงหน้า K_1 ต่ำกว่า Unity และ bias เพิ่มขึ้นในขณะที่ Volatility เพิ่มขึ้น และยิ่งค่า j_1 มีค่ามากขึ้น (ควรมีความสัมพันธ์กับการเก็บรักษา) สินค้าเกษตรยิ่งมีมากขึ้น ดังนั้นสมการที่ (10) อาศัยการเก็บรักษาเพื่อจะส่งผ่าน Volatility ในแต่ละช่วงเวลา

การทดสอบของ Stecie (1993) จะใช้สมการที่ (10) และสมการที่ (18)โดยใช้วิธี ARCH และ ARCH-M โมเดล ใน 3 รูปแบบสมการ

$$S_{t+1} = K_0 + K_1F_t + K_2t + e_{t+1} \quad (19a)$$

$$S_{t+1} = k_{00} + k_{01}\sigma_{c,t+1} + K_1F_t + K_2t + e_{t+1} \quad (19b)$$

$$S_{t+1} = k_{00} + k_{01}\sigma_{c,t+1} + k_{11}F_t + k_{10}(F_t\sigma_{c,t+1}) + K_2t + e_{t+1} \quad (19c)$$

โดยที่ t คือ time trend และ e คือ Random Error term ในสมการที่ (19a) K_0 และ K_1 เป็น Variance อิสระที่คาดการไว้ ในสมการที่ (19b) Variance ที่คาดการณ์ไว้มีส่วนร่วมใน Risk premium ที่คงที่ K_0 และในราคาที่ขึ้นอยู่กับ Risk premium K_1 ในกรณีนี้ $\sigma_{c,t+1}$ แทนด้วย $\sigma^2_{s,t+1}$ ดัง

นั้น Variance ของราคาในตลาดปัจจุบันจะเหมือนกันกับ Error Variance และ standard deviation หรือ monotonic transformation ของ Variance สมการที่ (19a-c) จะเชื่อมตัวแปรในการประมาณ Variance จากสมการที่ (20) ซึ่งถือว่า ตัวพารามิเตอร์ไม่เป็นศูนย์

$$\sigma_{c,t+1} = [(J_0)^2 + (J_1)^2 \sigma^2_{c,t}]^{1/2} + V_{t+1} \qquad (20)$$

V คือ Random Error term ที่มี mean 0 และ Variance คงที่

ภาคผนวก ค

ลักษณะของ Stationary และ Non-stationary

ข้อมูลใดที่มีแนวโน้มสูงขึ้นโดยตลอด ถ้านำข้อมูลมา Plot เทียบกับเวลาจะเห็นได้ชัดเจน ลักษณะดังกล่าวเป็นลักษณะที่เรียกว่า "Non-stationary" หรืออีกนัยหนึ่งคือ ข้อมูลอนุกรมที่ "Unit roots" ซึ่งสามารถทดสอบได้ทางสถิติ

ข้อมูลที่มีลักษณะที่เป็น "Stationary process" หรือ I(0) กับ "Non-stationary" หรือ I(1) โดยทั่วไปแล้วข้อมูลที่มีลักษณะ"Non-stationary" จะแสดงให้เห็นว่าข้อมูลดังกล่าวมี Unit root เป็นองค์ประกอบ ข้อมูลที่ I(0) จะมีลักษณะ ของ Mean และ Variance คงที่ และจะมีลักษณะแตกต่างจากข้อมูลที่ I(1) ที่จะมีลักษณะของ Mean และ Variance ไม่คงที่และจะแปรเปลี่ยนไปตามกาลเวลา สมการที่ 1

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t; \qquad u_t \sim N(0,\sigma^2_u) \qquad (1)$$

กำหนดให้ α_0 α_1 เป็นค่าพารามิเตอร์และ u_t เป็น "Stationary series" โดยมีค่า "Mean" เท่ากับศูนย์ และค่า "Variance" คงที่ การเคลื่อนไหวของตัวแปร x_t ในระยะยาวมีแนวโน้มที่จะเข้าสู่ค่า Mean ของตัวเอง ซึ่งเท่ากับ $\alpha_0 + \alpha_1 t$ ความแปรปรวนที่มีลักษณะสุ่ม (Random disturbance) จะส่งผลกระทบเพียงระยะสั้นเท่านั้น และผลกระทบดังกล่าวจะค่อย ๆ หมดไปเมื่อเวลาผ่านไป ในทางตรงกันข้ามข้อมูลที่มีลักษณะเป็น Non-stationary series การเคลื่อนไหวของตัวแปรที่ไม่มีแนวโน้มเข้าสู่ค่าเฉลี่ย

ตัวแปรมีลักษณะที่เรียกว่า Random Walk with drift จะแสดงได้ดังสมการต่อไปนี้

$$x_t = \alpha_0 + d + u_t; \qquad u_t \sim N(0,\sigma^2_u) \qquad (2)$$

โดยให้ d แทนค่า drift term ในกรณีที่ตัวแปร x_t มีคุณลักษณะของ Unit root เนื่องจากสัมประสิทธิ์ของตัวแปรล่า (Lagged variable) มีค่าเท่ากับ "หนึ่ง" ความแตกต่างในสมการที่ 1 และสมการที่ 2 จะแสดงได้ดังนี้

$$\begin{aligned} x_t &= x_{t-1} + d + u_t; \\ &= x_{t-2} + 2d + u_t + U_{t-1} \\ &= x_0 + dt + \sum u_{t-j} \qquad j = 0,\ldots t \qquad (3) \end{aligned}$$

