

บทที่ ๓

ระเบียบวิธีวิจัย

การศึกษาการประยุกต์ใช้แบบจำลองโคงินทิเกรชันและเออร์เรอคօเรคชันสำหรับการประเมินประสิทธิภาพการผลิตทางการเกษตรในภาคเหนือของประเทศไทย สามารถแบ่งการวิเคราะห์ออกเป็น 2 ส่วน ก cioè ส่วนแรกเป็นการวิเคราะห์ลักษณะของตัวแปรอนุกรมเวลาที่ใช้ในการศึกษาโดยใช้วิธีการ โคงินทิเกรชันและเออร์เรอคօเรคชัน และส่วนที่สอง ก cioè การนำเอาตัวแปรต่างๆ ที่ผ่านการวิเคราะห์โดยวิธี โคงินทิเกรชันและเออร์เรอคօเรคชันนำไปใช้ในการประมาณพิงก์ชันพร้อมดenganการผลิตเชิงเพื่นสุ่ม ดังนั้นระเบียบวิธีวิจัยจึงแบ่งออกตามลักษณะการวิเคราะห์ดังนี้

3.1 แนวคิดและทฤษฎีเกี่ยวกับโคงินทิเกรชันและเออร์เรอคօเรคชัน (Cointegration and Error Correction Model)

ข้อมูลทางค้านเศรษฐศาสตร์มหภาคส่วนใหญ่โดยเฉพาะข้อมูลที่เป็นอนุกรมเวลา (time series data) จะมีลักษณะเป็น non - stationarity หรือ stochastic process กล่าวก็อ ค่าเฉลี่ย (mean) และ ความแปรปรวน (variance) ของข้อมูลเหล่านั้นมีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามกาลเวลา ซึ่งการอ้างอิงทางสถิติหรือการวิเคราะห์เชิงนโยบายใดๆ โดยอิงกับค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองที่ได้จากการประมาณดังกล่าวอาจทำให้ภาพบิดเบือน ไปจากข้อเท็จจริงได้ และแนวทางปฏิบัติที่ผ่านมามักจะแก้ปัญหาดังกล่าวโดยการปรับข้อมูล (pre – filtering data) โดยการทำ first differencing ตามวิธีการของ Box and Jenkins (1970) ก่อนจะนำข้อมูลเหล่านั้นไปใช้ในการประมาณการทางเศรษฐกิจต่อไป ทั้งนี้เพื่อมิให้ก่อให้เกิดปัญหา spurious regression ซึ่งโดยมากนักวิเคราะห์และนักวิจัยมักจะละเลยปัญหาดังกล่าว หรือไม่ก็ตั้งสมมุติฐานอย่างกล้ายา (Implicit assumption) ว่า ข้อมูลที่ใช้มีคุณสมบัติเป็น stationarity ซึ่งเป็นสิ่งที่ไม่ถูกต้องตามหลักการและขั้นตอนทางเศรษฐกิจ รวมทั้งทำให้ค่าสถิติที่ประมาณการได้ไม่มีประสิทธิภาพและขาดความน่าเชื่อถือ แต่อย่างไรก็ต้องการทำ first differencing ก่อนย้อนก่อให้เกิดผลกระทบในเชิงลบอยู่บ้างในเมื่อที่ว่า แบบจำลองที่ได้จากการประมาณการจะขาดข้อมูลในส่วนที่เกี่ยวกับการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง เพื่อให้เกิดดุลยภาพทางเศรษฐศาสตร์ระยะยาว (loss of long - run economic information).

จากปัญหาต่างๆ ดังกล่าว Cointegration and Error Correction Model จึงเป็นเครื่องมือที่ได้รับการพัฒนาขึ้นมาเพื่อให้สามารถใช้วิเคราะห์กับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะข้อมูลที่เป็น non stationarity ได้ โดยวิธีการดังกล่าวสามารถใช้เป็นเครื่องมือในการทดสอบและวิเคราะห์หากความสัมพันธ์เชิงคุณภาพระยะยาว (Cointegration relationship) ระหว่างตัวแปรทางเศรษฐกิจต่างๆ ตามที่ระบุไว้ในทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ได้โดยตรง ซึ่งลักษณะเด่นประการหนึ่งของวิธีการดังกล่าว คือ จะไม่ก่อให้เกิดปัญหาของการที่ตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริงต่อ กัน (spurious relationships) แม้ว่าตัวแปรที่ใช้จะมีลักษณะที่เป็น non stationary process ก็ตาม

ในการทดสอบโคงินทิเกรชันและเออร์เรอคอร์ชัน (Cointegration and Error Correction Model) นั้นเริ่มต้นด้วยการทดสอบ unit root หรือ non stationary process ของข้อมูลชุดต่างๆ ที่เกี่ยวข้อง ซึ่งหากข้อมูลเหล่านั้นไม่มีลักษณะที่เป็น stationary process ที่ระดับ I(0) สามารถทำการปรับข้อมูลเหล่านั้นที่มีลักษณะเป็น non stationary process ให้เป็น stationary process ที่ระดับ integration ที่สูงขึ้นไปได้ด้วยการทำ differencing จนกระทั่งข้อมูลเหล่านั้นมีคุณสมบัติเป็น stationary process ซึ่งวิธีการดังกล่าวพัฒนาโดย Engle and Granger (1987)

ขั้นตอนการทดสอบโคงินทิเกรชันและเออร์เรอคอร์ชัน(Cointegration and Error Correction Model) นั้นประกอบด้วยขั้นตอนสำคัญ 3 ขั้นตอน คือ 1) การทดสอบ unit root 2) การทดสอบโคงินทิเกรชัน 3) การใช้ออร์เรอคอร์ชัน ซึ่งแต่ละขั้นตอนมีรายละเอียดดังนี้

3.1.1 การทดสอบ unit root

การทดสอบ unit root นั้นสามารถทดสอบได้โดยใช้การทดสอบ DF (Dickey-Fuller (DF) test) (Dickey and Fuller, 1981 ปี 1981 ใน ทรงศักดิ์และอารี, 2542) และการทดสอบ ADF (Augmented Dickey-Fuller (ADF) test) (Said and Dickey, 1984 ปี 1984 ใน ทรงศักดิ์และอารี, 2542) สมมุติฐานว่า (null hypothesis) ของการทดสอบ DF (DF test) คือ $H_0 : \rho = 1$ จากสมการ (3.1) ด้านล่าง

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

ซึ่งเรียกว่าการทดสอบ unit root โดยถ้า $| \rho | < 1$ X_t จะมีลักษณะนิ่ง (stationary) และถ้า $\rho = 1$ X_t จะมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) อย่างไรก็ตามการทดสอบนี้สามารถทำได้อีกทางหนึ่ง ซึ่งเหมือนกับสมการ (3.1) กล่าวคือ

