

การศึกษาดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตร่วมกับการเลือกพันธุ์ข้าวด้วยวิธี

Switching Regression

ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์

Sanzidur Rahman

ในการผลิตข้าวนั้นเกษตรกรมักจะตัดสินใจเลือกพันธุ์ข้าวสำหรับปลูกเพื่อให้ได้กำไรสูงสุด พันธุ์ข้าวที่ต่างกันก็จะให้ฟังก์ชันการผลิตที่ต่างกันไปด้วย ทั้งนี้เพราะการตอบสนองต่อปัจจัยการผลิตของแต่ละพันธุ์จะมีลักษณะแตกต่างกันไป เช่น การตอบสนองต่อปริมาณปุ๋ยที่ใช้เป็นต้น การเปลี่ยนแปลงในต้นทุนแปรราคา ไม่เพียงแต่จะทำให้เกษตรกรปรับเปลี่ยนระดับการใช้ปัจจัยการผลิตเท่านั้นแต่ยังรวมถึงการเปลี่ยนฟังก์ชันการผลิตโดยผ่านการเลือกพันธุ์ข้าวด้วย ซึ่งหมายความว่า เกษตรกรจะเคลื่อนไปบนเส้นห่อหุ้ม (envelope) ของฟังก์ชันการผลิตทั้งหลายที่มาจากพันธุ์ข้าวที่มีศักยภาพชนิดต่างๆ เส้นห่อหุ้มดังกล่าว เรียกว่า meta-production function ทั้งนี้การเคลื่อนไปบนเส้นห่อหุ้มดังกล่าวก็เพื่อที่จะทำกำไรให้ได้สูงสุดนั่นเอง ซึ่งนั่นหมายความว่าเกษตรกรจะเปลี่ยน (switch) จากฟังก์ชันการผลิตหนึ่งไปยังอีกฟังก์ชันการผลิตหนึ่งนั่นเอง

เนื่องจากการตัดสินใจของเกษตรกรมีลักษณะดังกล่าว การศึกษาดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตและการเลือกพันธุ์ข้าวจึงต้องอาศัยเทคนิคทางเศรษฐมิติที่เหมาะสม ซึ่งในการศึกษานี้จะใช้ switching regression ดังจะได้อธิบายต่อไป

ขอบเขตของการศึกษาและการเก็บรวบรวมข้อมูล

การศึกษานี้จะมุ่งไปที่การปลูกข้าวหอมมะลิและการปลูกข้าวเหนียวในพื้นที่หุบเขาเชียงใหม่ ใน 6 อำเภอ ได้แก่ พร้าว สันกำแพง สันทราย ดอยสะเก็ด สันป่าตอง และแมริ่ม ในจังหวัดเชียงใหม่ ลักษณะของข้อมูลที่เก็บจะเกี่ยวข้องกับชนิดและปริมาณปัจจัยการผลิตที่ใช้ ผลผลิตที่ได้ รวมทั้งราคาของปัจจัยการผลิตและผลผลิตด้วย

แบบจำลองเชิงเศรษฐมิติ

ในการศึกษานี้จะสมมติให้เกษตรกรมีทางเลือกอยู่ 2 ทาง คือผลิตข้าวหอมมะลิหรือข้าวเหนียวเพื่อที่จะทำกำไรสูงสุด ด้วยปัจจัยการผลิตคงที่ ราคาปัจจัยผันแปรจะทำให้เกิดฟังก์ชันกำไรผันแปรสำหรับพันธุ์ข้าวสองชนิดขึ้น เกษตรกรจะเลือกปลูกข้าวหอมมะลิ ถ้าหากกำไรผันแปรจากการปลูกข้าวหอมมะลิส่งกว่าการปลูกข้าวเหนียว

ดังนั้นแบบจำลองก็จะมี 2 สถานการณ์ (regime) ของกำไร ตามสมการ (1) และ (2)

$$\pi_{qi} = P_i \beta_q + Z_i \gamma_q + \epsilon_{qi} \quad (1)$$

$$\pi_{gi} = P_i \beta_g + Z_i \gamma_g + \epsilon_{gi} \quad (2)$$

$$I_i = (\pi_{qi} - \pi_{gi}) \lambda - \epsilon_i \quad (3)$$

โดยที่	P_i	คือ เวกเตอร์ของราคาปัจจัยผันแปรและราคาผลผลิต
	Z_i	คือ เวกเตอร์ของปัจจัยคงที่
	π_{qi} และ π_{gi}	คือ ค่าไรฟันแปรของการปลูกข้าวหอมมะลิและข้าวเหนียว
	$\beta_{q'}, \beta_{g'}, \gamma_{q'}, \gamma_g$ และ λ	คือ เวกเตอร์ของพารามิเตอร์ และ

$$\epsilon_q \sim N(0, \sigma_q^2), \epsilon_g \sim N(0, \sigma_g^2), \epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

สมการ (1) และ (2) คือฟังก์ชันกำไรผันแปร สมการ (3) คือฟังก์ชันการตัดสินใจเลือกพันธุ์ข้าว และ I_i คือตัวแปรที่ไม่สามารถสังเกตได้ แต่ตัวแปรหุ่น I_i นั้นสามารถสังเกตได้ นั่นคือ ตัวแปรหุ่น I_i จะมีค่าเท่ากับ 1 ถ้าเกษตรกรปลูกข้าวหอมมะลิ และจะเป็น 0 ถ้าไม่ปลูกข้าวหอมมะลิ นั่นคือ

$$I_i = \begin{cases} 1, & \text{if } I_i^* \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

ในแปลงที่ปลูกข้าวหอมมะลิ ก็จะไม่มีการปลูกข้าวเหนียว ดังนั้นกำไรผันแปร π_i ก็จะเป็นดังนี้

$$\begin{aligned} \pi_i &= \pi_{qi} & \text{iff } I_i &= 1 \\ \pi_i &= \pi_{gi} & \text{iff } I_i &= 0 \end{aligned} \quad (5)$$

จากสมการ (1) เราจะได้

$$E(\pi_{qi} | P_i, Z_i) = P_i \beta_{qi} + Z_i \gamma_{qi}, \quad i = 1, \dots, N \quad (6)$$

ซึ่งเป็นของประชากรทั้งหมด ซึ่งสมการนี้จะให้ค่าประมาณการที่ปราศจาก bias ถ้าเป็นการประมาณการจากการสุ่มตัวอย่างจากประชากรซึ่ง คือ ขาวนา แต่ถ้าหากจากตัวอย่างที่ไม่สมบูรณ์เพราะมาจากชาวนาที่ปลูกข้าวหอมมะลิเท่านั้น สมการถดถอยก็สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\begin{aligned} E(\pi_{qi} | P_i, Z_i, \text{sample selection rule}) \\ = P_i \beta_{qi} + Z_i \gamma_{qi} + E(\epsilon_{qi} | \text{sample selection rule}), \quad i = 1, \dots, N_1 \end{aligned} \quad (7)$$

โดยที่ไม่เสียความเป็นสากล เราจะสมมติว่าจำนวนค่าสังเกต N_i นั้นเป็นข้อมูลของ π_q อย่างไรก็ดี ถ้า conditional expectation ของ ϵ_q มีค่าเท่ากับศูนย์ การถดถอยจากตัวอย่างที่ไม่สมบูรณ์ก็จะให้ค่าประมาณการของ β_q และ γ_q ที่มีลักษณะเป็น unbiased แต่ตามทฤษฎีแล้ว ค่า conditional expectation ของ ϵ_q มีค่าไม่เท่ากับศูนย์ในแบบจำลองที่มี truncation bias จึงเกิดขึ้น ดังนั้น bias ที่เกิดขึ้นจากการเลือกสามารถจะตีความหมายได้ว่า เป็น bias ที่เกิดจาก specification error โดยมีการละทิ้ง conditional mean ซึ่งเป็นเสมือนหนึ่งตัวแปรอธิบายไป (Heckman, 1976)

อย่างไรก็ตาม เหตุการณ์ดังสมการ (8) ข้างล่างนี้ไม่น่าที่จะเกิดขึ้นได้โดยทั่วๆ ไป นั่นคือ

$$E(\epsilon_q | I_i = 1) = 0, E(\epsilon_q | I_i = 0) = 0 \quad (8)$$

เหตุการณ์นี้จะเกิดขึ้นได้ก็เฉพาะกรณีพิเศษจริงๆ เท่านั้น (Lee, 1978) ในแบบจำลองนี้ถ้าสมมติให้ $\lambda > 0$ ก็จะเป็นไปได้ที่ว่า ค่าสังเกต $I_i = 1$ จะทำให้ ϵ_q มีค่าเป็นบวก หรือ ϵ_q มีค่าเป็นลบ

การประมาณค่า

ฟังก์ชันกำไรผันแปร สมการ (1) และ (2) อาจจะแทนด้วยฟังก์ชันแบบ Transcendental Logarithm หรือที่เรียกสั้นๆว่า translog function ซึ่งเป็นฟังก์ชันที่มีข้อจำกัดน้อยกว่าฟังก์ชันแบบ Cobb-Douglas (Pitt, 1983) ฟังก์ชันกำไรผันแปรแบบ translog สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \pi' &= \alpha_0 + \alpha_i \sum_i \ln P'_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_h \gamma_{ih} \ln P'_i \ln P'_h + \sum_i \sum_k \delta_{ik} \ln P'_i \ln Z_k + \sum_k \beta_k \ln Z_k \\ &+ \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \psi_{kj} \ln Z_j \end{aligned} \quad (9)$$