ถ้าข้อมูลอนุกรมเวลามีคุณสมบัติของ Non-stationary แสดงให้เห็นถึงว่าข้อมูลดังกล่าว มี Unit root เป็นองค์ประกอบ

วิธีการในการทำให้ข้อมูลที่เป็น Non-stationary process หรือ I(1) ให้เป็น Stationary process ด้วยการทำ First differencing จากสมการที่ (2) ถ้าทำ First differencing (โดยไม่นำ drift term มาเกี่ยวข้อง) ซึ่งจะได้ผลดังนี้

$$\Delta x_t = u_t \sim I(0) \qquad (3a)$$

กรณีนี้ตัวแปร x_t มีระดับ Intregation ที่ 1 หรือ I(1) คือต้องปรับข้อมูลโดยทำการ First differencing ข้อมูลที่จะใช้ 1 ครั้งก่อน เพื่อให้ข้อมูลนั้น ๆ มีลักษณะเป็น Stationary process หรือ I(0)

การทดสอบ Unit root

การทดสอบ Unit root หรือการหาอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Orders of integration) ที่ใช้อยู่ 2 วิธีคือ การทดสอบแบบ Dickey and Fuller (1979,1981) และของ Phillips and Perron (1988) วิธีการทดสอบของ Dickey and Fuller (1979,1981) นิยมใช้ในข้อมูลที่ไม่มากนัก

วิธีการของ Dickey and Fuller ในการทดสอบ Unit roots เริ่มต้นด้วยการประมาณ "Autoregressive Model" ตามสมการที่ (4) หรือ (5)

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 x_{t-1} + u_t \qquad (4)$$

นำมาเขียนใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha^*_2 x_{t-1} + u_t, \text{ Where } \alpha^*_2 = \alpha^*_2 - 1 \qquad (5)$$

โดยที่ x_t แทนตัวแปรที่กำลังทำการศึกษาอยู่ ส่วน α_0 เป็นค่าคงที่ และ t แทน Time trend ที่ใส่เข้ามาเพื่อทำการทดสอบว่าตัวแปรนั้นมีคุณสมบัติเป็น "Trend Stationary" หรือไม่ และ U_t เป็นตัวแปรสุ่ม (Random variables) ที่มีค่า "Mean"เท่ากับศูนย์และค่า "Variance" ที่คงที่ หรือ $U_t \sim iid(0,\sigma^2_u)$

Dickey-Fuller (DF) มีสมมุติฐานหลัก (Null hypothesis) ในการทดสอบคือ $\alpha^*_2 = 0$ หรือ $\alpha_1 = 0, \alpha_2 = 1$

และสมมุติฐานรอง (Alternative hypothesis) ในการทดสอบคือ $/\alpha_2/ < 1$ ถ้าตัวแปรที่ทำการศึกษาไม่สามารถทำการปฏิเสธสมมุติฐานหลักได้จะทำให้ตัวแปรดังกล่าวจะมีลักษณะ "Non-stationary" หรือมี "Unit root" I(1)

วิธีที่สองในการทดสอบ "Unit root" ที่นำเสนอโดย Dickey and Fuller (1979,1981) เรียกว่า "Augmented Dickey Fuller" หรือ "ADF" test เป็นวิธีที่สามารถทดสอบหาค่า "Unit root" ได้ดีกว่าโดยเฉพาะในกรณีที่ตัวแปรสุ่ม (error terms) U_t มีความสัมพันธ์กันในอันดับที่สูงขึ้น (higher-order autoregressive moving average process) วิธีการนี้จะทำการทดสอบจากสมการที่ (6)

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha^*_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta x_{t-i} + u_t \qquad (6)$$

โดยที่ $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ และ p เป็นจำนวนของ Lagged values of first differences of the dependent variable ที่ใส่เข้าไปเพื่อแก้ปัญหา Autocorrelation ในตัวแปรสุ่ม U_t ซึ่งแตกต่างจากการ test DF ในสมการที่ (5) ตรงที่ตัวแปร $[\sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta x_{t-i}]$ ไม่มีปรากฏอยู่

การทดสอบสมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ว่า $x_t \sim I(1)$ นั้นพิจารณาจากค่า t-statistics ของสัมประสิทธิ์ของตัวแปร x_{t-1} (นั่นคือ α^*_0) ในกรณีที่ x_t มี "Unit root" (Non-stationary process) ค่า t-statistics ของ ส.ป.ส α^*_0 ในรูป absolute term จะต้อง น้อยกว่าค่าวิกฤตที่ปรากฏในตาราง DF and ADF (1976)

นัยที่สำคัญของการทดสอบ "Unit root"("Non-stationary process") ต่อการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิติก็คือ ถ้าหากพบว่าข้อมูลใดมีลักษณะเป็น "Non-stationary" หรือ I(1) แล้วโดยทั่วไปจำเป็นต้องทำการ First Differencing ข้อมูลนั้นๆ ก่อนที่จะทำการประมาณการทางเศรษฐมิติต่อไป ยกเว้นในกรณีที่ตัวแปรเหล่านั้นมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาว (Long-run equilibrium relationship) เพื่อป้องกันปัญหา Spurious regression