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

ซึ่งถ้า $X_t = (1+\theta)X_{t-1} + \varepsilon_t$ ซึ่งคือสมการที่ (3.1) นั้นเอง โดยที่ $\rho = (1+\theta)$ ถ้า θ ในสมการ (3.2) มีค่าเป็นลบ จะได้ว่า ρ ในสมการ (3.1) จะมีค่าน้อยกว่า 1 ดังนั้นสามารถสรุปได้ว่า การปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ซึ่งเป็นการยอมรับ $H_a : \theta < 0$ หมายความว่า $\rho < 1$ และ X_t มี

integration of order zero (Charemza and Deadman, 1992) นั่นคือ x_t มีลักษณะนิ่ง (stationary) และถ้า เราไม่สามารถปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ได้ ก็จะหมายความว่า x_t มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary)

ถ้า x_t เป็นแนวเดินเชิงสุ่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

และถ้า x_t เป็น random walk with drift และมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (linear time trend) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

โดยที่ t = เวลา ซึ่งก็จะทำการทดสอบ $H_0 : \theta = 0$ โดยมี $H_a : \theta < 0$ เช่นเดียวกับที่กล่าวมาข้างต้น โดยสรุปแล้ว Dickey and Fuller (1979) (อ้างใน ทรงศักดิ์และอารี, 2542) ได้พิจารณาสมการทดสอบ 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าว ได้แก่

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

โดยตัวพารามิเตอร์ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการ คือ θ นั่นคือ ถ้า $\theta = 0$; x_t จะมี unit root โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ในตาราง Dickey-Fuller (Enders, 1995) หรือกับ ค่าวิกฤต MacKinnon (Gujarati, 1995)

อย่างไรก็ตามค่าวิกฤต (critical values) จะไม่เปลี่ยนแปลง ถ้าสมการ (3.2) - (3.4) ถูกแทนที่โดยกระบวนการเชิงยัตติทดสอบ (autoregressive processes)

$$\Delta x_t = \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

จำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามาร่วมในสมการนี้จะมีมากพอที่จะทำให้ พจน์ค่าความคลาดเคลื่อน (error terms) มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำเอาการทดสอบ DF (Dickey – Fuller (DF) test) มาใช้กับสมการ (3.8) – (3.10) เราจะเรียกว่าการทดสอบ ADF (augmented Dickey – Fuller (ADF) test) ค่าสถิติทดสอบ ADF (ADF test statistic) มีการแจกแจงเชิง

เส้นกำกับ (asymptotic distribution) เมื่อเทียบกับสถิติ DF (DF statistic) ดังนั้นก็สามารถใช้ค่าวิกฤติ (critical values) แบบเดียวทั้งหมด (Gujarati, 1995)

3.1.2 โคลินทิเกรชัน (Cointegration) และการทดสอบโคลินทิเกรชัน (Cointegration test)

แนวคิดพื้นฐานเกี่ยวกับโคลินทิเกรชัน (cointegration) คือ ถ้ามีความสัมพันธ์ระยะยาว (long run relationship) ระหว่างตัวแปรสองตัวหรือมากกว่าที่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) ก็จะปรากฏว่าส่วนเบี่ยงเบน (deviations) ที่ออกไปจากทางเดินของความสัมพันธ์ระยะยาว (long run path) ดังกล่าวมีลักษณะนิ่ง (stationary) กรณีเช่นนี้ตัวแปรที่เราพิจารณาอยู่จะถูกเรียกว่ามีโคลินทิเกรชัน (cointegrated) เพราะฉะนั้น ตามคำนิยามของ Engle and Granger (1987) เกี่ยวกับโคลินทิเกรชัน (cointegration) ของสองตัวแปรจะเป็นดังนี้คือ ถ้า x_t และ y_t เป็นอนุกรมเวลา (time series) x_t และ y_t จะถูกเรียกว่ามีลักษณะเป็น cointegrated of order d, b ซึ่งเขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ $x_t, y_t \sim CI(d, b)$ ถ้า x_t และ y_t เป็น integrated of order d ซึ่งเขียนแทนด้วยสัญลักษณ์ $I(d)$ และจะต้องมีการรวมเชิงเส้น (linear combination) ของตัวแปรทั้งสองนี้ สมมุติว่าเป็น $\alpha x_t + \beta y_t$ ซึ่งจะต้องเป็น integrated of order $(d - b)$ โดยที่ $d > b > 0$ เวกเตอร์ $[\alpha, \beta]$ นี้จะถูกเรียกว่าเวกเตอร์ที่ทำให้เกิด cointegrating vector (Charemza and Deadman, 1992) ยกตัวอย่างเช่น ถ้า x_t และ y_t เป็น $I(1)$ ทั้งคู่ และพจน์ค่าความคาดเคลื่อน (error term) ε_t ของการถดถอยเชิงเส้น (linear regression) ของตัวแปรทั้งสองเป็นกระบวนการนิ่ง (stationary process) $I(0)$, x_t และ y_t จะถูกเรียกว่าเป็นอันดับของ cointegrated of order $(1,1)$ หรือ $x_t, y_t \sim CI(1, 1)$ เพราะฉะนั้นการถดถอยร่วมกันไปด้วยกัน (cointegration regression) คือ เทคนิคการประมาณค่าความสัมพันธ์คุณภาพระยะยาว (long-term equilibrium relationship) ระหว่างอนุกรมที่มีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary series) โดยการเบี่ยงเบน (deviations) จากวิถีคุณภาพระยะยาว (long-term equilibrium path) นี้มีลักษณะนิ่ง (stationary) (Ling et al., 1998 อ้างใน ทรงศักดิ์และอารี, 2542)

ในทางเศรษฐมิติเชิงประจักษ์แล้วกรณีที่นำสนิใจที่สุด คือ กรณีที่อนุกรมเวลา (time series) x_t และ y_t มีระดับ integration ที่เท่ากันเป็นผลให้อนุกรมเวลาทั้งสองเป็น cointegration of order d ซึ่งสามารถหาความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างอนุกรมเวลาทั้งสองโดยพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์จากแบบจำลองที่ได้จากการถดถอยเชิงเส้นตรง (Charemza and Deadman, 1992 อ้างใน ทรงศักดิ์และอารี, 2542)

สำหรับการทดสอบโคลินทิเกรชัน (cointegration) นั้นให้ใช้ส่วนตาก้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) จากสมการถดถอย (regression equation) ของ x_t และ y_t ที่เราต้องการทดสอบโคลินทิเกรชัน (cointegration) ซึ่งคือ \hat{e}_t มาทำการถดถอยดังสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (3.11)$$

จากนั้นนำค่าสถิติ t ซึ่งได้มาจากการส่วนของ $\gamma / S.E.$ ไปเปรียบเทียบกับค่าวิกฤต MacKinnon (MacKinnon critical values) โดยที่สมมุติฐานว่างของการไม่มีโคอินทิเกรชัน (null hypothesis of no cointegration) คือ $H_0 : \gamma = 0$ ค่าตอบของค่าสถิติ t (t -statistic) ที่มีนัยสำคัญจะเป็นการปฏิเสธ H_0 ซึ่งก็จะนำไปสู่ข้อสรุปว่าตัวแปรที่มีลักษณะไม่คงที่ (nonstationary) ในสมการดังกล่าวมีโคอินทิเกรชัน (cointegrated)