โดยที่ $\gamma_{ih} = \gamma_{hi}$ สำหรับทุกค่าของ h และ i และฟังก์ชันนี้เป็น homogenous of degree one ในราคาของทุกปัจจัยการผลิตและราคาของผลผลิต ค่าจำกัดความของตัวแปร และสัญลักษณ์ที่ใช้มีดังนี้ π' คือกำไรผันแปร (ซึ่งคือรายได้รวมลบด้วย ต้นทุนปัจจัยผันแปร) และถูก normalized ด้วย P_y (ราคาผลผลิต); P'_i คือราคาปัจจัยผันแปร X_i ซึ่งถูก normalized ด้วย P_y ; Z_k คือปริมาณของปัจจัยการผลิตคงที่ที่ k ; $\ln$ คือ natural logarithm; $\alpha_0, \alpha_i, \gamma_{ih}, \delta_{ik}, \beta_k, \psi_{kj}$ คือ พารามิเตอร์

จากฟังก์ชันกำไรสมการ (9) เราสามารถได้สมการ (10) (Diewert, 1974 ; Sidhu and Baanante, 1981) ดังนี้

$$S_i = -\frac{P'_i X_i}{\pi'} = \frac{\partial \ln \pi'}{\partial \ln P'_i} = \alpha_i + \sum_h \gamma_{ih} \ln P'_h + \sum_k \delta_{ik} \ln Z_k \quad (10)$$

โดยที่ S_i คือ เรโซของค่าใช้จ่ายผันแปรสำหรับปัจจัยการผลิตที่ i ต่อ กำไรผันแปร กำไรและดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตผันแปรสามารถหาได้พร้อมๆ กัน และภายใต้พฤติกรรมระดับพารามราคปัจจัยการผลิตที่ถูก normalized แล้ว และปริมาณของปัจจัยคงที่จะถือว่าเป็นปัจจัยภายนอก (exogenous variables)

การประมาณค่าฟังก์ชันกำไรผันแปรสมการ (7) สามารถทำได้โดยใช้ two-stage switching regression method (Lee, 1978 ; Heckman, 1976) วัตถุประสงค์ที่ใช้วิธีดังกล่าวนี้ก็เพื่อที่จะปรับค่าความคลาดเคลื่อนของฟังก์ชันการผลิตให้มีค่า mean เป็นศูนย์ สำหรับสมการการเลือกเมล็ดพันธุ์ที่เป็นแบบ reduced form นั้นสามารถหามาได้โดยการแทนสมการฟังก์ชันกำไร (1) และสมการ (2) ลงในสมการ (3) ซึ่งได้ดังนี้

$$I_i = \theta_0 + P_i \theta_1 + Z_i \theta_2 - \epsilon'_i \quad (11)$$

สมการ (11) นี้ก็คือสมการแบบ probit การประมาณค่าแบบ probit ทำให้สามารถแสดงถึงผล กระทบของราคาและปัจจัยคงที่มีต่อความน่าจะเป็นที่ชาวนาจะปลูกข้าวหอมมะลิ และถ้า joint density ของ ϵ_{q_i} , ϵ_{q_i} และ ϵ_i เป็น multivariate normal เราก็จะได้ conditional expectation ทางขวามือของสมการ (7) ดังนี้

$$E(\epsilon_{q_i} | I_i = 0) = \sigma_{\epsilon'_i} \left(\frac{-f(\phi_i)}{F(\phi_i)} \right) \quad (12)$$

โดยที่ F คือ cumulative normal distribution และ f คือ density function โดยคิด ณ ค่า ϕ_i
 $F(\phi_i)$ คือความน่าจะเป็นที่ π_{q_i} จะได้มา

ในวิธี two-stage นี้จะใช้ $-f(\phi_i)/F(\phi_i)$ และ $f(\phi_i)/[1-F(\phi_i)]$ เป็นตัวแปรทางขวามือของสมการกำไรของข้าวหอมมะลิ และข้าวเหนียวตามลำดับ เพื่อขจัดปัญหา bias ค่าประมาณการของ ϕ_i ก็คือ $\hat{\theta}_0 + P_i \hat{\theta}_1 + Z_i \hat{\theta}_2$ จากสมการ (11) โดยที่ $\hat{\theta}_0$, $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$ ได้จากการใช้วิธี probit Maximum Likelihood ดังนั้นภายใต้เงื่อนไขเกี่ยวกับการเลือกพันธุ์ข้าว สมการกำไรผันแปรสำหรับข้าวหอมมะลิจะเป็นดังนี้

$$\pi_{q_i} = P_i \beta_q + Z_i \gamma_q + \sigma_{\epsilon'_i} \left(\frac{-f(\phi_i)}{F(\phi_i)} \right) + \xi_{q_i} \quad (13)$$

โดยที่ f คือ density function และ F คือ distribution function ของ standard normal, $\phi_i = \theta_0 + P_i \beta_q + Z_i \gamma_q$, และ $\delta_{1\epsilon} = \text{Cov}(\epsilon_{q_i}, \epsilon_i)$

ในทำนองเดียวกัน ฟังก์ชันกำไรผันแปรสำหรับข้าวเหนียวจะเป็น

$$\pi_{gi} = P_i \beta_g + Z_i \gamma_g + \sigma_{2\epsilon'} \left(\frac{-f(\phi_i)}{F(\phi_i)} \right) + \xi_g \quad (14)$$

โดยที่ $\sigma_{2\epsilon'} = \text{Cov}(\epsilon_g, \epsilon')$

สมการ (13) และ (14) สามารถหามาได้โดยใช้ Ordinary Least Squares (OLS) อย่างไรก็ดีตามเพื่อจะได้ค่าประมาณการสำหรับพารามิเตอร์ที่มีประสิทธิภาพ Zellner's Seemingly Unrelated Regression estimator (SURE) จะถูกนำมาใช้ (Heckman, 1976)

ค่าประมาณการสำหรับสัมประสิทธิ์ในฟังก์ชันกำไรที่ได้จากวิธีการ two-stage มีคุณสมบัติ consistent (Lee, 1978) และสำหรับสูตรในการคำนวณ asymptotic variance นั้นดูได้จาก Lee et al. (1980)

สำหรับตัวแปรอธิบาย หรือตัวแปรอิสระในการศึกษานี้ได้แก่ ราคาปัจจัยผันแปร (ราคาปุ๋ย ค่าจ้างแรงงาน ค่าจ้างแทรกเตอร์) และระดับของปัจจัยคงที่ (ที่ดิน ทุน)

ความยืดหยุ่นของดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิต

หลังจากที่ได้ค่าประมาณการของพารามิเตอร์ของสมการ (9) และ (10) แล้ว โดยวิธี two-stage switching regression ดังได้กล่าวมาแล้ว เราสามารถคำนวณหาความยืดหยุ่นของดีมานด์สำหรับปัจจัยผันแปรและความยืดหยุ่นของซัพพลายของผลผลิตได้โดยคำนวณ ณ ค่าเฉลี่ย ของ S_i และ ณ ระดับราคาของปัจจัยการผลิตผันแปรและระดับของปัจจัยคงที่ที่กำหนดให้

จากสมการ (10) สมการดีมานด์สำหรับปัจจัยผันแปรที่ i สามารถเขียนได้ดังนี้ (Sidhu and Baanante, 1981)

$$X_i = \frac{\pi}{P_i} \left(- \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln P_i} \right) \quad (15)$$

$$\ln X_i = \ln \pi - \ln P_i + \ln \left(- \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln P_i} \right) \quad (16)$$

own-price elasticity ของดีมานด์ (η_{ii}) สำหรับ X_i ก็จะกลายเป็นดังนี้

$$\eta_{ii} = -S'_i - 1 - \frac{\gamma_{ii}}{S'_i} \quad (17)$$

โดย S'_i คือ ค่าเฉลี่ยอย่างง่ายของ S_i

ในทำนองเดียวกันจากสมการ (16) ความยืดหยุ่นไขว้ของดีมานด์ (η_{ih}) สำหรับปัจจัย i เมื่อเทียบกับราคาปัจจัยการผลิตที่ h สามารถเขียนได้ดังนี้

$$\eta_{ih} = -S'_h - \frac{\gamma_{ih}}{S'_i} \quad (18)$$

โดยที่ $i \neq h$

ความยืดหยุ่นของปัจจัยการผลิตที่ i เมื่อเปรียบเทียบกับราคาผลผลิต P_y สามารถหาได้จากสมการ (16) ซึ่งได้ดังนี้

$$\eta_{iy} = \sum_i S'_i + 1 + \sum_h \frac{\gamma_{ih}}{S'_i} \quad (19)$$

โดยที่ $i = 1, \dots, n, h = 1, \dots, n$

ประการสุดท้าย ความยืดหยุ่นของดีมานด์ (η_{ik}) สำหรับปัจจัยการผลิต i เมื่อเทียบกับปัจจัยคงที่ Z_k สามารถหาได้จากสมการ (16) เช่นกันซึ่งจะได้ดังนี้

$$\eta_{ik} = \sum_i \delta_{ik} \ln P_i + \beta_k - \frac{\delta_{ik}}{S'_i} \quad (20)$$