Spurious regression

ตัวแปรที่ทำการศึกษาและมีลักษณะเป็น "Non-stationary" อาจจะทำให้เกิดปัญหา Spurious regression โดยเฉพาะนำข้อมูลเหล่านั้นมาใช้ในสมการถดถอยในรูป "Level" ซึ่งปัญหาดังกล่าวจะสังเกตุได้จากค่าสถิติเช่น R^2, D.W., t-statistics โดยเฉพาะค่า R^2 ที่ได้จะมีค่าสูงมากในขณะที่ค่า D.W. มีค่าต่ำมาก สาเหตุเพราะตัวแปรทั้งสองดงกล่าวมีความสัมพันธ์ต่อกันในลักษณะของเงื่อนเวลา (Correlated trend) มากกว่าในลักษณะพื้นฐานทางเศรษฐกิจ (underlying economic relationship) ซึ่งในกรณีที่ข้อมูลอนุกรมเวลามีความสัมพันธ์กับเงื่อนเวลา (Time trend) ค่าความ

เบี่ยงเบนโดยรวมที่คำนวณได้จากสมการถดถอย $[\ \Sigma_t\ (y_t\text{-}y)^2]$ จะคลาดเคลื่อนเพิ่มขึ้นตลอดเวลา เมื่อเทียบค่าค่าเฉลี่ย Y เนื่องจากค่า R^2

$R^2 = 1\text{-}[\ \Sigma_t\ e^2_t\ /\Sigma_t\ (y_t\text{-}y)^2]$ ที่สูงขึ้นจะทำให้แนวโน้มของค่าดังกล่าวเข้าสู่ หนึ่ง เมื่อค่าในวงเล็บเข้าใกล้ศูนย์ ส่วนการที่ค่า D.W. มีค่าต่ำนั้นสะท้อนให้เห็นว่า "ตัวแปรความคลาดเคลื่อน" (error terms) มีความสัมพันธ์ซึ่งกันอย่างมาก

Cointegration and Error Correction

เป็นเทคนิตที่ใช้ทดสอบเพื่อดูตัวแปรที่กำลังศึกษามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Long-run equilibrium relationship) ซึ่งเทคนิคนี้จะไม่เกิดปัญหา Spurious regression แม้ว่าตัวแปรนั้นจะมีคุณลักษณะเป็น "Non-stationary process"

จากสมการ

$$y_t = \alpha_t + \beta x_t + Z_t \qquad (7)$$

$$Z_t = Y_t + \alpha_t + \beta x_t \qquad (8)$$

แนวความคิดเกี่ยวกับ Cointegration และ Error Correction เป็นแนวความคิดตามหลักของ "Granger Representation Theorem" (Engle and Granger, 1987) ในแนวความคิดที่ว่า ตัวแปร x_t และ Y_t ในสมการที่ (7) มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegrating Relationship) แล้วเราสามารถจะสร้างแบบจำลองการปรับตัวที่เรียกว่า "Error-Correction Mechanisms" เพื่ออธิบายขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่าง ๆ ในสมการที่ (8) เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวได้ ตามที่แสดงไว้ในสมการที่ (9) และ (10) ตามทฤษฎีนี้ รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นจะคำนึงถึงผลกระทบที่เกิดจากความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากการปรับตัวของตัวแปรต่าง ๆ ในระยะยาว (Z_t) เข้าไปด้วย

$$\Delta x_t = \phi_1 Z_{t-1} + \{\text{Lagged}\ (\Delta x_t, \Delta y_t)\} \qquad + \varepsilon_{1t} \qquad (9)$$

$$\Delta y_t = \phi_1 Z_{t-1} + \{\text{Lagged}\ (\Delta x_t, \Delta y_t)\} \qquad + \varepsilon_{2t} \qquad (10)$$

โดยที่ $Z_{t-t} = y_t + \beta x_t$ เป็นตัว Error-correction(EC)term. ε_{1t} และ ε_{2t} เป็น white noise และϕ_1 และ ϕ_2 เป็น non -Zero ตามรูปแบบความสัมพันธ์ที่ปรากฏใน (9) และ (10) การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร(Δx_t , Δy_t)ขึ้นอยู่กับฟังก์ชันของ distributed of first differences of x_t and y_t รวมทั้งตัว EC term ที่ล่าออกไปหนึ่งช่วงเวลา (Z_{t-1})รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นตามแบบจำลองของ ECM Model ตามที่แสดงในสมการ (9) และ (10) อาจสามารถตีความได้ว่าเป็นกลไกที่แสดงการ

ปรับตัวในระยะสั้นเมื่อระบบเศรษฐกิจขาดความสมดุล เพื่อให้เข้าสู่ภาวะสมดุลยภาพในระยะยาว ($y_t = \beta x_t$)

วิธีและขั้นตอนในการทดสอบ Cointegrated System

วิธีที่ทดสอบมีสองวิธี

วิธีที่ 1 เป็นการทดสอบของ Engle and Grangle

– ขั้นตอนที่ 1 ประมาณสมการที่ (7) ด้วยวิธี OLS

$$y_t = \alpha_t + \beta x_t + Z_t \qquad (7)$$

$$\hat{Z}_t = \hat{Y}_t + \hat{\alpha}_t + \beta\hat{x}_t \qquad (11)$$

– ขั้นตอนที่ 2 ทดสอบดูค่าความคลาดเคลื่อน Z_t จากสมการที่ (11) มีคุณสมบัติ I(0) หรือไม่ โดยใช้ค่าสถิติ ADF มาทดสอบโดยไม่ต้องใส่ค่าคงที่ และ Time Trend ดังสมการที่ (12)

$$\hat{Z}_t = \phi\hat{Z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{4}\sigma_i\Delta\hat{Z}_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (12)$$