อย่างไรก็ตาม ถ้าส่วนตาก้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) ของสมการ (3.11) ไม่เป็น white noise จะใช้การทดสอบ ADF (Augmented Dickey–Fuller (ADF) test) แทนที่จะใช้สมการ (3.11) สมมุติว่า v_t ของสมการที่ (3.11) มีสหสมพันธ์เชิงอันดับ (serial correlation) จะใช้สมการดังนี้

$$\Delta \hat{e}_t = \gamma \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^r a_i \Delta \hat{e}_{t-i} + v_t \quad (3.12)$$

แล้ว $-2 < \gamma < 0$ เราสามารถจะสรุปได้ว่า ส่วนตาก้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) มีลักษณะนิ่ง (stationary) และ y_t และ x_t จะเป็น CI(1, 1) ซึ่งสมการ (3.11) และ (3.12) ไม่มี intercept term และ time trend เนื่องจาก \hat{e}_t เป็นส่วนตาก้างหรือส่วนที่เหลือ (residuals) จากสมการลดด้วยอนุกรมเวลาของ x_t และ y_t (Enders, 1995)

การประมาณการทดสอบโคอินทิเกรชันด้วยวิธีของ Johansen and Juselius (1990) ถูกนำไปรังสรรค์ (2538) กล่าวคือ วิธีการนี้เป็นวิธีการทดสอบในรูปแบบของ Multivariate Cointegration โดยอิงกับแบบจำลองที่เรียกว่า Vector Autoregression (VAR) Model ซึ่งสามารถทำได้โดยการประมาณในสมการที่ (3.13)

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} G_i \Delta X_{t-i} - \Delta X_{t-k} + u_t \quad (3.13)$$

โดยที่ $G_i = -I + ?_1 + \dots + ?_r + (i = 1, \dots, k-1)$ และ

$$? = I - ?_1 - \dots - ?_k$$

ซึ่ง X_t คือ $(n \times 1)$ vector เตอร์ของตัวแปรที่เป็น I(1) ก่อนที่จะผ่านการ differencing ส่วน ΔX_{t-i} คือเวกเตอร์ของตัวแปรที่เป็น I(0) ΔX_{t-k} คือ $(m \times n)$ matrix ของค่าพารามิเตอร์ที่ไม่รู้ (โดยสมมุติฐานหลักนี้) จะเป็น $(m \times r)$ matrix โดยที่ $s > r$ ซึ่งหมายความว่า r คือ จำนวน common trend ของตัวแปรทั้งสอง G เป็น $(m \times s)$ matrix รายละเอียดของการทดสอบดูได้จาก Johansen (1988) และ Johansen and Juselius (1990)

ตามวิธีการของ Johansen and Juselius นั้น ก่อนที่จะทดสอบเพื่อหาจำนวน Cointegrating vectors ของตัวแปร X_t ใน VAR model ในสมการที่ (3.13) จำเป็นอย่างยิ่งที่จะต้องทดสอบเพื่อหา

จำนวน lag ที่เหมาะสมที่จะใส่ใน VAR model ในสมการที่ (3.13) ก่อน ซึ่งอาจทำได้โดยใช้วิธีการ Likelihood Ratio test ของ Sims (1980) หรือวิธีการ Minimum Final Prediction Error Test ของ Akaike (1969, 1970)

เพื่อหาจำนวนของ Cointegrating vectors ระหว่างตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลอง Johansen and Juselius ควรทำการประมาณ rank ของ $\hat{\beta}$ matrix ตามความสัมพันธ์ที่ปรากฏในสมการที่ (3.13) ซึ่งผลที่เกิดขึ้นจากการประมาณดังกล่าวอาจเป็นไปได้ใน 3 กรณี ได้แก่

1. กรณีที่ได้ full rank อันดับที่ n แสดงว่าตัวแปรทุกตัวแปรใน X_t เป็น $I(0)$
2. ในกรณีที่ได้ zero rank แสดงว่าทุกๆ ตัวแปรมี unit root หรือ $I(1)$ ซึ่งจำเป็นจะต้องปรับข้อมูลโดยการทำ first differencing ก่อน
3. ในกรณีที่มี rank เท่ากับ r และ $0 < r < n$ แสดงว่ามี r cointegrating vectors สำหรับตัวแปรใน X_t

สถิติที่ใช้ทดสอบของชนิดที่ Johansen and Juselius ได้แนะนำให้ใช้เพื่อการทดสอบหาจำนวนของ cointegrating vectors, r ใน VAR model ตามสมการที่ (3.13) ได้แก่ Trace test และ Maximum Eigenvalue test ซึ่งสามารถแสดงได้ตามลำดับดังนี้

$$\chi^2_1(r, n) = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\beta}_i^2) \quad (3.14)$$

$$\chi^2_1(r, r+1) = -2 \ln(Q) = -T \ln(1 - \hat{\beta}_{r+1}^2) \quad (3.15)$$

ในกรณีของ Trace test นี้ สมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ใช้ทดสอบคือ ตัวแปรใน VAR model ตามสมการที่ (3.13) มีจำนวน cointegrating vectors อย่างมากเท่ากับ r เทียบกับสมมุติฐานรอง (H_1) ที่ว่าจำนวน cointegrating vectors เท่ากับหรือมากกว่า r ส่วนในกรณีของ Maximal Eigenvalue test นี้ สมมุติฐานหลัก (H_0) ที่ใช้ทดสอบคือ ตัวแปรใน VAR model ตามสมการที่ (3.13) มีจำนวน cointegrating vectors อย่างมากเท่ากับ r เทียบกับสมมุติฐานรอง (H_1) ที่ว่าจำนวน cointegrating vectors เท่ากับ $r+1$

3.1.3 ความสัมพันธ์ของโคงิทเกรชัน (Cointegration) และเออร์เรอคօเรคชัน (Error Correction Mechanism : ECM)

ถ้าอนุกรมเวลา y_t และ x_t เป็น โคงิทเกรชัน (cointegrated) กัน หมายความว่า ตัวแปรทั้งสอง มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพระยะยาว (long term equilibrium relationship) ดังนี้สามารถใช้แบบจำลองการปรับตัวที่ เรียกว่า เออร์เรอคօเรคชัน (Error Correction Mechanism : ECM) เพื่อ ยศูนย์การปรับตัวในระยะสั้น (รังสรรค์, 2538) ของตัวแปรต่างๆ เพื่อเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว

ได้ ซึ่งเมื่อพิจารณาทฤษฎีนี้จะพบว่า รูปแบบการปรับตัวในระยะสั้นจะคำนึงถึงผลกระทบที่เกิดจากความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ ในระยะยาวเข้าไปด้วย โดยแสดงได้ดังสมการดังต่อไปนี้

$$\Delta Y_t = \phi_1 e_{t-1} + \{\text{lagged } (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \varepsilon_{1t} \quad (3.16)$$

$$\Delta X_t = \phi_2 e_{t-1} + \{\text{lagged } (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \varepsilon_{2t} \quad (3.17)$$