ความยืดหยุ่นของซัพพลายของผลผลิต

ความยืดหยุ่นของซัพพลายของผลผลิตเมื่อเทียบกับราคาผลผลิตและปัจจัยผันแปรของการผลิตและปริมาณของปัจจัยคงที่ที่ประมาณค่า ณ ค่าเฉลี่ยของ S_i ณ ระดับของตัวแปรภายนอกที่กำหนดให้ สามารถที่จะเขียนเป็นฟังก์ชันเส้นตรงของพารามิเตอร์ของฟังก์ชันกำไรที่มีข้อจำกัด จาก duality theory (Lau and Yotopoulos, 1972) สมการซัพพลายของผลผลิต V สามารถเขียนได้ดังนี้ (Sidhu and Baanante, 1981)

$$V = \pi + \sum_i P_i X_i \quad (21)$$

ความยืดหยุ่นของซัพพลายต่างๆ สามารถหาได้จากสมการ (21) สมการ (21) นี้สามารถเขียนใหม่โดยอาศัยสมการ (15) จะได้

$$\ln V = \ln \pi + \ln \left(1 - \sum_i \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln P_i} \right) \quad (22)$$

ดังนั้นความยืดหยุ่นของซัพพลาย (ϵ_v) เมื่อเปรียบเทียบกับราคาของปัจจัยการผลิตผันแปรที่ i ก็สามารถหาได้ดังนี้

$$\epsilon_{vi} = -s'_i - \frac{\sum_h \gamma_{hi}}{1 + \sum_h s'_h} \quad (23)$$

โดยที่ $i = h = 1, \dots, n$

ทางด้านความยืดหยุ่นของซัพพลายของผลผลิตเมื่อเทียบกับราคาของตัวผลผลิตเอง (ϵ_v) ก็จะมีสูตรดังนี้

$$\epsilon_v = \sum_i s'_i + \frac{\sum_i \sum_h \gamma_{ih}}{1 + \sum_h s'_h} \quad (24)$$

ประการสุดท้ายความยืดหยุ่นของซัพพลายของผลผลิตเมื่อเทียบกับปัจจัยการผลิตคงที่ Z_k ก็สามารถหาได้จากสูตร

$$\epsilon_{vk} = \sum_i \delta_{ik} \ln P_i + \beta_k - \frac{\sum_i \delta_{ik}}{1 + \sum_h s'_h} \quad (25)$$

ความยืดหยุ่นของดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตหลังจากมีการพิจารณาการเปลี่ยนพันธุ์ข้าว มาร่วมพิจารณาด้วย

ความยืดหยุ่นทางด้านราคาของดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตที่ได้มีการรวมเอาผลของการเปลี่ยนพันธุ์ข้าวมาพิจารณาด้วยนั้นสามารถจะคำนวณได้จากพารามิเตอร์ของสมการ probit ของการเลือกเมล็ดพันธุ์และจากอีกสามเซตของสมการดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตหรือสมการ share equations

ดีมานด์ที่คาดหวังสำหรับปัจจัยการผลิตผันแปร i โดยเกษตรกรตัวแทนที่มีระดับการใช้ปัจจัยการผลิตคงที่ที่ระดับเฉลี่ยและเผชิญกับราคาโดยเฉลี่ยสามารถแสดงได้ดังนี้

$$E(X_i) = E(X_i | I = 1) \text{Prob}(I = 1) + E(X_i | I = 0) \text{Prob}(I = 0), \quad (26)$$

โดยที่ $E(X_i | I=1)$ และ $E(X_i | I=0)$ คือ ดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิต i ภายใต้การปลูกข้าวหอมมะลิและข้าวเหนียวตามลำดับ และ $\text{Prob}(I=1)$ และ $\text{Prob}(I=0)$ คือความน่าจะเป็นของเกษตรกรที่จะปลูกข้าวหอมมะลิและข้าวเหนียวตามลำดับ

การหาอนุพันธ์ในรูปของ log ของค่าคาดหวัง (expectation) นี้เมื่อเทียบกับราคาของปัจจัยการผลิตที่ i ก็คือ ความยืดหยุ่นรวมทางด้านราคาของดีมานด์ (η) ซึ่งสามารถจะเขียนได้ดังนี้

$$\eta = \frac{\eta_q E(X_i|I=1) Prob(I=1)}{E(X_i)} + \frac{\eta_g E(X_i|I=0) Prob(I=0)}{E(X_i)} + \frac{\zeta_q [E(X_i|I=1) - E(X_i|I=0)] Prob(I=1)}{E(X_i)} \quad (27)$$

โดยที่ ζ_q คือ ความยืดหยุ่นของความน่าจะเป็นของการเลือกพันธุ์ข้าวหอมมะลิเมื่อเปรียบเทียบกับราคาของปัจจัยการผลิตที่ i และสำหรับการประมาณค่าความยืดหยุ่นทางด้านราคาของดีมานด์ η_q และ η_g จะทำได้จาก

$$\eta_p = -S'_i - 1 - \frac{\gamma_{i,p}}{S'_i} \quad p = \text{ข้าวหอมมะลิ (q), ข้าวเหนียวสันป่าตอง (g)} \quad (28)$$

ในทำนองเดียวกันความยืดหยุ่นไขว้รวมของดีมานด์เมื่อเทียบกับราคาปัจจัยการผลิต และความยืดหยุ่นไขว้เมื่อเทียบกับปัจจัยคงที่ สามารถทำได้จากสมการ (27) โดยแทน (28) ด้วย (16) (17) และ (18) ตามความเหมาะสม

แบบจำลองสำหรับการประมาณค่าเชิงปฏิบัติ

จากสมการ (9) ซึ่งเป็นสมการทั่วไป เราสามารถที่จะประมาณค่าพารามิเตอร์ที่เราต้องการในเชิงปฏิบัติในรูปของ normalized restricted translog profit function ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \pi' = & \alpha_0 + \alpha_W \ln P'_W + \alpha_F \ln P'_F + \alpha_M \ln P'_M + \frac{1}{2} \gamma_{WW} \ln P'_W \ln P'_W + \frac{1}{2} \gamma_{FF} \ln P'_F \ln P'_F \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{MM} \ln P'_M \ln P'_M + \gamma_{WF} \ln P'_W \ln P'_F + \gamma_{WM} \ln P'_W \ln P'_M + \gamma_{FM} \ln P'_F \ln P'_M + \beta_L \ln Z_L \\ & + \beta_A \ln Z_A + \delta_{WL} \ln P'_W \ln Z_L + \delta_{WA} \ln P'_W \ln Z_A + \delta_{FL} \ln P'_F \ln Z_L + \delta_{FA} \ln P'_F \ln Z_A \\ & + \delta_{ML} \ln P'_M \ln Z_L + \delta_{MA} \ln P'_M \ln Z_A + \frac{1}{2} \ln Z_L \ln Z_L + \frac{1}{2} \ln Z_A \ln Z_A + \frac{1}{2} \ln Z_L \ln Z_A \end{aligned} \quad (29)$$

โดยที่ π' คือ กำไรจากการผลิตข้าวของฟาร์ม ซึ่งคือรายได้รวมจากข้าวลบด้วยต้นทุนทางด้านแรงงาน ปุ๋ยเคมี ปุ๋ยคอก เมล็ดพันธุ์ ชลประทาน ยาปราบศัตรูพืช และการใช้แทรกเตอร์ ซึ่งทำการ normalized โดยราคาข้าว ; P'_W คือค่าจ้างแรงงานที่เป็นตัวเงินต่อวันที่ถูก normalized โดยราคาข้าว ; P'_F คือราคาปุ๋ยเคมีต่อกิโลกรัมที่เป็นตัวเงิน และถูก normalized โดยราคาข้าว ; P'_M คือราคาที่เป็นตัวเงินของการใช้แทรกเตอร์ต่อไร่และถูก normalized โดยราคาข้าวอีกเช่นกัน

ในการศึกษานี้มีปัจจัยคงที่อยู่ 2 ปัจจัยที่รวมอยู่ในแบบจำลองฟังก์ชันกำไร คือ Z_L ซึ่งคือปัจจัยที่ดินเป็นจำนวนไร่ของแต่ละฟาร์ม และ ; Z_A ซึ่งคือปริมาณของเครื่องมือ เครื่องจักรที่ใช้ในการผลิตข้าวในแต่ละฟาร์มโดยใช้หน่วยวัดเป็นมูลค่า

$\alpha_0, \alpha, \beta, \gamma, \delta$, และ ψ คือ พารามิเตอร์ที่จะต้องประมาณค่า และ subscripts W, F , และ M คือ ปัจจัยผันแปรซึ่งได้แก่ แรงงาน ปุ๋ยเคมี และแทรกเตอร์ ตามลำดับ