สมมุติฐานหลัก H_0 ในการทดสอบคือ $Z_t \sim I(1)$ คือมี "Unit root" นั่นคือตัวแปร Y_t และ x_t ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (No Cointegration relationship)

สมมุติฐานรอง H_1 ในการทดสอบคือ $Z_t \sim I(1)$ หรือตัวแปร Y_t และ x_t มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว(Cointegration relationship)

ในกรณีค่า t-Statistic ของ ส.ป.ส.ของ Z_t ที่คำนวณได้ตามสมการที่ (12) มีค่ามากกว่า (in assolute term) ค่า Critical Value แสดงว่า Z_t มีคุณสมบัติที่เป็น I(0) ซึ่งหมายความว่าตัวแปร Y_t และ x_t มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว(Cointegration relationship)

วิธีที่ 2 เป็นเทคนิคของ Johansen and Juselius (1990)

เป็นการทดสอบในรูปแบบของ Multivariate Cointegration โดยอิงกับแบบจำลองที่เรียกว่า Vector Autoregressive (VAR) Model ซึ่งสามารถทำได้โดยการประมาณสมการที่ (13) ข้างล่างนี้

$$\Delta x_t = \mu + \phi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\sigma\Gamma_i\Delta x_t , \Delta x_{t-i} - \Pi x_{t-k} + u_t \qquad (13)$$

โดยที่ $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \ldots + \Pi_i + (I=1\ldots k-1)$ and

$\Pi_i = I - \Pi_i - \ldots \Pi_k$

การกำหนดค่า x_t คือ (n*1)vector ของตัวแปรที่เป็น I(1) ก่อนที่จะผ่านการ Differencing ส่วน Δx_{t-1} คือ vector ของตัวแปรที่เป็นI(0) $\Pi\ x_{t-k}$ คือ (M*N) matrix ของค่าพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า (โดยสมมุติฐานหลักนั้น-Π จะเป็น (m*r) matrix โดยที่ s > r ซึ่งหมายถึงว่า "r" คือจำนวนของ common trend ของตัวแปรทั้งสอง) Γเป็น (m*s) matrix

ตามวิธีการของ Johansen and Juselius ก่อนที่จะทำการทดสอบเพื่อหาจำนวน Cointegrating Vectors ของตัวแปร X_t ใน VAR Model ในสมการ (13) จำเป็นอย่างยิ่งที่จะต้องทดสอบเพื่อหาจำนวน Lag ที่เหมาะสมที่จะใส่ใน VAR Model ในสมการ (13) ก่อน ซึ่งอาจทำได้โดยใช้วิธีการ "Likelihood Ratio Test" ของ Sims (1980) หรือวิธีการ "Minimum Final Prediction Error Test" ของ Akaike

เพื่อหาจำนวนของ Cointegrating Vectors ระหว่างตัวแปรต่าง ๆ ในแบบจำลอง Johansen and Juselius แนะนำให้ประมาณการ "rank ของ Π matrix" ตามความสัมพันธ์ที่ปรากฏในสมการที่ (13) ซึ่งผลที่เกิดขึ้นจากการประมาณการดังกล่าวอาจเป็นไปได้ 3 ทางได้แก่

กรณีที่ได้ "Full rank" อันดับที่ "n" แสดงว่าตัวแปรทุกตัวแปรใน x_t เป็น I(0)

กรณีที่ได้ "Zero rank" แสดงว่าทุกตัวแปรมี Unit roots หรือ I(1) ซึ่งจำเป็นที่จะต้องปรับข้อมูลโดยการทำ first Differencing ก่อน

กรณีที่มี Rank เท่ากับ "r" และ 0<r<n แสดงว่าที "r" Cointegrating vectors สำหรับตัวแปร x_t

ตัวทดสอบทางสถิติ 2 ชนิดที่ Johansen and Juselius ได้แนะนำให้ใช้เพื่อทดสอบหาจำนวนของ Cointegrating vectors,r ใน VAR Model ตามสมการที่ (13)ได้แก่ Trace Test และ Maximal Eigenvalue Test ซึ่งสามารถแสดงตามลำดับได้ดังนี้

$$\Lambda_1(r,n) = -2\ln(Q) = -T\sum_{ii=r+1}^{n}\ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (14)$$

$$\Lambda_2(r,n) = -2\ln(Q) = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad (15)$$

ในกรณีของ Trace Test นั้น สมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ใช้ทดสอบคือตัวแปรใน VAR Model ตามสมการที่ (13) มีจำนวน Cointegrating vectors เท่ากับหรือมากกว่า "r"

ส่วนในกรณี Maximal Eigenvalue Test นั้น สมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ใช้ทดสอบคือ ตัวแปรใน VAR Model ตามสมการที่ (13) มีจำนวน Cointegrating vectors อย่างมากเท่ากับ "r" เปรียบเทียบกับสมมุติฐานรอง (H_1) มีจำนวน Cointegrating vectors อย่างมากเท่ากับ "r+1"