โดยที่ $e_t = Y_t - \alpha_0 - \beta_0 X_t$ เป็นตัว Error Correction (EC) term และ ε_{1t} และ ε_{2t} เป็นค่า white noise และ ϕ_1 และ ϕ_2 เป็น non - zero หากสัมประสิทธิ์ของประพจน์ Error term มีค่าเท่ากับศูนย์แสดงว่าสมการนี้ได้เข้าสู่คุณภาพระยะยาวแล้ว แต่ถ้าหากประพจน์ของ Error term มีค่าไม่เท่ากับศูนย์ค่าสัมประสิทธิ์ ϕ_1 และ ϕ_2 จะแสดงถึงค่าความเร็วในการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่คุณภาพในระยะยาว (Speed of adjustment) อย่างไรก็ตาม Gujarati (1995) ได้เสนอแบบจำลอง ECM โดยเพิ่มค่า constant term ทำให้รูปแบบจำลอง ECM ของ Gujarati สามารถเขียนได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta x_t + \mu_t \quad \text{โดยที่ } a_2 < 0 \quad (3.18)$$

นอกจากนี้ Ling et al. (1998) (อ้างใน ทรงศักดิ์และอรี, 2542) ได้เสนอแบบจำลอง ECM ที่แสดงการส่งผ่านราคาระยะสั้นในรูปแบบ forward และ backward price transmission จากตลาดหนึ่งไปสู่อีกตลาดหนึ่ง ซึ่งได้มีการเพิ่มความล้าหลัง (lagged) ของตัวแปร x_t และ y_t เพื่อแก้ปัญหา autoregression สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + a_3 \Delta x_t + \sum_{h=1}^p a_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{l=1}^q a_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_t \quad (3.19)$$

แต่รูปแบบ ECM ที่กล่าวถึง โดย Charemza and Deadman (1992) (อ้างใน ทรงศักดิ์และอรี, 2542) ไม่มีพจน์คงที่ (constant term) และล้าหลัง (lagged) Δx ซึ่งสามารถแสดงได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + a_2 \Delta x_t + \mu_t \quad (3.20)$$

โดยที่ a_1 มีค่าเป็นลบ

อย่างไรก็ตาม Enders (1995) (อ้างใน ทรงศักดิ์และอรี, 2542) ระบุ error correction model (ECM) ซึ่งแตกต่างไปจากแบบจำลองที่ใช้โดย Ling et al. (1998) กล่าวคือไม่มีตัวแปร Δx_t ในสมการที่ (3.21) และ Δy_t ในสมการที่ (3.22) สามารถแสดงได้ ดังนี้

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{h=1}^p a_{4h} \Delta x_{t-h} + \sum_{l=1}^q a_{5l} \Delta y_{t-l} + \mu_y \quad (3.21)$$

$$\Delta x_t = b_1 + b_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{m=1}^r b_{4m} \Delta x_{t-m} + \sum_{n=1}^s b_{5n} \Delta y_{t-n} + \mu_x \quad (3.22)$$

3.2 แนวคิดและทฤษฎีเกี่ยวกับความเจริญเติบโตของการผลิต (Concept of total production growth)

ในขบวนการผลิตใดๆ ความเจริญเติบโตของ การผลิตหรือผลผลิต จะเกิดขึ้นได้โดยมีแหล่งที่มาจากการปัจจัยสำคัญ 2 ประการ คือ ความเจริญเติบโตของ การผลิตหรือผลผลิตที่เป็นผลเนื่องมาจาก การขยายตัวหรือการเพิ่มปริมาณการใช้ปัจจัยการผลิต (total input growth) ซึ่งจะทำให้เกิดการขยายตัวของผลผลิตที่เคลื่อนที่ไปตามเส้นฟังก์ชันการผลิต (production function) เดิม และความเจริญเติบโตที่เป็นผลเนื่องมาจากความเจริญเติบโตของผลิตภัพการผลิตโดยรวม (total productivity growth) ซึ่งเป็นการเพิ่มขึ้นของผลผลิตโดยการเคลื่อนย้าย (shift) ของเส้นฟังก์ชันการผลิตไปสู่อีกเส้นหนึ่งที่สูงขึ้น โดยการเพิ่มขึ้นของผลผลิตดังกล่าวไม่จำเป็นต้องเพิ่มหรือขยายการใช้ปริมาณปัจจัยการผลิตใดๆ ให้มากขึ้นเลย (ไพบูลย์, 2541) ซึ่งความเจริญเติบโตของผลิตภัพการผลิตโดยรวม สามารถจำแนกออกเป็น 2 ส่วน คือ การปรับปรุงหรือพัฒนาด้านประสิทธิภาพการผลิต (technical efficiency change) และความก้าวหน้าหรือการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยี (technological change) โดยการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยีสามารถแบ่งออกได้ 2 ส่วน คือ การเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยีแบบเป็นกลาง (neutral technological change) และการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยีแบบ biased (biased technological change)

เมื่อพิจารณาрубบที่ 3.1 ซึ่งแสดงให้เห็นถึงเส้นฟังก์ชันพร้อมด้วยการผลิตของผู้ผลิตในสองช่วงเวลา คือ Frontier 1 และ Frontier 2 ตามลำดับ ซึ่งถ้ากำหนดให้ผู้ผลิตทำการผลิตอย่างมีประสิทธิภาพสูงสุด ดังนั้นผู้ผลิตต้องทำการผลิตอยู่บนเส้นพร้อมด้วยการผลิตดังกล่าว แต่ในการผลิตจริง ผู้ผลิตทำการผลิตณ ระดับผลผลิต Y_1 และ Y_2 ณ เวลาที่ T_1 และ T_2 ตามลำดับ ผู้ผลิตสามารถขยายการผลิตให้เพิ่มสูงขึ้นได้ใน 2 กรณี คือ จากการขยายตัวหรือเพิ่มปริมาณการใช้ปัจจัยการผลิตจาก X_1 เป็น X_2 ซึ่งจะทำให้ผลผลิตสามารถขยายตัวเพิ่มขึ้นไปสู่ระดับผลผลิตที่จุด Y_1'' และกรณีที่สอง คือ เกิดความเจริญเติบโตของผลิตภัพการผลิตโดยรวมขึ้น ทำให้ปริมาณผลผลิตเพิ่มขึ้น โดยที่มีระดับการใช้ปัจจัยการผลิตขนาดเท่าเดิม นั่นคือ ระดับผลผลิตที่เพิ่มขึ้นไปอยู่ที่ Y_2'' ณ ระดับการใช้ปัจจัยการผลิตเท่ากับ X_1 และถ้าหากผู้ผลิตมีการเพิ่มการใช้ปัจจัยการผลิตควบคู่ไปด้วยจะส่งผลทำให้ผลผลิตขยายตัวไปตามเส้นพร้อมด้วยการผลิต Frontier 2 ไปจนถึงระดับผลผลิต Y_2''' ดังแสดงในรูปที่ 3.1 โดยสามารถแสดงความเติบโตของ การผลิตหรือผลผลิตที่เกิดจากการเติบโตของการใช้ปัจจัยการผลิต การเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยี และการปรับปรุงประสิทธิภาพการผลิตเมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไปได้ดังนี้