จากแนวความคิดสมการ (10) เราสามารถหาฟังก์ชัน S_i สำหรับแรงงาน ปุ๋ยเคมี และแทรกเตอร์ได้ โดยการหาอนุพันธ์ของสมการ (29) ซึ่งจะได้

$$-\frac{P'_W \cdot X_W}{\pi'} = \alpha_W + \gamma_{WW} \ln P'_W + \gamma_{WF} \ln P'_F + \gamma_{WM} \ln P'_M + \delta_{WL} \ln Z_L + \delta_{WA} \ln Z_A \quad (30)$$

$$-\frac{P'_F \cdot X_F}{\pi'} = \alpha_F + \gamma_{FW} \ln P'_W + \gamma_{FF} \ln P'_F + \gamma_{FM} \ln P'_M + \delta_{FL} \ln Z_L + \delta_{FA} \ln Z_A \quad (31)$$

$$-\frac{P'_M \cdot X_M}{\pi'} = \alpha_M + \gamma_{MW} \ln P'_W + \gamma_{MF} \ln P'_F + \gamma_{MM} \ln P'_M + \delta_{ML} \ln Z_L + \delta_{MA} \ln Z_A \quad (32)$$

โดยที่ X_W, X_F และ X_M คือ ปริมาณของปัจจัยการผลิตผันแปรของแรงงาน ปุ๋ยเคมี และแทรกเตอร์ โดยลำดับ เทียบของสมการ (29) (30) (31) และ (32) จะถูกประมาณการร่วมกันในแต่ละสถานการณ์ (regime) ของกำไร ในการถดถอยสมการขั้นที่สอง ทั้งนี้ได้รวมเอาตัวแปรเกี่ยวกับการเลือก (selectivity variable) พันธุ์ข้าวที่ได้จากการประมาณการโดยใช้ probit เกี่ยวกับการเลือกพันธุ์ข้าวในการประมาณการขั้นแรกไว้แล้ว

การประมาณค่าขั้นที่สอง : Probit Maximum Likelihood Model

ผลการประมาณค่าสมการการเลือกพันธุ์ข้าวจากแบบจำลอง probit โดยใช้วิธี Maximum Likelihood แสดงไว้ดังตารางที่ 1 สัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้ 5 ตัว มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญอย่างต่ำที่ 10% (โปรดดูตารางที่ 1) จากผลการประมาณค่าดังกล่าวพบว่า 83% ของค่าสังเกตนั้นมีการพยากรณ์โดยแบบจำลองนี้อย่างถูกต้อง และค่า McFadden's R-squared มีค่าเท่ากับ

0.366¹ สัมประสิทธิ์ในตารางที่ 1 นี้ไม่สามารถแสดงถึงเครื่องหมายหรือขนาดของการเปลี่ยนแปลงความน่าจะเป็นของการปลูกข้าวหอมมะลิในการสนองตอบต่อการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรภายนอก การประมาณค่า probit model นี้มีวัตถุประสงค์เพื่อจะหาตัวแปรในการเลือกพันธุ์ข้าว (selectivity variable หรือ Mill's ratio) เท่านั้น เพื่อที่จะนำไปรวมในการประมาณค่าขั้นที่สอง และเพื่อที่จะเช็คความแม่นยำของการพยากรณ์เท่านั้น ข้อมูลเกี่ยวกับขนาดและทิศทางของปัจจัยที่มีผลกระทบต่อการเลือกพันธุ์ข้าวได้นำเสนอในรูปของความยืดหยุ่น ดังตารางที่ 2

ในจำนวนค่าความยืดหยุ่น 5 ค่า (ณ ค่าเฉลี่ยของตัวอย่าง) มีสองค่าที่แตกต่างจากศูนย์ อย่างมีนัยสำคัญ ($P < 0.01, 0.10$) ซึ่งหมายความว่า การเลือกพันธุ์ข้าวนี้มีการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของราคา (ตารางที่ 2) ดังที่มีการคาดหวังไว้ ความยืดหยุ่นของความน่าจะเป็น เมื่อเทียบกับที่ดินเป็นบวกนั้นหมายความว่า ขนาดของที่ดินที่ใหญ่ขึ้นจะทำให้มีโอกาสปลูกข้าวหอมมะลิมากขึ้น

$$F = \frac{(r - R\beta_{seem})' [R(X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X)^{-1} R'] (r - R\beta_{seem})}{(y - X\beta)' (\Sigma^{-1} \otimes I) (y - X\beta)} \frac{MT - k}{J}$$

การประมาณค่าขั้นที่สอง : การประมาณค่าฟังก์ชันกำไร และ share equations

จากการประมาณ probit model ในขั้นแรก เราสามารถหา Mill's ratio หรือ selectivity variable ได้ เพื่อนำไปรวมในการประมาณค่าฟังก์ชันกำไรในสถานการณ์กำไรของข้าวหอมมะลิ และสถานการณ์กำไรของข้าวเหนียว

ตารางที่ 3 และ 4 ได้แสดงผลการประมาณค่าของสมการ (29)-(32) ของข้าวหอมมะลิ และข้าวเหนียว ในการนี้ได้มีการทดสอบสมมติฐานสองกลุ่มด้วยกัน คือ กลุ่มแรกเป็นการทดสอบความถูกต้องของ symmetry and parametric constraints ที่ต้องมีอยู่ในฟังก์ชันกำไรและใน share equation null hypothesis ก็คือพารามิเตอร์ของสมการ S_i ซึ่งคือสมการ (30) (31) และ (32) จะเท่ากับพารามิเตอร์ที่สอดคล้องกันในสมการ (29) และ $\gamma_{WF} = \gamma_{FW}$, $\gamma_{WM} = \gamma_{MW}$ และ $\gamma_{FM} = \gamma_{MF}$ ซึ่งก็คือสมมติฐานที่เราตั้งขึ้นมาพร้อมกันเพื่อทดสอบความถูกต้องของการใส่ข้อจำกัด 18 ข้อจำกัด (6 ข้อจำกัดสำหรับแต่ละสมการ S_i)

สถิติ F-test ได้ถูกนำมาใช้ในการทดสอบสมมติฐานดังกล่าว สำหรับวิธีการแบบ SURE และ ข้อกำหนดที่ว่า $H_0 : RB = I$ นั้นถูกต้อง

¹ McFadden's R^2 ไม่สามารถจะนำมาเปรียบเทียบกับ R^2 ในสมการถดถอย OLS ได้ McFadden's R^2 จะอยู่ในพิสัยของ 0.20 ถึง 0.40 ในแบบจำลองชนิดนี้ (Sonka et al., 1989)

ตารางที่ 1 Probit reduced-form of seed selection equation

Exogenous Variables	Estimated Coefficients	Standard Error	t-Ratio
Intercept	66.2001	24.1700	2.739***
$\ln P_W$	-29.9659	10.2897	-2.915***
$\ln P_F$	2.8074	11.4600	0.245
$\ln P_M$	-4.9247	4.7950	-1.027
$1/2(\ln P_W)^2$	7.3211	2.9960	2.444**
$1/2(\ln P_F)^2$	-4.6893	5.1180	-0.916
$1/2(\ln P_M)^2$	-0.1631	0.8086	-0.202
$\ln P_W \cdot \ln P_F$	-0.7591	3.1770	-0.239
$\ln P_W \cdot \ln P_M$	1.0927	1.0250	1.066
$\ln P_F \cdot \ln P_M$	0.8733	1.3580	0.643
$\ln Z_L$	-4.0053	3.1200	-1.284
$\ln Z_A$	-1.0981	1.2970	-0.846
$\ln P_W \cdot \ln Z_L$	1.4900	0.7330	2.033**
$\ln P_W \cdot \ln Z_A$	0.0115	0.3159	0.036
$\ln P_F \cdot \ln Z_L$	-1.7091	0.9232	-1.851*
$\ln P_F \cdot \ln Z_A$	-0.2596	0.4503	-0.577
$\ln P_M \cdot \ln Z_L$	-0.0864	0.3518	-0.241
$\ln P_M \cdot \ln Z_A$	0.1546	0.1411	1.096
$1/2(\ln Z_L)^2$	0.2700	0.3129	0.863
$1/2(\ln Z_A)^2$	0.0405	0.0626	0.647
$\ln Z_L \cdot \ln Z_A$	0.0645	0.1105	0.584

Accuracy of Prediction = 83.06 percent

McFadden R^2 = 36.56 percent*** Significant at 1 percent level McFadden $R^2 = 1 - \log L_{\max} / \log L_0$

** Significant at 5 percent level

* Significant at 10 percent level

ที่มา : คำนวณ

ตารางที่ 2 Elasticities of the probability of planting Khao Dawk Mali sample means

Exogenous Variable	Estimates	t-Ratio
Price of Labor	-1.25550	-1.645*
Fertilizer Price	-0.17127	-5.205***
Tractor Power Price	-0.22914	-1.086
Area	0.15250	1.165
Farm Assets	0.13773	0.744

*** Significant at 1 percent level

* Significant at 10 percent level

ที่มา : คำนวณ

ตารางที่ 3 Joint estimation of the normalized profit function and factor share equations for
variable inputs in Khao Dawk Mall, adjusted for selectivity bias