ภาคผนวก ง

ผลการทดสอบ rank ในราคายางแผ่นรมควันชั้น 1

Series: TBKRSA THADRSA TSKRSA

Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.108349	154.7624	29.68	35.65	None **
0.018028	23.79694	15.41	20.04	At most 1 **
0.002642	3.021343	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

TBKRSA	THADRSA	TSKRSA
-9.335664	0.058844	9.224365
-0.328812	0.537803	-0.280757
0.007426	-0.060837	-0.101776

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

TBKRSA	THADRSA	TSKRSA	C
1.000000	-0.006303	-0.988078	-0.027895
	(0.00490)	(0.00557)	

Log likelihood	11341.74

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)			
TBKRSA	THADRSA	TSKRSA	C
1.000000	0.000000	-0.995204	-0.024085
		(0.00155)	
0.000000	1.000000	-1.130511	0.604580
		(0.06652)	
Log likelihood	11352.13		

ผลการทดสอบ rank ในราคายางแผ่นรมควันชั้น 3

Series: THADRSC TBKRSC TSKRSC

Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.057031	86.28319	29.68	35.65	None **
0.021340	25.32989	15.41	20.04	At most 1 **
0.002827	2.938873	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

THADRSC	TBKRSC	TSKRSC
0.019503	-8.224218	8.177429
0.600900	-0.723769	0.073248
-0.062919	-0.172293	0.067121

Normalized Cointegrating
Coefficients: 1 Cointegrating
Equation(s)

THADRSC	TBKRSC	TSKRSC	C
1.000000	-421.6864	419.2873	8.183982
	(1644.19)	(1638.92)	
Log likelihood	10412.75		

Normalized Cointegrating
Coefficients: 2 Cointegrating
Equation(s)

THADRSC	TBKRSC	TSKRSC	C
1.000000	0.000000	-1.078808	0.394445
		(0.06060)	
0.000000	1.000000	-0.996869	-0.018472
		(0.00266)	
Log likelihood	10423.95		

แสดงผลลัพธ์จากการประมาณสมการ VAR

ราคายางแผ่นรมควันชั้น 1

	TBKRSA	THADRSA	TSKRSA
TBKRSA(-1)	0.628311	0.180454	0.234202
	(0.10765)	(0.16479)	(0.10679)
	(5.83660)	(1.09503)	(2.19308)
TBKRSA(-2)	0.116159	-0.063971	-0.086065
	(0.10761)	(0.16473)	(0.10675)
	(1.07944)	(-0.38833)	(-0.80621)
THADRSA(-1)	0.107454	0.898206	0.108231
	(0.02191)	(0.03354)	(0.02174)
	(4.90364)	(26.7762)	(4.97881)
THADRSA(-2)	-0.089308	0.078685	-0.092343
	(0.02199)	(0.03366)	(0.02181)
	(-4.06134)	(2.33750)	(-4.23316)
TSKRSA(-1)	0.552349	0.233217	0.953011
	(0.10814)	(0.16554)	(0.10727)
	(5.10785)	(1.40884)	(8.88386)
TSKRSA(-2)	-0.321442	-0.327775	-0.121291
	(0.10814)	(0.16555)	(0.10728)
	(-2.97237)	(-1.97995)	(-1.13059)
C	0.027161	-0.000379	0.016105
	(0.00829)	(0.01269)	(0.00823)
	(3.27580)	(-0.02989)	(1.95807)

R-squared	0.995336	0.991645	0.995455
Adj. R-squared	0.995311	0.991601	0.995431
Sum sq. resids	0.176219	0.412952	0.173419
S.E. equation	0.012455	0.019066	0.012355
F-statistic	40404.18	22472.47	41466.52
Log likelihood	3394.459	2907.768	3403.613
Akaike AIC	-5.927311	-5.075709	-5.943331
Schwarz SC	-5.896437	-5.044835	-5.912456
Mean dependent	3.455788	3.293652	3.448241
S.D. dependent	0.181890	0.208042	0.182785
Determinant Residual Covariance		4.71E-13	
Log Likelihood		11355.47	
Akaike Information Criteria		-19.83284	
Schwarz Criteria		-19.74021	

VAR Model - Substituted Coefficients:

===============================

TBKRSA = 0.6283107217*TBKRSA(-1) + 0.1161591237*TBKRSA(-2) + 0.1074539265*THADRSA(-1) - 0.08930752958*THADRSA(-2) + 0.5523489815*TSKRSA(-1) - 0.3214417743*TSKRSA(-2) + 0.02716054924

THADRSA = 0.1804536072*TBKRSA(-1) - 0.06397120749*TBKRSA(-2) + 0.8982064291*THADRSA(-1) + 0.07868529665*THADRSA(-2) + 0.2332169581*TSKRSA(-1) - 0.3277753972*TSKRSA(-2) - 0.0003793734347

TSKRSA = 0.2342021703*TBKRSA(-1) - 0.08606517305*TBKRSA(-2) + 0.1082306833*THADRSA(-1) - 0.09234325602*THADRSA(-2) + 0.9530112592*TSKRSA(-1) - 0.121290565*TSKRSA(-2) + 0.0161053744