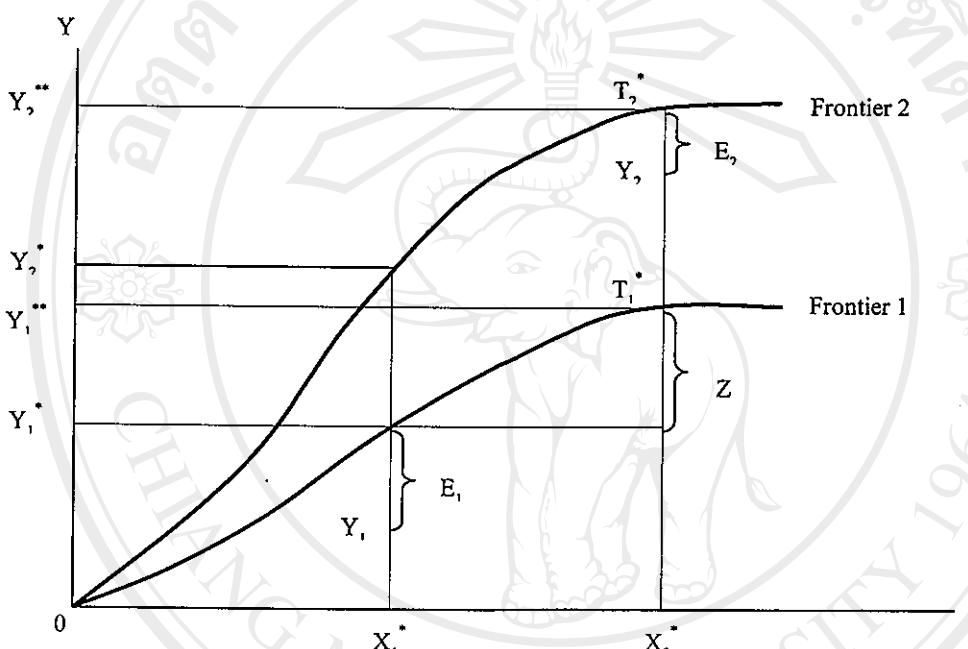
$$(Y_2 - Y_1) = Z + (Y_2^{**} - Y_1^{**}) + (E_2 - E_1)$$

โดยที่ $(Y_2 - Y_1)$ คือ ความเจริญเติบโตของผลิตหรือผลผลิต

Z คือ ความเจริญเติบโตของการผลิตเนื่องมาจากการใช้ปัจจัยการผลิต

$(Y_2^{**} - Y_1^{**})$ คือ ความเจริญเติบโตของการผลิตเนื่องมาจากการเปลี่ยนแปลงประสิทธิภาพการผลิต

$(E_2 - E_1)$ คือ ความเจริญเติบโตของการผลิตเนื่องมาจากการเปลี่ยนแปลงทางเทคโนโลยี



รูปที่ 3.1 ผลกระทบของการเจริญเติบโตของการผลิตที่เกิดจาก การเพิ่มการใช้ปัจจัยการผลิต การเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยี และประสิทธิภาพการผลิต

ที่มา : ตัดแปลงมาจาก Wang, 1996

3.2.1 แนวคิดทางกฤษฎีเกี่ยวกับเส้นพรมแคนเชิงเพ็นสุ่ม (Stochastic Frontier)

แนวคิดเกี่ยวกับเส้นพรมแคนเชิงเพ็นสุ่ม (stochastic frontier) ได้ถูกนำเสนอ โดย Aigner, Lovel and Schmidt (1977) และ Meeusen and Broeck (1977) (อ้างใน Sriboonchitta, and Wiboonpongse, 2000 และ Sriboonchitta, and Wiboonpongse, 2001) ต่อมา ก็ได้มีการเสนอและประยุกต์ใช้แบบจำลองเส้นพรมแคนเชิงเพ็นสุ่ม (stochastic frontier model) อื่นๆ อีกเป็นจำนวนมาก ในการวิเคราะห์ข้อมูลภาคตัดขวาง (cross sectional data) และข้อมูล panel data (ซึ่งคือค่าสังเกตที่เกิดขึ้นกัน

จากเขตของหน่วยตัดของเชตเดียว (กัน) เกี่ยวกับผู้ผลิตแบบจำลองของ Aigner, Lovell and Schmidt (1977) สามารถเขียนได้ดังนี้

$$y = \beta'x + v - u = \beta'x + \varepsilon \quad (3.20)$$

ซึ่งในรูปทั่วไปอาจเขียนได้ดังนี้

$$y = f(x, \beta) + \varepsilon \quad (3.21)$$

โดยที่

$$u = |v| \text{ และ } v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$\varepsilon = v - u$$

ซึ่ง u จะมีลักษณะเป็นการแจกแจงแบบปกติตัดปลาย (truncated normal) นั่นเอง นั่นคือ

$$f(u) = \frac{2}{\sigma_u (2\pi)^{1/2}} \exp\left(\frac{-u^2}{2\sigma_u^2}\right) \quad (u \geq 0) \quad (3.22)$$

โดย u และ v มีการแจกแจงที่เป็นอิสระต่อกัน โดยที่ถ้า u เป็นการแจกแจงแบบกึ่งปกติ (half normal) นั่นคือ u มีการแจกแจงแบบค่าสัมบูรณ์ (absolute value) ของ $N(0, \sigma_u^2)$ แล้วค่าเฉลี่ย และค่าความแปรปรวนของประชากรของ u สามารถเขียนได้ดังนี้

$$E(u) = \sigma_u (2/\pi)^{1/2} \quad (3.23)$$

$$V(u) = \sigma_u^2 (\pi - 2)/\pi \quad (3.24)$$

- u นี้เป็นค่าความคลาดเคลื่อนข้างเดียว ซึ่งหมายความว่า แต่ละค่าสังเกตจะอยู่บนเส้นพรมแดน หรือต่ำกว่าเส้นพรมแดนเสมอ - u นี้ก็คือ ความไม่มีประสิทธิภาพทางเทคนิค (technical inefficiency) สำหรับ v นั่นก็คือ ค่าความคลาดเคลื่อนตามปกติที่มีการกระจายไปได้ทั้งสองข้าง (two-sided error) ซึ่งทำให้เกิดการเคลื่อนแบบสุ่มของเส้นพรมแดนอันเนื่องมาจากเหตุการณ์ภายนอกในเชิง บวกและเชิงลบต่อเส้นพรมแดน (Maddala, 1983)

การแจกแจงของค่าสัมบูรณ์ (absolute value) ของตัวแปรที่มีการแจกแจงปกติจะมีลักษณะที่ไม่ใช่การแจกแจงปกติ (nonnormal) ε ซึ่งก็คือค่า $v - u$ มีลักษณะไม่สมมาตร (asymmetric) ระดับขั้นของความไม่สมมาตรนั้นดูได้จากค่าพารามิเตอร์ $\lambda = \sigma_v / \sigma_u$ ถ้า λ ใหญ่ขึ้น ความไม่สมมาตร ก็จะมีมากขึ้น ในทางตรงกันข้ามถ้า λ มีค่าเท่ากับศูนย์ก็จะได้ว่า $\varepsilon = v$ ซึ่งก็คือการแจกแจงแบบปกติ ค่าคาดหมาย (expected value) ของ ε คือ

$$E(v - |u|) = \mu_u = -\left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2} \sigma_u \quad (3.25)$$