Exogenous Variables	Parameters	Estimated Coefficient	Standard Error	t-Ratio
Profit Function				
Intercept	α_0	5.209940	1.50400	3.464***
$\ln P_W$	α_W	1.185770	0.46370	2.557**
$\ln P_F$	α_F	0.147314	0.04985	2.955***
$\ln P_M$	α_M	0.530296	0.28450	1.864*
$1/2(\ln P_W)^2$	γ_{WW}	-0.494342	0.09126	-5.417***
$1/2(\ln P_F)^2$	γ_{FF}	-0.031796	0.01778	-1.789*
$1/2(\ln P_M)^2$	γ_{MM}	-0.169857	0.03568	-4.760***
$\ln P_W \cdot \ln P_F$	γ_{WF}	-0.055843	0.01202	-4.648***
$\ln P_W \cdot \ln P_M$	γ_{WM}	-0.049073	0.04573	-1.073
$\ln P_F \cdot \ln P_M$	γ_{FM}	-0.009452	0.00583	-1.620
$\ln Z_L$	β_L	1.089270	0.32210	3.382***
$\ln Z_A$	β_A	-0.261975	0.17530	-1.503
$\ln P_W \cdot \ln Z_L$	δ_{WL}	-0.043033	0.05021	-0.857
$\ln P_W \cdot \ln Z_A$	δ_{WA}	0.011110	0.02204	0.504
$\ln P_F \cdot \ln Z_L$	δ_{FL}	0.001869	0.00551	0.339
$\ln P_F \cdot \ln Z_A$	δ_{FA}	-0.001448	0.00255	-0.566
$\ln P_M \cdot \ln Z_L$	δ_{ML}	-0.040898	0.02979	-1.373
$\ln P_M \cdot \ln Z_A$	δ_{MA}	0.017678	0.01315	1.344
$1/2(\ln Z_L)^2$	ψ_{LL}	0.044506	0.04281	1.040
$1/2(\ln Z_A)^2$	ψ_{AA}	0.018621	0.01260	1.477
$\ln Z_L \cdot \ln Z_A$	ψ_{LA}	0.004957	0.01790	0.277
Selectivity Variable	σ_{lu}	0.100199	0.05931	1.689*
Labor Share Equation				
Intercept	α_W	1.185770	0.46370	2.557***
$\ln P_W$	γ_{WW}	-0.494342	0.09126	-5.417***
$\ln P_F$	γ_{WF}	-0.055843	0.01202	-4.648***
$\ln P_M$	γ_{WM}	-0.049073	0.04573	-1.073
$\ln Z_L$	δ_{WL}	-0.043033	0.05021	-0.857
$\ln Z_A$	δ_{WA}	0.011110	0.02204	0.504

Exogenous Variables	Parameters	Estimated Coefficient	Standard Error	t-Ratio
Fertilizer Share Equation				
Intercept	α_F	0.147314	0.04985	2.955***
$\ln P_W$	γ_{FW}	-0.055843	0.01202	-4.648***
$\ln P_F$	γ_{FF}	-0.031796	0.01778	-1.789*
$\ln P_M$	γ_{FM}	-0.009452	0.00583	-1.620
$\ln Z_L$	δ_{FL}	0.001869	0.00551	0.339
$\ln Z_A$	δ_{FA}	-0.001448	0.00256	-0.566
Tractor Power Share Equation				
Intercept	α_M	0.530296	0.28450	1.864*
$\ln P_W$	γ_{MW}	-0.049073	0.04573	-1.073
$\ln P_F$	γ_{MF}	-0.009452	0.00583	-1.620
$\ln P_M$	γ_{MM}	-0.169857	0.03568	-4.760***
$\ln Z_L$	δ_{ML}	-0.040898	0.02979	-1.373
$\ln Z_A$	δ_{MA}	0.017678	0.01315	1.344
*** Significant at 1 percent level				
** Significant at 5 percent level				
* Significant at 10 percent level				
Selectivity Variable = $-f(\phi_1)/F(\phi_1)$				

ที่มา : คำนวณ

ตารางที่ 4 Joint estimation of the normalized profit function and factor share equations
for variable inputs in glutinous rice, adjusted for selectivity bias

Exogenous Variables	Parameters	Estimated Coefficient	Standard Error	t-Ratio
Profit Function				
Intercept	α_O	-6.885170	4.01100	-1.716*
$\ln P_W$	α_W	4.451160	1.62600	2.737***
$\ln P_F$	α_F	0.987797	0.26260	3.762***
$\ln P_M$	α_M	2.892350	0.57420	5.037***
$1/2(\ln P_W)^2$	γ_{WW}	-0.925564	0.38770	-2.387**
$1/2(\ln P_F)^2$	γ_{FF}	-0.169621	0.05755	-2.948***
$1/2(\ln P_M)^2$	γ_{MM}	-0.486116	0.05686	-8.549***
$\ln P_W \cdot \ln P_F$	γ_{WF}	-0.244445	0.05931	-4.121***
$\ln P_W \cdot \ln P_M$	γ_{WM}	-0.319976	0.11520	-2.777***
$\ln P_F \cdot \ln P_M$	γ_{FM}	-0.079804	0.02766	-2.886***
$\ln Z_L$	β_L	1.734012	0.64270	2.698***
$\ln Z_A$	β_A	0.254821	0.25400	1.003
$\ln P_W \cdot \ln Z_L$	δ_{WL}	-0.375587	0.13230	-2.839***
$\ln P_W \cdot \ln Z_A$	δ_{WA}	-0.040154	0.04832	-0.831
$\ln P_F \cdot \ln Z_L$	δ_{FL}	0.012056	0.02512	0.480
$\ln P_F \cdot \ln Z_A$	δ_{FA}	0.001165	0.00986	0.118
$\ln P_M \cdot \ln Z_L$	δ_{ML}	-0.045749	0.05317	-0.860
$\ln P_M \cdot \ln Z_A$	δ_{MA}	-0.018905	0.02048	-0.923
$1/2(\ln Z_L)^2$	ψ_{LL}	0.045069	0.10540	0.428
$1/2(\ln Z_A)^2$	ψ_{AA}	-0.011204	0.01603	-0.699
$\ln Z_L \cdot \ln Z_A$	ψ_{LA}	0.027214	0.02648	1.028
Selectivity Variable	σ_{lu}	-0.069508	0.09883	-0.703
Labor Share Equation				
Intercept	α_W	4.451160	1.62600	2.737***
$\ln P_W$	γ_{WW}	-0.925564	0.38770	-2.387**
$\ln P_F$	γ_{WF}	-0.244445	0.05931	-4.121***
$\ln P_M$	γ_{WM}	-0.319976	0.11520	-2.777***
$\ln Z_L$	δ_{WFL}	-0.375587	0.13230	-2.839***
$\ln Z_A$	δ_{WA}	-0.040154	0.04832	-0.831

Exogenous Variables	Parameters	Estimated Coefficient	Standard Error	t-Ratio
Fertilizer Share Equation				
Intercept	α_F	0.987797	0.26260	3.762***
$\ln P_W$	γ_{FW}	-0.244445	0.05931	-4.121***
$\ln P_F$	γ_{FF}	-0.169621	0.57550	-2.948***
$\ln P_M$	γ_{FM}	-0.079805	0.02766	-2.886***
$\ln Z_L$	δ_{FL}	0.012056	0.02512	0.480
$\ln Z_A$	δ_{FA}	0.001165	0.00986	0.118
Tractor Power Share Equation				
Intercept	α_M	2.892350	0.57420	5.037***
$\ln P_W$	γ_{MW}	-0.319976	0.11520	-2.777***
$\ln P_F$	γ_{MF}	-0.079805	0.02766	-2.886***
$\ln P_M$	γ_{MM}	-0.486116	0.05686	-8.549***
$\ln Z_L$	δ_{ML}	-0.045749**	0.05317	-0.860
$\ln Z_A$	δ_{MA}	-0.018905*	0.02048	-0.923

*** Significant at 1 percent level

** Significant at 5 percent level

* Significant at 10 percent level

Selectivity Variable = $-f(\phi_i)/[1-F(\phi_i)]$

ที่มา : คำนวณ

โดยที่ M = จำนวนสมการ J = จำนวนข้อจำกัด (Theil, 1971) สำหรับฟังก์ชันของข้าวหอมมะลิ ค่า F ที่คำนวณได้เท่ากับ 1.905 และจากตารางค่า $F_{0.05(18, 504)} = 1.975$ และสำหรับฟังก์ชันของข้าวเหนียว ค่า F ที่คำนวณได้เท่ากับ 1.809 และจากตารางค่า $F_{0.05(18, 492)} = 1.975$ จึงสรุปได้ว่า เราไม่สามารถปฏิเสธ null hypothesis ได้ แสดงว่าเราไม่สามารถปฏิเสธความถูกต้องของข้อจำกัดได้ ซึ่งก็หมายความว่าโดยเฉลี่ยแล้วฟาร์มตัวอย่างที่เราเลือกมาได้มีการทำกำไรสูงสุด ซึ่งเป็นการยืนยันข้อสมมุติฐานของเราเกี่ยวกับ profit maximization ของฟาร์ม อย่างไรก็ตาม การศึกษาของ Puapanichya และ Panayotou (1985) และ Adulavidhaya et al. (1979) ก็ให้ผลยืนยันพฤติกรรมของเกษตรกรในการทำกำไรสูงสุดเช่นเดียวกัน