แสดงผลลัพธ์จากการประมาณสมการ VAR

ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3

	THADRSC	TBKRSC	TSKRSC
THADRSC(-1)	0.969676	0.158012	0.161240
	(0.03751)	(0.02543)	(0.02574)
	(25.8495)	(6.21446)	(6.26466)
THADRSC(-2)	0.003659	-0.137327	-0.141109
	(0.03767)	(0.02553)	(0.02585)
	(0.09713)	(-5.37803)	(-5.45926)
TBKRSC(-1)	0.164972	0.492650	-0.102799
	(0.24386)	(0.16530)	(0.16732)
	(0.67649)	(2.98042)	(-0.61438)
TBKRSC(-2)	0.073987	0.529448	0.302865
	(0.24389)	(0.16531)	(0.16734)
	(0.30336)	(3.20271)	(1.80990)
TSKRSC(-1)	0.007863	0.551974	1.139483
	(0.24279)	(0.16456)	(0.16658)
	(0.03239)	(3.35417)	(6.84045)
TSKRSC(-2)	-0.222937	-0.599778	-0.364028
	(0.24312)	(0.16479)	(0.16681)
	(-0.91698)	(-3.63962)	(-2.18228)
C	0.004269	0.019664	0.015916
	(0.01320)	(0.00895)	(0.00906)
	(0.32338)	(2.19741)	(1.75706)

R-squared	0.989013	0.993983	0.993879
Adj. R-squared	0.988949	0.993948	0.993844
Sum sq. resids	0.443648	0.203828	0.208853
S.E. equation	0.020734	0.014054	0.014226
F-statistic	15483.04	28413.17	27929.29
Log likelihood	2556.387	2960.432	2947.778
Akaike AIC	-4.907386	-5.685143	-5.660785
Schwarz SC	-4.874063	-5.651820	-5.627462
Mean dependent	3.281225	3.414997	3.407195
S.D. dependent	0.197235	0.180650	0.181310
Determinant Residual Covariance		3.81E-13	
Log Likelihood		10432.65	
Akaike Information Criteria		-20.04168	
Schwarz Criteria		-19.94171	

VAR Model - Substituted Coefficients:

===============================

THADRSC = 0.9696764971*THADRSC(-1) + 0.003659041107*THADRSC(-2) + 0.1649718188*TBKRSC(-1) + 0.07398654864*TBKRSC(-2) + 0.007862669819*TSKRSC(-1) - 0.2229366695*TSKRSC(-2) + 0.004269239366

TBKRSC = 0.1580120576*THADRSC(-1) - 0.1373265553*THADRSC(-2) + 0.4926495733*TBKRSC(-1) + 0.5294477366*TBKRSC(-2) + 0.5519744344*TSKRSC(-1) - 0.5997783531*TSKRSC(-2) + 0.01966374774

TSKRSC = 0.1612403036*THADRSC(-1) - 0.1411088085*THADRSC(-2) - 0.1027992151*TBKRSC(-1) + 0.3028645678*TBKRSC(-2) + 1.139483451*TSKRSC(-1) - 0.3640277827*TSKRSC(-2) + 0.01591589817

แสดงผลลัพธ์จากการประมาณสมการ VEC
ราคายางแผ่นรมควันชั้น 1

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
TBKRSA(-1)	1.000000	0.000000	
THADRSA(-1)	0.000000	1.000000	
TSKRSA(-1)	-0.995204	-1.130511	
	(0.00155)	(0.06652)	
	(-643.205)	(-16.9948)	
C	-0.024085	0.604580	
Error Correction:	D(TBKRSA)	D(THADRSA)	D(TSKRSA)
CointEq1	-0.209898	0.094203	0.159108
	(0.11644)	(0.17845)	(0.11560)
	(-1.80265)	(0.52789)	(1.37640)
CointEq2	0.017795	-0.021565	0.015872
	(0.00674)	(0.01034)	(0.00669)
	(2.63887)	(-2.08661)	(2.37078)
D(TBKRSA(-1))	-0.185565	0.095667	0.068884
	(0.12646)	(0.19381)	(0.12555)
	(-1.46734)	(0.49360)	(0.54866)
D(TBKRSA(-2))	-0.125801	0.063617	-0.040152
	(0.10995)	(0.16850)	(0.10915)
	(-1.14421)	(0.37755)	(-0.36786)
D(THADRSA(-1))	0.095809	-0.080840	0.097761
	(0.02250)	(0.03448)	(0.02234)

	(4.25828)	(-2.34443)	(4.37672)
D(THADRSA(-2))	0.030496	0.003670	0.024265
	(0.02243)	(0.03437)	(0.02226)
	(1.35990)	(0.10678)	(1.08993)
D(TSKRSA(-1))	0.381661	0.286261	0.132818
	(0.12664)	(0.19409)	(0.12572)
	(3.01374)	(1.47492)	(1.05643)
D(TSKRSA(-2))	0.092055	-0.033681	0.007045
	(0.11061)	(0.16952)	(0.10981)
	(0.83221)	(-0.19868)	(0.06416)
C	0.000103	-2.46E-05	9.78E-05
	(0.00037)	(0.00057)	(0.00037)
	(0.27981)	(-0.04351)	(0.26715)
R-squared	0.108574	0.057703	0.103386
Adj. R-squared	0.102279	0.051049	0.097055
Sum sq. resids	0.176034	0.413464	0.173497
S.E. equation	0.012465	0.019103	0.012375
F-statistic	17.24958	8.672557	16.33037
Log likelihood	3391.589	2904.016	3399.879
Akaike AIC	-5.923973	-5.070081	-5.938492
Schwarz SC	-5.884249	-5.030357	-5.898768
Mean dependent	0.000133	2.70E-05	0.000127
S.D. dependent	0.013156	0.019610	0.013023