อย่างไรก็ตาม Aigner, Lovel and Schmidt (1977) (อ้างใน Sriboonchitta, and Wiboonpongse, 2000 และ Sriboonchitta, and Wiboonpongse, 2001) ได้แสดงให้เห็นว่าวิธีการความน่าจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood) สามารถที่จะนำมาใช้ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ทุกตัว สำหรับการวัดความไม่มีประสิทธิภาพเฉลี่ย (average inefficiency) Aigner, Lovel and Schmidt (1977) แนะนำให้ใช้ $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ และ $E(-u) = \left(2^{1/2} / \pi^{1/2}\right) \sigma_u$ ถ้าฟังก์ชันการผลิต (production function) มีลักษณะเป็น Cobb-Douglas โดยที่เทอมความคลาดเคลื่อนอยู่ในรูปของกรูณกันดังต่อไปนี้

$$Y = AK^a L^i e^{-u} e^v \quad (3.26)$$

โดยที่ Y = ผลผลิต

A = ค่าคงที่

K = ปัจจัยการผลิต K

L = ปัจจัยการผลิต L

e = exponential

a, i = ค่าพารามิเตอร์ของปัจจัยการผลิต K และ L

$-u$ = one side error term คือ ค่าความคลาดเคลื่อนข้างเดียว ซึ่งหมายความว่า แต่ละค่าสังเกตจะอยู่บนเส้นพรมแคนหรือต่ำกว่าเส้นพรมแคนเสมอ $-u$ ก็ คือ ความไม่มีประสิทธิภาพทางเทคนิค (technical inefficiency)

v = two side error term คือ ค่าความคลาดเคลื่อนตามปกติที่มีการกระจายไปได้ทั้งสองข้าง ซึ่งทำให้เกิดการคลาดเคลื่อนแบบสุ่มของเส้นพรมแคนอันเนื่องมาจากการล้วงภายนอกเชิงบากและเชิงลบต่อเส้นพรมแคน

ดังนั้นประสิทธิภาพทางเทคนิค (technical efficiency) ที่เหมาะสมก็จะเป็น

$$e^{-u} = y / (AK^a L^i e^v) \quad (3.27)$$

และ โดยที่ $-u$ มีการกระจายแบบกึ่งปกติ (half normal) ค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพทางเทคนิค (technical efficiency) ก็สามารถหาได้ดังนี้ (Maddala, 1983 อ้างโดยทรงศักดิ์ ศรีนุญจิตต์, 2542)

$$TE = \exp(-u) = E(e^{-u}) = 2 \exp\left(\frac{\sigma_u^2}{2}\right) [1 - \phi(\sigma_u)] \quad (3.28)$$

ตามวิธีของ Jondrow *et al.* (1982) กล่าวว่า ความไม่มีประสิทธิภาพทางการผลิตหรือทางเทคนิคสำหรับแต่ละค่าสังเกตสามารถคำนวณได้จากค่าคาดหมาย (expected value) ของ u สำหรับค่าสังเกตแต่ละค่าสามารถที่จะนำมาได้จากการแจกแจงแบบมีเงื่อนไข (conditional distribution) ของ u โดยกำหนด ε มาให้ ภายใต้การแจกแจงแบบปกติสำหรับ v และการแจกแจงแบบกึ่งปกติ (half normal) สำหรับ u ค่าคาดหมาย (expected value) ของความไม่มีประสิทธิภาพของหน่วยการผลิตแต่ละหน่วย โดยกำหนด ε มาให้สามารถหาได้ดังนี้

$$TI_i = E(u/\varepsilon) = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \left[\frac{\phi(\varepsilon\lambda/\sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon\lambda/\sigma)} - \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} \right] \quad (3.29)$$

โดยที่ TI คือ Technical Efficiency

E คือ expectation operator

$\phi(\cdot)$ คือ พิنج์ชันความหนาแน่น (density function) ของการแจกแจงปกติมาตรฐาน

$\Phi(\cdot)$ คือ พิنج์ชันการกระจาย (distribution function) ของการแจกแจงปกติมาตรฐาน

$$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$$

$$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$$

อย่างไรก็ตาม Aigner, Lovell and Schmidt (1977) (อ้างใน Sriboonchitta, and Wiboonpongse, 2000 และ Sriboonchitta, and Wiboonpongse, 2001) ได้แสดงให้เห็นว่าวิธีการความควรจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood) สามารถที่จะนำมาใช้ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ทุกด้าน สำหรับการวัดความไม่มีประสิทธิภาพเฉลี่ย (average inefficiency) และ Aigner, Lovell and Schmidt (1977) แนะนำให้ใช้ $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ และ $E(-u) = \left(2^{1/2} / \pi^{1/2}\right) \sigma_u$

3.3 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

3.3.1 แบบจำลองพรมแคนการผลิตแบบเชิงเพื่อนบุ่ม (Stochastic production frontier)

ในการศึกษาโดยใช้แบบจำลองโโคินทิเกรชันและเออร์เรอโคเรคชัน สำหรับการประเมินประสิทธิภาพการผลิตการเกษตรในภาคเหนือของประเทศไทยในช่วงปี พ.ศ. 2520 - 2542 ครั้งนี้ จะใช้วิธีแบบมีพารามิเตอร์ (parametric approach) เป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ ดังนี้เด่น

พร้อมแคนการผลิตที่มีลักษณะเชิงเพื่นสุ่ม (stochastic production frontier) สามารถแสดงดังสมการที่ (3.30) ดังนี้

$$\begin{aligned}
 \ln Y_{it} = & i_0 + i_L \ln L_{it} + i_A \ln A_{it} + i_{IR} \ln IR_{it} + i_{FE} \ln FE_{it} + i_{RA} \ln RA_{it} + i_{CR} \ln CR_{it} \\
 & + i_{LT} \ln(L_{it}T) + i_{AT} \ln(A_{it}T) + i_{IRT} \ln(IR_{it}T) + i_{FET} \ln(FE_{it}T) + i_{RAT} \ln(RA_{it}T) \\
 & + i_{CRT} \ln(CR_{it}T) + i_{LL} \ln(L_{it})^2 + i_{AA} \ln(A_{it})^2 + i_{II} \ln(IR_{it})^2 + i_{FF} \ln(FE_{it})^2 \\
 & + i_{RR} \ln(RA_{it})^2 + i_{CC} \ln(CR_{it})^2 + i_{LA} \ln(L_{it})(\ln A_{it}) + i_{LU} \ln(L_{it})(\ln IR_{it}) \\
 & + i_{LF} (\ln L_{it})(\ln FE_{it}) + i_{LR} (\ln L_{it})(\ln RA_{it}) + i_{LC} (\ln L_{it})(\ln CR_{it}) \\
 & + i_{AI} (\ln A_{it})(\ln IR_{it}) + i_{AF} (\ln A_{it})(\ln FE_{it}) + i_{AR} (\ln A_{it})(\ln RA_{it}) \\
 & + i_{AC} (\ln A_{it})(\ln CR_{it}) + i_{IF} (\ln IR_{it})(\ln FE_{it}) + i_{IR} (\ln IR_{it})(\ln RA_{it}) \\
 & + i_{IC} (\ln IR_{it})(\ln CR_{it}) + i_{FR} (\ln IR_{it})(\ln RA_{it}) + i_{FC} (\ln FE_{it})(\ln CR_{it}) \\
 & + i_{RC} (\ln RA_{it})(\ln CR_{it}) + i_{TT} T + i_{TT} T^2 + \ln(e^{u_t}) + v_{it}
 \end{aligned} \tag{3.30}$$