การทดสอบอีกประการหนึ่งก็คือการทดสอบว่า translog function นั้นแตกต่างจาก Cobb-Douglas (C-D) function หรือไม่ และในการที่ฟังก์ชันกำไรที่อยู่ในรูปของ translog จะเป็นฟังก์ชันกำไรแบบ Cobb-Douglas ได้นั้นก็หมายความว่าทุกๆ เทอมที่เป็น second order ในสมการ (29) จะต้องมีค่าเป็นศูนย์ (Sidhu and Baanante, 1981) นั่นคือ null hypothesis จะเป็นว่า ทุกๆ ค่าของ $\gamma_{ij} = 0$ และ $\delta_{jk} = 0$ สำหรับฟังก์ชันของข้าวหอมมะลิ ค่า F ที่คำนวณได้เท่ากับ 2.013 และค่า F ตามตาราง $F_{0.01(15, 504)}$ มีค่าเท่ากับ 1.691 แสดงว่าสมมุติฐานถูกปฏิเสธ นั่นก็คือ translog เหมาะสมกว่า Cobb-Douglas สำหรับทางด้านฟังก์ชันกำไรของข้าวเหนียวพบว่า ค่า F ที่คำนวณได้มีค่าเท่ากับ 1.289 และค่า F ตามตาราง $F_{0.01(15, 492)} = 1.692$ ซึ่งทำให้ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานได้ หมายความว่า ไม่มีความแตกต่างกันระหว่าง Cobb-Douglas และ translog ในกรณีของข้าวเหนียว อย่างไรก็ตามในการวิเคราะห์สำหรับการศึกษานี้จะยังคงเลือกใช้ translog อยู่ แต่สาเหตุที่มีการทดสอบก็เพื่อให้เกิดความมั่นใจอย่างน้อยสมการกำไรหนึ่งสมการไม่ได้มีลักษณะเป็น Cobb-Douglas ซึ่งเป็นฟังก์ชันที่มีจุดอ่อน (Chand and Kaul, 1986) ส่วนสมการข้าวเหนียวก็มีความแตกต่างกันระหว่าง translog และ Cobb-Douglas

สัมประสิทธิ์ 19 และ 25 ค่าจาก 40 ค่าของสัมประสิทธิ์ในตาราง 3 และ 4 ตามลำดับมีนัยสำคัญที่ระดับ 10 % เป็นอย่างน้อย ณ ส่วนล่างของฟังก์ชันกำไรในตารางที่ 3 และ 4 จะปรากฏค่าสัมประสิทธิ์และ standard error ของ selectivity variable ซึ่งก็คือ $-f(\phi_i)/F(\phi_i)$ สำหรับข้าวหอมมะลิ และ $-f(\phi_i)/[1-F(\phi_i)]$ สำหรับข้าวเหนียว selectivity variable ในข้าวหอมมะลินัยสำคัญ ณ ระดับ 10 % ซึ่งเป็นเครื่องยืนยันว่ามี selection bias เกิดขึ้นจริง จาก subsample ของการศึกษานี้ (Pitt, 1983) สำหรับสมการข้าวเหนียว selection bias ไม่มีนัยสำคัญ ซึ่งก็หมายความว่า เราสามารถประมาณค่าฟังก์ชันข้าวเหนียวโดยใช้ขั้นตอนเดียวเท่านั้น อย่างไรก็ตามโดยทั่วไป selectivity variable มักจะมีนัยสำคัญในสมการใดสมการหนึ่งหรือทั้งสองสมการเลย (Lee, 1978 : Pitt, 1983)

สำหรับสัมประสิทธิ์ γ_{ij} นั้นทุกค่ามีเครื่องหมายเป็นลบทั้งฟังก์ชันข้าวหอมมะลิและข้าวเหนียว ซึ่งเป็นไปตามคาด ค่าสัมประสิทธิ์ราคาข้าวมีค่าเป็นลบแสดงว่า ปัจจัยการผลิตมีลักษณะเป็นปัจจัยที่ประกอบกัน ค่าสัมประสิทธิ์ที่ดิน (β_j) มีค่าเป็นบวกและมีนัยสำคัญสูงมากทั้งสองฟังก์ชัน ซึ่งสอดคล้องกับการคาดหวัง อย่างไรก็ตาม สัมประสิทธิ์ทรัพย์สินของฟาร์ม (β_A) มีค่าเป็นลบในข้าวหอมมะลิซึ่งให้ความหมายว่า การเพิ่มขึ้นของทุนจะทำให้กำไรลดลง แต่เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์นี้ไม่มีนัยสำคัญ เพราะฉะนั้นก็อาจจะเป็นไปได้ว่าเครื่องหมายเป็นลบ อาจจะไม่เป็นความจริง

ความยืดหยุ่นของดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตและข้อพลายของผลผลิต

ค่าประมาณการในตารางที่ 3 และ 4 จะเป็นพื้นฐานสำหรับการคำนวณค่าความยืดหยุ่นสำหรับข้อพลายของข้าว และดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตผัสดำพร ซึ่งได้แก่ แรงงาน ปุ๋ย และแทรกเตอร์ ค่าประมาณการของความยืดหยุ่นของแต่ละพันธุ์ข้าวได้จากการใช้สมการ (17) (18) (19) (20) (23) (24) และ (25) ค่าความยืดหยุ่นคำนวณโดยอาศัยค่าเฉลี่ยอย่างง่ายของ S_T ราคาปัจจัยผัสดำพรและปริมาณปัจจัยคงที่ ซึ่งจะเป็แนวทางสำหรับการคำนวณค่าตามสมการ (27) ที่จะต้องอาศัยค่าที่คำนวณได้ในแต่ละฟังก์ชันของพันธุ์ข้าว และค่าของความยืดหยุ่นของความน่าจะเป็นดังแสดงไว้ในตารางที่ 2 ค่าความยืดหยุ่นของแต่ละพันธุ์ข้าว และ ค่าความยืดหยุ่นรวมของดีมานด์หลังจากมีการให้มีการปรับตัวสำหรับการเปลี่ยนพันธุ์ข้าว (ซึ่งก็คือการให้มีการเคลื่อนไปตามฟังก์ชันการผลิตแบบ meta-production function นั้นเอง) แสดงไว้ในตารางที่ 5

ใน translog function (ซึ่งแตกต่างจาก Cobb-Douglas function) ผลกระทบไขว้ของดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตผัสดำพร ซึ่งได้แก่ แรงงาน ปุ๋ย และแทรกเตอร์ จากการเปลี่ยนแปลงตัวแปรภายนอกนั้นไม่สมมาตร (symmetric) ผลกระทบดังกล่าวจะเปลี่ยนไปตามสมการดีมานด์ ซึ่งสอดคล้องกับการคาดหว้งในทางทฤษฎี (Sidhu and Baanante, 1981)

ความยืดหยุ่นทางด้านราคาทุกค่ามีเครื่องหมายตามที่คาดหว้ง ขนาดของความยืดหยุ่นทางด้านราคาโดยไม่คิดเครื่องหมายมีขนาดน้อยกว่า 1 ซึ่งแสดงว่ามีลักษณะเป็น inelastic ผลการศึกษาสอดคล้องกับค่าประมาณการของ Sriboonchitta (1983) ที่ทำการศึกษาในที่ราบลุ่มเชียงใหมเช่นกัน

ปัจจัยผัสดำพรทั้งสามมีลักษณะเป็นปัจจัยประกอบกันมากกว่าที่จะทดแทนกันเนื่องจากความยืดหยุ่นไขว้ระหว่างปัจจัยเหล่านี้มีเครื่องหมายเป็นลบ ความเป็นปัจจัยที่ประกอบกันในระบบเกษตรรวมถึงข้าวด้วยนั้นยังได้รับการยืนยันจาก Puapanichya and Ponayotou (1985) และ Adulavidhaya et al. (1979) และ Sriboonchitta (1983) สำหรับปัจจัยคงที่นั้นมีความสำคัญในการกำหนดข้อพลายของข้าว การใช้ที่ดินเพิ่มขึ้น การใช้ทุนเพิ่มขึ้นในรูปของเครื่องมือเครื่องจักรจะทำให้ข้อพลายของข้าวและดีมานด์สำหรับปัจจัยการผลิตเพิ่มขึ้นด้วย ความยืดหยุ่นของผลผลิตข้าวเมื่อเทียบกับทรัพย์สินคงที่ของฟาร์มและขนาดของฟาร์มมีค่า เท่ากับ 0.04 และ 0.90 ตามลำดับ ซึ่งมีความหมายว่าการเพิ่มขึ้นในมูลค่าของทรัพย์สินประเภททุนของฟาร์มหนึ่งเปอร์เซ็นต์จะทำให้ผลผลิตข้าวเพิ่มขึ้น 0.04 เปอร์เซ็นต์ ในขณะที่ผลผลิตข้าวจะเพิ่มขึ้น 0.90 เปอร์เซ็นต์ ถ้าขนาดของที่ดินเพิ่มขึ้นหนึ่งเปอร์เซ็นต์ ความยืดหยุ่นทางด้านราคาของแรงงานซึ่งมีลักษณะยืดหยุ่นน้อย (inelastic) สอดคล้องกับมูลค่าผลผลิตส่วนเพิ่ม (marginal value product) ของแรงงานที่มีค่าเกือบศูนย์ที่ค้นพบโดย Abamo (1990), Zhang (1991) และ Wiboonpongse (1983)

ตารางที่ 5 Derived elasticity estimates for rice supply and demand for variable inputs of rice