Determinant Residual Covariance	4.66E-13
Log Likelihood	11352.13
Akaike Information Criteria	-19.82334
Schwarz Criteria	-19.67769

VEC Model - Substituted Coefficients:

D(TBKRSA) = - 0.2098983737 (TBKRSA(-1) - 0.9952038462 TSKRSA(-1) - 0.02408464673) + 0.01779549385 (THADRSA(-1) - 1.130510506 TSKRSA(-1) + 0.6045800681) - 0.1855648521 D(TBKRSA(-1)) - 0.1258009854 D(TBKRSA(-2)) + 0.09580882605 D(THADRSA(-1)) + 0.03049593706 D(THADRSA(-2)) + 0.3816607519 D(TSKRSA(-1)) + 0.0920545646 D(TSKRSA(-2)) + 0.0001032183279

D(THADRSA) = 0.09420296222 (TBKRSA(-1) - 0.9952038462 TSKRSA(-1) - 0.02408464673) - 0.02156520423 (THADRSA(-1) - 1.130510506 TSKRSA(-1) + 0.6045800681) + 0.09566651697 D(TBKRSA(-1)) + 0.06361692519 D(TBKRSA(-2)) - 0.08084045517 D(THADRSA(-1)) + 0.003669930905 D(THADRSA(-2)) + 0.2862610414 D(TSKRSA(-1)) - 0.03368079198 D(TSKRSA(-2)) - 2.459693193e-05

D(TSKRSA) = 0.1591077114 (TBKRSA(-1) - 0.9952038462 TSKRSA(-1) - 0.02408464673) + 0.01587197929 (THADRSA(-1) - 1.130510506 TSKRSA(-1) + 0.6045800681) + 0.06888398338 D(TBKRSA(-1)) - 0.04015233068 D(TBKRSA(-2)) + 0.09776139949 D(THADRSA(-1)) + 0.02426497875 D(THADRSA(-2)) + 0.1328184654 D(TSKRSA(-1)) + 0.00704541009 D(TSKRSA(-2)) + 9.783663386e-05

แสดงผลลัพธ์จากการประมาณสมการ VEC

ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
THADRSC(-1)	1.000000	0.000000
TBKRSC(-1)	0.000000	1.000000
TSKRSC(-1)	-1.078808	-0.996869
	(0.06060)	(0.00266)
	(-17.8020)	(-374.929)
C	0.394445	-0.018472

Error Correction:	D(THADRSC)	D(TBKRSC)	D(TSKRSC)
CointEq1	-0.022256	0.022152	0.021661
	(0.01248)	(0.00847)	(0.00857)
	(-1.78351)	(2.61591)	(2.52735)
CointEq2	0.187871	0.020082	0.188131
	(0.17136)	(0.11628)	(0.11769)
	(1.09635)	(0.17270)	(1.59850)
D(THADRSC(-1))	-0.013562	0.137080	0.140412
	(0.03826)	(0.02596)	(0.02628)
	(-0.35447)	(5.27960)	(5.34321)
D(THADRSC(-2))	-0.048724	0.001302	0.000530
	(0.03853)	(0.02614)	(0.02646)
	(-1.26463)	(0.04982)	(0.02001)
D(TBKRSC(-1))	0.052834	-0.510281	-0.261185
	(0.26657)	(0.18089)	(0.18308)

	(0.19820)	(-2.82094)	(-1.42661)
D(TBKRSC(-2))	0.328599	0.028190	0.084445
	(0.25180)	(0.17087)	(0.17294)
	(1.30499)	(0.16497)	(0.48828)
D(TSKRSC(-1))	0.115210	0.582799	0.325732
	(0.26339)	(0.17874)	(0.18090)
	(0.43741)	(3.26066)	(1.80061)
D(TSKRSC(-2))	-0.277883	-0.045703	-0.098880
	(0.25178)	(0.17086)	(0.17293)
	(-1.10366)	(-0.26749)	(-0.57180)
C	8.70E-06	0.000131	0.000137
	(0.00064)	(0.00044)	(0.00044)
	(0.01351)	(0.30030)	(0.30982)
R-squared	0.018370	0.084603	0.076037
Adj. R-squared	0.010738	0.077486	0.068853
Sum sq. resids	0.443297	0.204134	0.209109
S.E. equation	0.020756	0.014085	0.014255
F-statistic	2.407019	11.88778	10.58507
Log likelihood	2553.838	2956.302	2943.807
Akaike AIC	-4.903349	-5.678810	-5.654734
Schwarz SC	-4.860473	-5.635934	-5.611858
Mean dependent	3.71E-05	0.000148	0.000153
S.D. dependent	0.020868	0.014664	0.014773

Determinant Residual Covariance	3.80E-13
Log Likelihood	10423.95
Akaike Information Criteria	-20.02109
Schwarz Criteria	-19.86388

VEC Model - Substituted Coefficients:

===============================

D(THADRSC) = - 0.02225586489 (THADRSC(-1) - 1.078808197 TSKRSC(-1) + 0.3944446177) + 0.1878713584 (TBKRSC(-1) - 0.9968690563 TSKRSC(-1) - 0.01847234585) - 0.0135624537 D(THADRSC(-1)) - 0.04872375122 D(THADRSC(-2)) + 0.05283370842 D(TBKRSC(-1)) + 0.3285994458 D(TBKRSC(-2)) + 0.115210399 D(TSKRSC(-1)) - 0.2778828645 D(TSKRSC(-2)) + 8.704405171e-06