กำหนดให้

$i = 1, 2, \dots, 6$ คือ จำนวนเขตเกษตรเศรษฐกิจของประเทศไทย

$t = 1, 2, \dots, 23$ คือ ช่วงเวลาที่ทำการศึกษาตั้งแต่ปี พ.ศ. 2520 - 2542

ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

Y_{it} คือ มูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคเกษตรและสาขาอุตสาหกรรม ณ ระดับราคากองที่ปี พ.ศ. 2531 ของเขตเกษตรเศรษฐกิจที่ i ในปีที่ t (หน่วย : พันบาท)

L_{it} คือ จำนวนแรงงานที่ใช้ในภาคการเกษตรของเขตเกษตรเศรษฐกิจที่ i ในปีที่ t (หน่วย : คน)

A_{it} คือ พื้นที่เพาะปลูกพืช ซึ่งมีค่าเท่ากับผลบวกของพื้นที่เพาะปลูกข้าว (นา) และนาปรัง) พื้นที่ไร่ พื้นผัก ไม่ผลของเขตเกษตรเศรษฐกิจที่ i ในปีที่ t (หน่วย : ไร่)

IR_{it} คือ พื้นที่ชลประทานของเขตเกษตรเศรษฐกิจที่ i ในปีที่ t (หน่วย : ไร่)

FE_{it} คือ ปริมาณปุ๋ยเคมีที่ใช้ในภาคการเกษตรที่รวมจากห้องน้ำมูลปุ๋ยเคมีขององค์การตลาดเพื่อเกษตรกร (สำนักงานทรัพยากรบุคคล) ของเขตเกษตรเศรษฐกิจที่ i ในปีที่ t (หน่วย : ตัน)

RA_{it} คือ ปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยของเขตเกษตรเศรษฐกิจที่ i ในปีที่ t (หน่วย : มิลลิเมตร)

CR_{it} คือ ปริมาณสินเชื่อเพื่อการเกษตรของธนาคารเพื่อการเกษตรและสหกรณ์การเกษตรของเขตเกษตรเศรษฐกิจที่ i ในปีที่ t (หน่วย : พันบาท)

T	คือ แนวโน้มของเวลา $t = 1$ สำหรับปี 2520,..., $t = 23$ สำหรับปี 2542
u_{it}	คือ ค่าความคลาดเคลื่อนที่ซึ่งระดับความไม่มีประสิทธิภาพการผลิตของเขต เกษตรรายสูกิจที่ i ในปีที่ t โดยที่ u_{it} มีการกระจายข้างเดียว (one - side distribution) และ $u_{it} \leq 0$
v_{it}	ค่าความคลาดเคลื่อนของมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคการเกษตรที่เกิดจาก ปัจจัยที่ไม่สามารถควบคุมได้ของเขตเกษตรรายสูกิจที่ i ในปีที่ t

เมื่อได้กำหนดรูปแบบของสมการการผลิตเบื้องต้นที่จะใช้ในการวิเคราะห์แล้ว จึงนำตัวแปรที่ต้องการศึกษาที่ได้นำไปทดสอบโดยอินพุตเกรชันและเออร์เรอคอมเรชันเพื่อทดสอบว่าตัวแปรต่างๆ เหล่านี้มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพระยะยาวหรือไม่ เมื่อทำการทดสอบตัวแปรที่ได้จากวิเคราะห์โดยอินพุตเกรชันและเออร์เรอคอมเรชัน ก็สามารถนำตัวแปรที่ผ่านการคัดเลือกเหล่านี้นำไปทำการประมาณหาค่าพารามิเตอร์ของสมการพร้อมแคนการผลิต และจากสมการที่ 3.30 ซึ่งก็คือสมการพร้อมแคนการผลิตที่มีลักษณะเชิงฟื้นสูม (Stochastic production frontier) และในการศึกษารังนี้ใช้โปรแกรมสำเร็จรูปในการหาค่าประมาณของตัวพารามิเตอร์ที่เกี่ยวข้องกับแบบจำลองพร้อมแคนที่มีลักษณะเชิงฟื้นสูม ด้วยโปรแกรม Limdep version 7.0

สำหรับการพิจารณาว่ารูปแบบฟังก์ชันการผลิตแบบใดที่มีความเหมาะสมโดยทดสอบรูปแบบการผลิตซึ่งแบ่งเป็น 3 รูปแบบด้วยกัน คือ

รูปแบบแรก เป็นการกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ของเทอมที่แสดงความมีปฏิสัมพันธ์กัน (interaction term) ระหว่างปัจจัยการผลิตกับปัจจัยการผลิตและค่าสัมประสิทธิ์ของเทอมที่แสดงความมีปฏิสัมพันธ์กันระหว่างเวลาภัยกับเวลาภัยค่าเท่ากับศูนย์ เพื่อทดสอบว่าสมการพร้อมแคนการผลิตอยู่ในรูปแบบ Cobb – Douglas หรือไม่

รูปแบบที่สอง เป็นการกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ของเทอมที่แสดงความมีปฏิสัมพันธ์กัน (interaction term) ระหว่างปัจจัยการผลิตกับเวลาภัยค่าเท่ากับศูนย์ เพื่อทดสอบว่าสมการพร้อมแคนการผลิตอยู่ในรูปแบบ translog กรณีที่ใส่ข้อจำกัดว่าการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยีมีเพียงการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยีแบบเป็นกลาง (neutral technological change) เท่านั้นหรือไม่

รูปแบบที่สาม เป็นการกำหนดให้ค่าสัมประสิทธิ์ของเทอมที่แสดงความมีปฏิสัมพันธ์กัน (interaction term) ระหว่างปัจจัยการผลิตกับปัจจัยการผลิตมีค่าเท่ากับศูนย์ เพื่อทดสอบว่าสมการพร้อมแคนการผลิตอยู่ในรูปแบบ translog กรณีที่ใส่ข้อจำกัดว่าการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยีมีเพียงการเปลี่ยนแปลงทางด้านเทคโนโลยีแบบเอียง (biased technological change) เท่านั้นหรือไม่

ซึ่งสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมุติฐานต่างๆ นั้น จะใช้ค่า Likelihood Ratio Statistic test (LR test) ในการทดสอบ โดยใช้การกระจายแบบ Chi – square ณ ระดับของศ้าแห่งความเป็นอิสระ (degree of freedom) เท่ากับจำนวนของข้อจำกัดที่ใส่ในข้อสมมุติฐานหลักสำหรับใช้หาช่วงวิกฤติเพื่อการตัดสินใจ (Coelli, 1996) ซึ่งสูตรในการคำนวณค่า LR test แสดงได้ดังนี้

$$LR = - 2 \ln [L(H_0) / L(H_1)] = - 2 [\ln L(H_0) - \ln L(H_1)] \quad (3.31)$$

โดยที่

$L(H_0)$ คือ ค่า log likelihood function ของแบบจำลองพร้อมเดนการผลิตที่ใส่ข้อจำกัดตามข้อสมมุติฐานหลัก