	Rice price	Fertilizer price	Labor price	Tractor Price	Farm assets	Land
<u>Elasticity of demand and supply for Khao Dawk Mali rice^a</u>						
Output supply	0.1942	-0.0108	-0.0773	-0.0386	0.0335	0.9449
Fert. demand	0.2490	-0.7002	-0.0443	-0.0614	0.0410	0.8685
Labor demand	0.2983	-0.0145	-0.2971	-0.0618	0.0436	0.9950
Tractor demand	0.3705	-0.0239	0.1538	-0.2028	0.0815	1.1300
<u>Elasticity of demand and supply of glutinous rice^a</u>						
Output supply	0.6502	-0.0222	-0.2168	-0.1572	0.0591	0.0685
Fert. demand	0.2584	-0.4373	-0.0773	-0.1421	0.0223	0.0379
Labor demand	0.6808	-0.0139	-0.0672	-0.1096	0.0843	0.3728
Tractor demand	0.7814	-0.0610	-0.1743	-0.5472	0.0203	0.0431
<u>Elasticity of demand and supply (with seed switching adjustments)^b</u>						
Output supply	0.3128	-0.0146	-0.1160	-0.0678	0.0433	0.8981
Fert. demand	0.2827	-0.8056	-0.0568	-0.0860	0.0423	0.8068
Labor demand	0.4157	-0.0154	-0.6856	-0.0783	0.0510	0.9156
Tractor demand	0.5008	-0.0348	-0.1723	-0.3651	0.0743	0.9733

^a Using equation (17), (18), (19), (20), (23), (24), (25) and simple averages of input S_i ratios.

^b Using equation (17), (18), (19), (20), (23), (24), (25), (27) and simple averages of input S_i ratios.

ที่มา: คำนวณ

ความยืดหยุ่นทางด้านราคาของปุ๋ยนั้นโดยเปรียบเทียบแล้วมีค่าสูงสำหรับข้าวหอมมะลิ ซึ่งสอดคล้องกับการคาดหวัง นอกจากนี้ความยืดหยุ่นทางด้านซัพพลายและดีมานด์ เมื่อเทียบกับที่ดินแล้วยังคงสูงกว่ามากในฟังก์ชันข้าวหอมมะลิ ผลของการศึกษานี้สอดคล้องกับความเห็นของเกษตรกรในขณะทำการสัมภาษณ์เกษตรกรสำหรับการศึกษานี้ โดยเกษตรกรให้ความเห็นว่า ขนาดของฟาร์มเป็นข้อจำกัดในการขยายผลผลิตข้าวหอมมะลิ ในทางตรงกันข้ามเกษตรกรจำนวนเล็กน้อยแสดงความสนใจที่จะขยายพื้นที่ปลูกข้าวเหนียวทั้งนี้เพราะว่าโอกาสทางการตลาดไม่แน่นอน

การวิเคราะห์ทางด้านนโยบาย

วัตถุประสงค์หลักอีกประการหนึ่งของศึกษานี้ก็เพื่อที่จะศึกษาถึงเครื่องมือทางด้านนโยบายที่ดีที่สุด เช่น ให้ผลตอบแทนสูงสุดต่อเกษตรกรเป็นต้นโดยผ่านการเพิ่มผลผลิตต่อไร่และรายได้ของเกษตรกร ซึ่งเป็นวัตถุประสงค์ของนโยบายทางการเกษตร ผลกระทบของเครื่องมือทางด้านนโยบายจะต้องประเมินผ่านการตัดสินใจของเกษตรกรและลักษณะทางเกษตรของพืชต่างๆ ดังนั้นเพื่อที่จะพยากรณ์ผลกระทบของเครื่องมือทางด้านนโยบาย เราจำเป็นต้องรู้ถึงการตอบสนองในเชิงปริมาณของเกษตรกรต่อแรงจูงใจทางเศรษฐศาสตร์ ซึ่งดำเนินการโดยผ่านเครื่องมือทางด้านนโยบาย รวมทั้งการตอบสนองของพืชต่อการเปลี่ยนแปลงของการใช้ปัจจัยการผลิต ซึ่งเป็นผลจากการตัดสินใจของเกษตรกรในการตอบสนองต่อเครื่องมือทางนโยบายนั้น (Puapanichya and Panatotou, 1985)

ในการศึกษานี้ได้เสนอทางเลือกทางด้านนโยบายไว้ 15 ทางเลือก ในจำนวนดังกล่าวมี 4 ทางเลือกที่ใช้เครื่องมือเดียว (ซึ่งได้แก่ ราคาปุ๋ย ราคาแรงงาน ราคาการใช้แทรกเตอร์ และราคาข้าว) 6 ทางเลือกเป็นทางเลือกที่ใช้สองเครื่องมือควบคู่กันไป สำหรับทางเลือกที่ใช้เครื่องมือ 3 ชนิด ควบคู่กันไป มีอยู่ 4 ทางเลือก และทางเลือกสุดท้ายก็คือ ใช้ทุกเครื่องมือพร้อมๆ กัน ซึ่งมีอยู่ทางเลือกเดียว สำหรับการวิเคราะห์ เราจะพิจารณาผลของการลดราคาปัจจัยการผลิต 10% (ซึ่งก็คือการให้การอุดหนุนในราคาของปุ๋ย ค่าจ้างแรงงาน และให้การอุดหนุนในด้านเครื่องมือเครื่องจักร) และการเพิ่มราคาข้าว 10% (การอุดหนุนทางด้านผลผลิต) ทั้งในรูปแบบเดียว และรูปแบบที่เป็นส่วนผสมของการอุดหนุนแบบต่างๆ

วิธีการคำนวณจะเป็นดังนี้ ขั้นแรกจะใช้ค่าของความยืดหยุ่นที่คำนวณได้มาคำนวณเปอร์เซ็นต์การเปลี่ยนแปลงในการใช้ปัจจัยการผลิตและเปอร์เซ็นต์การเปลี่ยนแปลงของผลผลิตอันเนื่องมาจากการอุดหนุนเหล่านี้ ซึ่งได้แสดงไว้ในตารางที่ 6 ขั้นที่สอง ใช้เปอร์เซ็นต์ที่คำนวณได้เหล่านี้และข้อมูลที่คำนวณได้จากตัวอย่างทางด้านปัจจัยการผลิตและผลผลิต ซึ่งเป็นค่าเฉลี่ยดังแสดงไว้ในตารางที่ 7 มาคำนวณการเปลี่ยนแปลงในการใช้ปัจจัยการผลิตและการเปลี่ยนแปลงในผลผลิตในรูปแบบต่อไป ซึ่งจะต้องคำนวณออกมาในรูปของต้นทุนและมูลค่าโดยใช้ราคาหลังจากที่มีการอุดหนุนแล้ว

ความแตกต่างระหว่างการเปลี่ยนแปลงในมูลค่ากับการเปลี่ยนแปลงในต้นทุนก็คือผลประโยชน์ที่เกษตรกรได้รับจากการผลิตที่เพิ่มขึ้นอันเนื่องมาจากการอุดหนุน และเพื่อที่จะหาผลประโยชน์สุทธิรวมของเกษตรกรจากการอุดหนุน เราจะต้องเพิ่มส่วนที่เกษตรกรประหยัดได้ในต้นทุนของปัจจัยการผลิต และการเพิ่มขึ้นในมูลค่าผลผลิตจากระดับการผลิตก่อนจะมีการอุดหนุน สำหรับขั้นต่อไปก็คือการคำนวณต้นทุนของการให้การอุดหนุนซึ่งเป็นภาระ

ตารางที่ 6 Effect of selected policies on wet season rice production in Chiang Mai province

		Policy	Farmers' response (% effect on input and output)			
			Use of Fertilizer	Use of Labor	Use of Tractor	Rice Output
1.	10% ↓	in fert. price	8.056	0.154	0.348	0.146
2.	10% ↓	in labor price	0.568	6.856	1.723	1.160
3.	10% ↓	in trac. price	0.860	0.783	3.651	0.678
4.	10% ↑	in rice price	2.827	4.157	5.008	3.128
5.	(1) + (2)		8.624	7.010	2.071	1.306
6.	(1) + (3)		8.916	0.937	3.999	0.824
7.	(1) + (4)		10.883	4.311	5.356	3.274
8.	(2) + (3)		1.428	7.639	5.374	1.838
9.	(2) + (4)		3.395	11.013	6.731	4.288
10.	(3) + (4)		3.687	4.940	8.659	3.806
11.	(1) + (2) + (3)		9.484	7.793	5.722	1.984
12.	(1) + (2) + (4)		11.451	11.167	7.079	4.434
13.	(1) + (3) + (4)		11.743	5.094	9.007	3.952
14.	(2) + (3) + (4)		4.550	11.796	10.382	4.966
15.	(1) + (2) + (3) + (4)		12.311	11.950	10.730	5.112

ที่มา: คำนวณ

ตารางที่ 7 Base-line data used for calculating costs and benefits of alternative inputs and output price policies

Fertilizer quantity (kg/rai)	16.79
Fertility price (baht/kg)	5.47
Labor amount (man-day/rai)	6.18
Wage rate (baht/man-day)	72.27
Tractor quantity (unit/rai)	1.00
Tractor rate (baht/rai)	214.00
Rice production (kg/rai)	602.12
Rice price (baht/kg)	3.78

Note: Estimated at the sample means for wet season rice production (varietal differences incorporated)

ที่มา: คำนวณ

ของรัฐซึ่งจะเท่ากับเงินอุดหนุนต่อหน่วยของผลผลิตคูณด้วยผลผลิตหลังจากมีการให้การอุดหนุนบวกกับเงินอุดหนุนต่อหน่วยของปัจจัยการผลิตคูณด้วยจำนวนการใช้ปัจจัยการผลิตหลังจากมีการอุดหนุนแล้ว และขั้นสุดท้ายก็เป็น การคำนวณความแตกต่างระหว่างผลประโยชน์ที่เกษตรกรได้รับกับต้นทุนที่รัฐให้การช่วยเหลือ ซึ่งความแตกต่างดังกล่าว ก็คือผลประโยชน์แก่งัดสุทธิอันเนื่องมาจากการให้การอุดหนุน ทางเลือกทางด้านนโยบายทางเลือกต่างๆ ได้มีการจัดลำดับตามเรโซของผลประโยชน์สุทธิแก่งัดต่อต้นทุนคิดบนพื้นฐานต่อไปนี้

ตารางที่ 8 ได้สรุปผลการคำนวณดังกล่าว ซึ่งสามารถสรุปได้ว่าการผลิตข้าวในจังหวัดเชียงใหม่ เครื่องมือทางนโยบายที่ดีที่สุดก็คือ การลดราคาค่าใช้แทรกเตอร์ โดยการให้เงินอุดหนุนไร่ละ 21.51 บาท จะทำให้เกษตรกรได้รับผลตอบแทนสุทธิเพิ่มขึ้น 25.52 บาทต่อไร่ และผลประโยชน์สุทธิต่อประเทศก็จะเท่ากับ 4.02 บาทต่อไร่ ซึ่งคิดเป็นอัตราผลตอบแทน 18.70 เปอร์เซ็นต์ ต่อการให้เงินอุดหนุนในด้าน ค่าแทรกเตอร์ ถ้าหากให้การอุดหนุนในด้านราคาข้าวโดยให้เงินสนับสนุนคิดคำนวณในรูปเงินสนับสนุนต่อไร่ๆ ละ 235 บาท จะทำให้เกษตรกรมีรายได้เพิ่มขึ้นมากถึง ไร่ละ 274 บาท และผลประโยชน์ต่อประเทศโดยรวมมีค่าเท่ากับ 39 บาทต่อไร่ แต่ถ้าเทียบเป็นอัตราผลตอบแทนจะเท่ากับร้อยละ 16.74 (ซึ่งเป็นอันดับที่สอง) ถ้าหากให้การอุดหนุนทั้งในด้านค่าใช้แทรกเตอร์ควบคู่ไปกับการให้เงินอุดหนุนผลผลิตต่อไร่พร้อมๆ กันอัตราผลตอบแทนจะเท่ากับ 16.2 เปอร์เซ็นต์ (อันดับที่สาม)(ดูตารางที่ 8)

อย่างไรก็ตามการให้การอุดหนุนนั้นผู้วางนโยบายจะต้องพิจารณาเหตุผลอื่นๆ มาประกอบการตัดสินใจด้วย เป็นต้นว่าข้อจำกัดทางด้านงบประมาณ ระดับความต้องการที่รัฐจะกระจายรายได้ เป็นต้น ด้วย และถ้าเลือกทางเลือกใดตามเหตุผลและข้อจำกัดของรัฐแล้ว รัฐก็สามารถที่จะรู้ประมาณและอัตราผลตอบแทนพร้อมทั้งผลประโยชน์ที่แต่ละกลุ่มจะได้รับ

ตารางที่ 8 Cost-effectiveness of alternative policies for rice production

	Policy	Alternative	Net benefit to farmers (baht/rai)	Government subsidy (baht/rai)	Net impact of policy (baht/rai)	Cost effect- iveness %
1.	10%	↓ in fert. price	4.41	9.92	-5.51	-55.52
2.	10%	↓ in labor price	39.30	44.76	-5.46	-12.20
3.	10%	↓ in trac. price	25.52	21.51	4.02	18.70
4.	10%	↑ in rice price	274.00	234.72	39.28	16.74
5.	(1) + (2)		43.72	54.68	-10.97	-20.06
6.	(1) + (3)		29.95	31.44	-1.49	-4.73
7.	(1) + (4)		278.42	244.98	33.44	13.65
8.	(2) + (3)		64.84	66.27	-1.44	-2.17
9.	(2) + (4)		313.30	282.12	31.18	11.05
10.	(3) + (4)		288.54	257.78	41.76	16.20
11.	(1) + (2) + (3)		69.25	76.20	-6.95	-9.12
12.	(1) + (2) + (4)		317.72	292.38	25.34	8.67
13.	(1) + (3) + (4)		303.95	268.03	35.92	13.40
14.	(2) + (3) + (4)		338.84	305.18	33.66	11.03
15.	(1) + (2) + (3) + (4)		343.25	315.43	27.82	8.82

ที่มา: คำนวณ

สรุป

วัตถุประสงค์หลักของการศึกษานี้เพื่อที่จะแสดงถึงวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์เพื่อทำการวิเคราะห์ทางเลือกของเครื่องมือทางด้านนโยบายที่สมเหตุสมผลมากขึ้น ซึ่งน่าจะทำให้ผลการวิเคราะห์ทางด้านนโยบายมีน้ำหนักมากขึ้น แม้ว่ากระบวนการในการวิเคราะห์จะยุ่งยากมากขึ้นก็ตาม อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ผลตอบแทนต่อประเทศในการศึกษานี้ยังไม่ได้รวมผลกระทบซึ่งจะตามมาจากการใช้เครื่องมือนโยบายต่างๆ เช่น ผลกระทบต่ออุตสาหกรรมแทรกเตอร์จากการให้การสนับสนุนทางด้านค่าแทรกเตอร์ เป็นต้น ดังนั้นการวิเคราะห์ผลกระทบทางด้านนโยบายจึงไม่ควรหยุดเพียงแค่นี้

เอกสารอ้างอิง

- Abamo, A. P. "Credit Utilization and Its Impact on Farm Productivity in Chiang Mai Province". M.Sc. Thesis. Thailand : Chiang Mai University. 1992.
- Adulavidhaya, K., Y. Duroda, L. J. Lau, P. Lerttamrab, and P. A. Yotopoulos. "A Microeconomic Analysis of the Agriculture in Thailand". *Food Research Institute Studies*. Vol. XVII (1979) : 79-86. Stanford University.
- Chand, R., and J. L. Kaul. "A Note on the Use of the Cobb-Douglas Profit Function". *Amer. J. Agr. Econ.* 68 (1986) : 162-164.
- Diewert, W. E. "Applications of Duality Theory". *Frontiers of Quantitative Economics*. Vol 2. ed. M. D. Intriligator and D. Kendrick. Amsterdam : North Holland Publishing Co., 1974.
- Heckman, J. "The Common Structure of Statistical Models Of Truncation. Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models". *Annals of Economic and Social Measurement*, 5 (1976) : 475-92.
- Lau, L-F., and P.A. Yotopoulos. "Profit Supply, and Factor Demand Functions". *Amer.J. Agr. Econ.* 54 (1972) : 11-18.
- Lee, L-F., G. S. Maddala, and R. P. Trost. "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity". *Econometrica* 48 (1980) : 491-503.
- Lee, L-F. "Unionism and Wage Rates : A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables". *Int. Econ. Rev.* 19 (1978) : 415-33.
- Pitt, M. M. "Farm-Level Fertilizer Demand in Java : A Meta-Production Function Approach". *Amer. J. Agr. Econ.* 65 (1983) : 502-508.

- Puapanichya, K., and T. Panayotor. "Output Supply and Input Demand in Rice and Upland Crop Production : The Quest for Higher Yields in Thailand". In T. Panayotou (ed.) *Food Policy analysis in Thailand*. Bangkok : Agricultural Development Council. 1985.
- Sidhu, S. S., and C. A. Baanante. "Estimating the Farm-Level Input Demand and Wheat Supply in the Indian Punjab Using a Translog Profit Function". *Amer. J. Agr. Econ.* Vol. 11 (1981).
- Sonka, S. T., R.H. Hornbaker, and M. A. Hudson. "Managerial Performance and Income Variability for a Sample of Illinois Cash Grain Producers". *North Central J. of Agr. Econ.* Vol. 11 (1989).
- Sriboonchitta, S. "An Econometric Analysis of the Relative Share of Labor, Demand and Cross Demand Elasticities and Elasticities of Substitution for Inputs : A Case Study in the Chiang Mai Valley". Ph.D Dissertation. USA : University of Illinois, Champaign. 1983.
- Theil, H. *Principle of Econometrics*. Canada : John Wiley and Sons, Inc. 1971.
- Wiboonpongse, A. "Economies of Size in Multiple Cropping in Northern Thailand : A Random Coefficient Model Approach". Ph.D. Dissertation. USA : University of Illinois, Champaign. 1983.
- Zhang, R. "Size Efficiency in Rive Based Multiple Cropping Systems in the Chiang Mai Valley". M.Sc. Thesis. Thailand : Chiang MaiUniversity. 1991