D(TBKRSC) = 0.02215150485 (THADRSC(-1) - 1.078808197 TSKRSC(-1) + 0.3944446177) + 0.02008221603 (TBKRSC(-1) - 0.9968690563 TSKRSC(-1) - 0.01847234585) + 0.1370797882 D(THADRSC(-1)) + 0.001302436722 D(THADRSC(-2)) - 0.5102809568 D(TBKRSC(-1)) + 0.02818956425 D(TBKRSC(-2)) + 0.5827985298 D(TSKRSC(-1)) - 0.0457027449 D(TSKRSC(-2)) + 0.0001312986537

D(TSKRSC) = 0.02166075404 (THADRSC(-1) - 1.078808197 TSKRSC(-1) + 0.3944446177) + 0.1881312394 (TBKRSC(-1) - 0.9968690563 TSKRSC(-1) - 0.01847234585) + 0.1404116169 D(THADRSC(-1)) + 0.0005295176617 D(THADRSC(-2)) - 0.2611849562 D(TBKRSC(-1)) + 0.08444456999 D(TBKRSC(-2)) + 0.325732498 D(TSKRSC(-1)) - 0.09887965647D(TSKRSC(-2)) + 0.0001370997492

ภาคผนวก จ

ผลการทดสอบ Unit root ของ residual ตามสมการ (7.2)-(7.31)

ลำดับ	ตัวแปร	Lag(s)	test of I(0)		serial test (LM-test)		Status
			ADF	PP	nR^2	P-value	
7.2	$\hat{\mu}_2$	0	-7.30	-7.30	0.42	0.51	I(0)
7.3	$\hat{\mu}_3$	0	-6.37	-6.37	0.43	0.51	I(0)
7.4	$\hat{\mu}_4$	0	-6.39	-6.39	0	1	I(0)
7.5	$\hat{\mu}_5$	0	-4.61	-4.61	1.87	0.17	I(0)
7.6	$\hat{\mu}_6$	0	-7.30	-7.30	0.32	0.56	I(0)
7.7	$\hat{\mu}_7$	0	-6.37	-6.37	0.53	0.46	I(0)
7.8	$\hat{\mu}_8$	0	-7.64	-7.64	0.10	0.75	I(0)
7.9	$\hat{\mu}_9$	0	-5.74	-5.74	3.42	0.06	I(0)
7.10	$\hat{\mu}_{10}$	0	-7.30	-7.30	0.34	0.55	I(0)
7.11	$\hat{\mu}_{11}$	0	-6.37	-6.37	0.57	0.44	I(0)
7.12	$\hat{\mu}_{12}$	0	-7.66	-7.66	0.11	0.73	I(0)
7.13	$\hat{\mu}_{13}$	0	-5.73	-5.73	3.46	0.06	I(0)
7.14	$\hat{\mu}_{14}$	0	-7.87	-7.87	0.014	0.90	I(0)
7.15	$\hat{\mu}_{15}$	0	-7.53	-7.74	0.014	0.90	I(0)
7.16	$\hat{\mu}_{16}$	0	-6.89	-6.89	0.09	0.70	I(0)
7.17	$\hat{\mu}_{17}$	0	-5.11	-5.11	0.39	0.52	I(0)
7.18	$\hat{\mu}_{18}$	0	-6.06	-6.06	0.00	0.920	I(0)
7.19	$\hat{\mu}_{19}$	0	-5.65	-5.65	0.24	0.62	I(0)
7.20	$\hat{\mu}_{20}$	0	-7.91	-7.91	0.41	0.51	I(0)
7.21	$\hat{\mu}_{21}$	0	-7.53	-7.77	0.43	0.50	I(0)
7.22	$\hat{\mu}_{22}$	0	-8.12	-8.12	0.052	0.81	I(0)
7.23	$\hat{\mu}_{23}$	0	-6.31	-6.31	2.616	0.10	I(0)
7.24	$\hat{\mu}_{24}$	0	-6.66	-6.66	0.10	0.74	I(0)
7.25	$\hat{\mu}_{25}$	0	-6.75	-6.75	0.11	0.73	I(0)

ตาราง 39 ต่อ

7.26	$\hat{\mu}_{26}$	0	-7.87	-7.87	0.41	0.52	I(0)
7.27	$\hat{\mu}_{27}$	0	-7.49	-7.77	0.42	0.51	I(0)
7.28	$\hat{\mu}_{28}$	0	-8.07	-8.07	0.03	0.84	I(0)
7.29	$\hat{\mu}_{29}$	0	-6.27	-6.27	2.60	0.106	I(0)
7.30	$\hat{\mu}_{30}$	0	-6.62	-7.82	0.10	0.74	I(0)
7.31	$\hat{\mu}_{31}$	0	-6.70	-6.70	0.16	0.68	I(0)

ประวัติผู้เขียน

ชื่อ	นาย ผทัยรัตน์ ภาสน์พิพัฒน์กุล
วัน เดือน ปี เกิด	1 เมษายน 2517
ประวัติการศึกษา	สำเร็จการศึกษามัธยมศึกษาตอนปลาย โรงเรียนมงฟอร์ตวิทยาลัย ปีการศึกษาที่ 2535 สำเร็จการศึกษาปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์เกษตร มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ ปีการศึกษา 2539