$L(H_1)$ คือ ค่า log likelihood function ของแบบจำลองพร้อมเดนการผลิตที่ไม่มีข้อจำกัดใดๆ ซึ่งเป็นแบบจำลองที่ใช้ในการเปรียบเทียบ

เมื่อได้รูปแบบพิงก์ชันการผลิตที่เหมาะสมสมสำหรับการวิเคราะห์แล้ว ก็ทำการประมาณหาค่าพารามิเตอร์ของสมการพร้อมเดนนั้นและคำนวณหาระดับประสิทธิภาพการผลิตของแต่ละเขตเกษตรเศรษฐกิจในแต่ละปี โดยได้จากการประมาณด้วยวิธี Maximum Likelihood Estimate ของแต่ละเขตเกษตรเศรษฐกิจในแต่ละช่วงเวลา แล้วนำเอามูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมดังกล่าวไปคำนวณหาค่าความคาดเคลื่อนรวม (E_x) โดยการนำมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคเกษตรที่ได้รับจริงนำมาลบออก เมื่อทราบค่าความคาดเคลื่อนรวมแล้ว จึงทำการคำนวณหาระดับประสิทธิภาพการผลิตโดยรวมได้

3.4 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

- 1) ข้อมูลของมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคการเกษตรเฉพาะสาขากลิกรรมของแต่ละเขตเกษตรเศรษฐกิจ ในช่วงปี พ.ศ. 2520 – 2542 นั้นเป็นผลรวมของมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคการเกษตรเฉพาะสาขากลิกรรมของแต่ละจังหวัดที่อยู่ในเขตเกษตรเศรษฐกิจเดียวกัน โดยรวมรวมได้จากสมุดรายงานสถิติรายจังหวัด สมุดรายงานสถิติภาคหนึ่ง ซึ่งจัดทำโดยสำนักงานสถิติจังหวัด สำนักงานสถิติแห่งชาติ สำนักนายกรัฐมนตรี และจากรายงานสถิติผลิตภัณฑ์ภาคและจังหวัด ที่จัดทำโดยกองบัญชีประจำชาติ สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ เพื่อให้เกิดเป็นปัจจัยและอิทธิพลจากผลกระทบภาวะราคาหรือภาวะเงินเพื่อ ดังนั้นมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคการเกษตรที่นำมาใช้ในการศึกษาจะเป็นมูลค่าที่ถูกปรับโดย GDP Deflator ของมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคการเกษตร ปีฐาน พ.ศ. 2531 เพื่อให้เป็นมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคการเกษตร

เฉพาะสาขากสิกรรม ณ ราคาคงที่ (constant price) ปี พ.ศ. 2531 โดยผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคเกษตรและสาขากสิกรรม ปีฐาน พ.ศ. 2531 ได้จากการคำนวณโดยใช้สูตรดังต่อไปนี้

$$\text{GDP Ag Deflator at 1988} = \frac{\text{(GDP Ag at current price)} \times 100}{\text{GDP Ag at constant 1988 price}}$$

โดยที่

GDP Ag Deflator 1988 คือ GDP Deflator ของข้อมูลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภาคการเกษตรเฉพาะสาขากสิกรรมของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2531

GDP Ag at current price คือ บุคลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมสาขากสิกรรมเกษตรและสาขากสิกรรมของประเทศไทย ณ ราคายield ปี

GDP Ag at constant 1988 price คือ บุคลค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมสาขากสิกรรมเกษตรและสาขากสิกรรมของประเทศไทย ณ ราคาคงที่ปี พ.ศ. 2531

2) ข้อมูลขนาดพื้นที่เพาะปลูกของพืชแต่ละเขตเกษตรเศรษฐกิจ ในช่วงปี พ.ศ. 2520 – 2542 นี้เป็นผลรวมของเนื้อที่เพาะปลูกข้าว (ข้าวนาปีและข้าวน้ำปรัง) พืชผัก และไม้ผลของแต่ละจังหวัดที่อยู่ในเขตเกษตรเศรษฐกิจเดียวกัน โดยข้อมูลเนื้อที่เพาะปลูกของพืชแต่ละชนิด ทำการรวมรวมจากสถิติการเกษตรของประเทศไทยปีการเพาะปลูกต่างๆ ซึ่งจัดทำโดยศูนย์สารสนเทศการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์

3) ข้อมูลจำนวนแรงงานภาคการเกษตรของแต่ละเขตเกษตรเศรษฐกิจ ในช่วงปี พ.ศ. 2520 – 2542 นี้ เป็นผลรวมจากข้อมูลของจำนวนแรงงานภาคการเกษตรของแต่ละจังหวัดที่อยู่ในเขตเกษตรเศรษฐกิจเดียวกัน จัดทำโดยสำนักงานสถิติแห่งชาติ สำนักนายกรัฐมนตรี

4) ข้อมูลขนาดเนื้อที่ชลประทานของแต่ละเขตเกษตรเศรษฐกิจ และ ในช่วงปี พ.ศ. 2520 – 2542 รวมมาจากสถิติการเกษตรของประเทศไทยปีการเพาะปลูกต่างๆ ซึ่งจัดทำโดยศูนย์สารสนเทศการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์

5) ข้อมูลปุ๋ยเคมีที่ใช้ในการเกษตรของเกษตรกร ใช้ข้อมูลปริมาณปุ๋ยท่องค์การตลาดเพื่อการเกษตรที่จำหน่ายให้เกษตรกรของแต่ละเขตเกษตรเศรษฐกิจ ในช่วงปี พ.ศ. 2520 – 2542 รวมมาจากสถิติการเกษตรของประเทศไทยปีการเพาะปลูกต่างๆ ซึ่งจัดทำโดยศูนย์สารสนเทศการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์

6) ข้อมูลปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยของแต่ละเขตเกณฑ์เศรษฐกิจ ในช่วงปี พ.ศ. 2520 – 2542 รวบรวมจากข้อมูลปริมาณน้ำฝนเฉลี่ยของแต่ละจังหวัดที่อยู่ในเขตเกณฑ์เศรษฐกิจเดียวกัน ซึ่งจัดทำโดยสำนักงานอุตสาหกรรม กรมชลประทาน กระทรวงเกษตรและสหกรณ์

7) ข้อมูลปริมาณสินเชื่อเพื่อการเกษตรของธนาคารเพื่อการเกษตรและสหกรณ์การเกษตร ของแต่ละเขตเกณฑ์เศรษฐกิจ ในช่วงปี พ.ศ. 2520 – 2542 เป็นผลรวมของปริมาณสินเชื่อเพื่อการเกษตรของธนาคารเพื่อการเกษตรและสหกรณ์การเกษตรของแต่ละจังหวัดที่อยู่ในเขตเกณฑ์เศรษฐกิจเดียวกัน ซึ่งได้รวบรวมจากรายงานกิจการ งบดุล งบกำไรขาดทุนในรอบปีบัญชีต่างๆ ของธนาคารเพื่อการเกษตรและสหกรณ์การเกษตร และรวบรวมจากสมุดรายงานสถิติจังหวัดและสถิติภาคเหนือ ซึ่งจัดทำโดยสำนักงานสถิติแห่งชาติ สำนักนายกรัฐมนตรี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved