

PHƯƠNG PHÁP XÁC ĐỊNH KHẢ NĂNG SẢN XUẤT NÔNG NGHIỆP CỦA HỘ NÔNG DÂN

Measuring the agricultural production ability of the farm household

Phạm Văn Hùng¹

SUMMARY

Enhancing the agricultural ability of the farm household is an important factor which may increase not only technical efficiency of the farm household but also incentive of households to be involved in farming. In the paper, a method of household fixed effects is proposed to measure the agricultural production ability of farm households. This research exploits the data from the ACIAR project ADP 1/1997/092. In theoretical point of view, technical efficiency is directly proportional to the agricultural ability of farm households. On average, the agricultural ability estimated for farms in Ha Tay was 0.48 and for farms in Yen Bai it was 0.49. This implies that a system of extension and training for farmers is necessary and important. In addition, the agricultural ability of the farm household may be used for an estimation of the two stage analysis such as impacts of the agricultural ability of households on production efficiency, crop yields, and the market for land use rights or impacts of other factors on the agricultural ability of the farm household.

Key words: *Agricultural ability of the farm household, household fixed effects, technical efficiency.*

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Sản xuất nông nghiệp của Việt Nam trong những năm qua đã có những bước tiến vượt bậc. Chúng ta không những đã giải quyết được phần lớn nhu cầu trong nước mà còn có xuất khẩu (Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn, 2002; World Bank in Vietnam, 2004). Để đạt được điều này, ngoài những yếu tố khách quan, nông dân Việt Nam cũng đã có những thay đổi rất lớn trong nhận thức và trình độ sản xuất. Họ đã tìm tòi, áp dụng các công nghệ mới, thay đổi giống cây trồng thích hợp và chuyển dịch cơ cấu sản xuất theo hướng tích cực. Một trong những yếu tố cơ bản ảnh hưởng đến kết quả trên là khả năng sản xuất của hộ. Nếu trình độ sản xuất của hộ nông dân tăng lên thì kết quả và hiệu quả sản xuất của họ cũng sẽ được nâng cao. Cho đến

hộ. Tuy nhiên, các kết luận đưa ra đều mang tính định tính. Trong bài viết này, tác giả muốn đề xuất một phương pháp ước lượng có thể xác định về mặt lượng khả năng sản xuất của nông hộ.

Mục tiêu của bài báo này trình bày về lý thuyết cách xác định khả năng sản xuất nông nghiệp của hộ dựa trên phương pháp “hiệu ứng cố định của hộ” (Household Fixed Effects). Tác giả có ứng dụng phương pháp này để ước lượng khả năng của các nông hộ ở Hà Tây và Yên Bái dựa trên bộ số liệu của Dự án ACIAR (ADP 1/1997/092).

Bài báo được trình bày theo kết cấu sau: Trong phần 2 sẽ trình bày mô hình lý thuyết và phương pháp xác định khả năng sản xuất về lý thuyết. Nội dung của phần tiếp theo sẽ là mô hình thực nghiệm có ứng

¹ Khoa Kinh tế & PTNT, Đại học Nông nghiệp I nay cũng đã có một số nghiên cứu đề cập đến trình độ sản xuất hay khả năng sản xuất của

dụng số liệu điều tra ở 2 tỉnh Hà Tây và Yên Bái để ước lượng khả năng sản xuất

của hộ. Ngoài ra, mô hình phản ánh ảnh hưởng của các yếu tố đến khả năng sản xuất của hộ - một trường hợp đơn giản của phương pháp ước lượng hai giai đoạn cũng sẽ được trình bày trong phần này. Phần 4 là kết quả ước lượng và thảo luận. Phần cuối của bài sẽ là những tóm tắt và kết luận.

2. MÔ HÌNH LÝ THUYẾT

Giả sử ta có hàm sản xuất $Y = f(X)$, trong đó: Y là đầu ra của sản xuất, X là một véc tơ các đầu vào sản xuất, f là dạng hàm. Theo định nghĩa, hàm sản xuất (Y) là hàm cực biên và đường phản ánh hàm này gọi là đường giới hạn khả năng sản xuất (đường PPF) (Debertin, 1986).¹ Các điểm nằm trên đường cực biên ($Y=f(X)$) phản ánh hiệu quả kỹ thuật đạt được cao nhất. Còn những điểm nằm dưới đường cực biên thì hiệu quả kỹ thuật của hộ không đạt 100%. Giả sử có 2 hộ là A và B. Sản xuất của hộ đạt được nằm dưới đường cực biên, tương ứng là Y_a và Y_b (sản xuất tại điểm A và B) (Hình 1). Giả thiết ảnh hưởng của các đầu vào và công nghệ đến các hộ là như nhau thì 2 hộ A và B sẽ có các điểm cắt trục tung khác nhau, tương ứng tại α_1 và α_2 . Mặc dù chúng ta đều biết rằng điểm cắt trục tung (hay hằng số/hệ số chặn) phản ánh ảnh hưởng của các yếu tố khác nằm ngoài mô hình (ngoài yếu tố X). Tuy nhiên, một câu hỏi đặt ra là tại sao các hộ A và B lại có α_1 và α_2 khác nhau? Sự khác nhau này do đâu mà có?

Theo lý thuyết về hiệu quả kinh tế (trong không gian đầu vào - đầu ra và cực đại đầu ra), $\frac{Y_a}{Y_1}$ là hiệu quả kỹ thuật của hộ

A trong khi $\frac{Y_b}{Y_2}$ là hiệu quả kỹ thuật của

hộ B. (Y_1 và Y_2 là đầu ra cao nhất có thể của 2 hộ A và B tương ứng với mức đầu tư, X_a và X_b) (xem Hình 1). Như vậy, để sản xuất ra khối lượng Y_a thì hộ A cần đầu tư một lượng đầu vào biến đổi ở mức X_a . Tuy nhiên, ta cũng thấy rằng trong trường hợp $X = 0$ hay không đầu tư thì hộ A vẫn có thể đạt một lượng ở mức trung bình là α_1 . Câu hỏi đặt ra là tại sao lại có hiện tượng này và tại sao giữa các hộ khác nhau thì các điểm cắt trục tung của họ cũng sẽ khác nhau. Một giải thích đơn giản có thể là mỗi hộ đều có một khả năng sản xuất nào đó và giữa các hộ khác nhau thì khả năng của họ cũng khác nhau. Do đó, hằng số trong trường hợp này sẽ bao gồm ảnh hưởng của 2 nhóm các yếu tố: nhóm các yếu tố nội tại của hộ và nhóm các yếu tố bên ngoài của hộ. Nhóm các yếu tố nội tại của hộ chính là khả năng sản xuất nông nghiệp của hộ. Các yếu tố ngoại cảnh như ảnh hưởng của yếu tố vùng, miền, thị trường, chính sách, v.v. Tham số phản ánh khả năng sản xuất của hộ được gọi với các tên khác nhau. Deininger và Jin (2003) thì gọi là khả năng sản xuất của hộ trong khi một số tác giả khác (Alvarez and Arias, 2004; Forsund et al., 1980) gọi là tham số hiệu quả.

Dưới dạng toán học, hàm sản xuất có tham số phản ánh khả năng sản xuất của hộ có thể viết như sau:

$$Y_i = \alpha_i f(X_i) \quad (1)$$

Trong đó: Y_i là đầu ra sản xuất của hộ i (sản lượng, năng suất);

X_i là vector của các đầu vào biến đổi của hộ i ;

α_i là tham số phản ánh khả năng sản xuất của hộ i .

Như vậy, nếu $Y = f(X)$ là hàm cực biên lý thuyết thì α_i sẽ nằm trong khoảng $[0, 1]$ hay $0 \leq \alpha_i \leq 1$.

Trong nghiên cứu này, hàm sản xuất ước lượng được xây dựng với các biến dưới dạng Translog. Mô hình tổng quát của hàm này có dạng như sau:

$$\ln(Y) = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln(X_j) + 0,5 \sum_j \sum_t \beta_{jt} \ln(X_j) \ln(X_t) + \varepsilon \quad (2)$$

Trong đó ε là sai số ngẫu nhiên, \ln là Logarith tự nhiên.

Nếu ε được tách ra 2 phần là U và V ($\varepsilon = V - U$), trong đó U là sai số 1 phía và phản ánh phần bất hiệu quả kỹ thuật còn V là sai số ngẫu nhiên 2 phía, thì mô hình (2) trở thành hàm sản xuất cực biên ngẫu nhiên. Hiệu quả kỹ thuật trong trường hợp này được đo bằng $\text{Exp}(-U)$ (Greene, 1997).

Giả thiết rằng hằng số (β_0) chịu ảnh hưởng của 2 nhóm yếu tố: Các yếu tố nội tại của hộ (khả năng sản xuất nông nghiệp của hộ) là β_{01} và hiệu ứng làng/xã (village effects) là β_{02} (Alvarez and Arias, 2004; Deininger and Jin, 2003). Như vậy mô hình (2) có thể viết như sau:

$$\ln(Y) = (\beta_{01} + \beta_{02}) + \sum_j \beta_j \ln(X_j) + 0,5 \sum_j \sum_t \beta_{jt} \ln(X_j) \ln(X_t) + \varepsilon \quad (3)$$

Ngoài ra β_0 có thể còn bao gồm ảnh hưởng của yếu tố thời gian (β_{03}). Tuy nhiên trong bài này, chúng tôi không đề cập nhiều đến yếu tố này. Để ước lượng

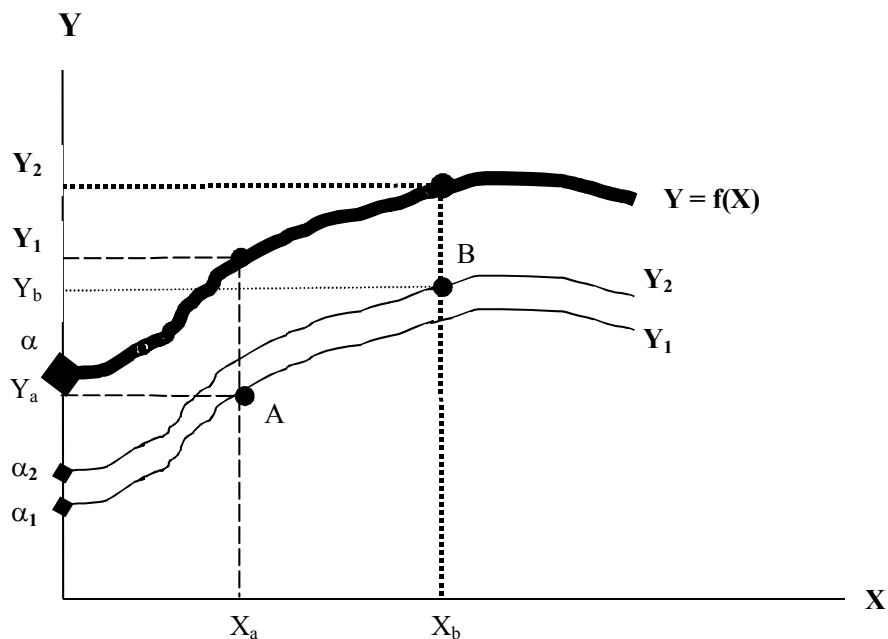
được β_{01} và β_{02} cho hộ i , số liệu cần thiết phải có là số liệu kết hợp cả không gian và thời gian (Panel Data). Phương pháp ước lượng các tham số β_{01} và β_{02} cho hộ i trong bài này là phương pháp “hiệu ứng cố định của hộ” (Household Fixed Effects) (Greene, 2003).

Phương pháp ước lượng β_{01} như sau: Ước lượng mô hình 3 cho một mẫu các hộ (số liệu mức độ hộ) sẽ cho ta một hằng số. Hằng số này bao gồm cả khả năng sản xuất của hộ (β_{01}) và hiệu ứng làng/xã (β_{02}). Sử dụng phương pháp ước lượng này cho mẫu số liệu về làng/xã, khi đó ta sẽ được β_{02} (chính xác trong phương pháp ước lượng này còn có cả β_{03} là ảnh hưởng của thời gian đến Y). Dựa vào kết quả của 2 mô hình này ta có thể xác định được khả năng sản xuất nông nghiệp của hộ (β_{01}).

Một số tác giả còn đưa ra quan điểm sử dụng β_{01} và β_{02} để ước lượng hiệu quả kỹ thuật. Với mô hình 3, hiệu quả kỹ thuật của nông hộ (HQKTh) có thể được ước

lượng như sau:
$$\text{HQKTh} = \frac{e^{\beta_{01} + \beta_{02}}}{e^{\text{Max}(\beta_{01} + \beta_{02})}}$$

(Alvarez and Arias, 2004). Tuy nhiên, nếu ước lượng hiệu quả kỹ thuật theo phương pháp trên thì kết quả sẽ nhỏ hơn so với thực tế vì nó không xét đến các yếu tố ngẫu nhiên hay các phần nhiễu ngẫu nhiên (random disturbances).



Hình 1. Mô phỏng hiệu quả kỹ thuật và khả năng sản xuất của hộ

3. MÔ HÌNH THỰC NGHIỆM

Mô hình thực nghiệm áp dụng để ước lượng khả năng sản xuất nông nghiệp của hộ được xây dựng cơ bản dưới dạng hàm sản xuất kết hợp giữa hàm siêu việt, hàm Translog biến đổi và hàm Cobb-Douglas. Dạng của hàm phụ thuộc vào mối quan hệ kinh tế giữa các yếu tố đầu vào (biến độc lập, X_j) và năng suất qui đổi ra lúa của các cây trồng trong công thức luân canh (biến phụ thuộc, Y) và mục đích nghiên cứu. Ví dụ: qui mô đất đai của hộ (biến X_9) được thiết kế dưới dạng siêu việt bởi hàm số loại này khắc phục được một số nhược điểm của dạng hàm đo độ co giãn (hay hàm Cobb-Douglas). Hàm siêu việt sẽ phản ánh được hai giai đoạn của quá trình sản xuất. Một lý do nữa là đất đai là đầu vào quan trọng nhất của sản xuất trồng trọt, do đó hiệu quả của đất đai cần phải được đặc biệt chú ý. Một

trong những chỉ tiêu đánh giá quan trọng và hữu ích là xem xét giữa các hộ có qui mô đất đai khác nhau, năng suất cây trồng của họ có khác nhau không hay nói cách khác là những hộ có qui mô đất đai lớn hơn thì liệu họ có đạt được năng suất qui đổi cao hơn không. Dạng hàm siêu việt sẽ đáp ứng được yêu cầu này. Dưới dạng Logarith tuyến tính, mô hình thực nghiệm như sau (Hùng, 2005):

$$\begin{aligned} \ln(Y) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(X_1) + \beta_2 \ln(X_2) \\ & + \beta_3 \ln(X_3) + \beta_4 \ln(X_4) + \beta_5 \ln(X_5) \\ & + \beta_6 \ln(X_6) + \beta_7 \ln(X_7) + \beta_8 \ln(X_8) \\ & + \beta_9 \ln(X_9) + \theta_1 X_9 + \beta_{12} \ln(X_1)\ln(X_2) \\ & + \beta_{13} \ln(X_1)\ln(X_3) + \beta_{14} \ln(X_1)\ln(X_4) \\ & + \beta_{15} \ln(X_1)\ln(X_5) + \beta_{17} \ln(X_1)\ln(X_7) \\ & + \beta_{18} \ln(X_1)\ln(X_8) + \beta_{23} \ln(X_2)\ln(X_3) \\ & + \beta_{24} \ln(X_2)\ln(X_4) + \beta_{25} \ln(X_2)\ln(X_5) \\ & + \beta_{27} \ln(X_2)\ln(X_7) + \beta_{28} \ln(X_2)\ln(X_8) \\ & + \beta_{34} \ln(X_3)\ln(X_4) + \beta_{35} \ln(X_3)\ln(X_5) \\ & + \beta_{37} \ln(X_3)\ln(X_7) + \beta_{38} \ln(X_3)\ln(X_8) \\ & + \beta_{45} \ln(X_4)\ln(X_5) + \beta_{47} \ln(X_4)\ln(X_7) \\ & + \beta_{48} \ln(X_4)\ln(X_8) + \beta_{57} \ln(X_5)\ln(X_7) \end{aligned}$$

$$+ \beta_{58} \text{Ln}(X_5)\text{Ln}(X_8) + \beta_{78} \text{Ln}(X_7)\text{Ln}(X_8) + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2 + \delta_3 D_3 + \varepsilon \quad (4)$$

Trong đó: Y = Năng suất lúa qui đổi cho một công thức luân canh (kg/sào/năm);

X_1 = Chi phí cho giống (1000 đồng/sào/năm);

X_2 = Mức bón phân đạm (kg/sào/năm);

X_3 = Mức bón kali (kg/sào/năm);

X_4 = Mức bón lân (kg/sào/năm);

X_5 = Chi phí lao động gia đình (ngày-người/sào/năm);

X_6 = Chi phí lao động thuê (ngày-người/sào/năm);

X_7 = Các chi phí bằng tiền khác (1000 đồng/sào/năm);

X_8 = Số mảnh ruộng mà hộ có;

X_9 = Qui mô đất canh tác (sào);

D_1 = Biến giả phản ánh số vụ gieo trồng trong 1 công thức luân canh; $D_1 = 1$, nếu hộ trồng từ 3 vụ trở lên trên mảnh đất đó trong năm, và $D_1 = 0$, cho các trường hợp khác;

D_2 = Biến giả phản ánh cây trồng có giá trị hay trồng các cây trồng để bán; $D_2 = 1$, nếu hộ trồng hoa, rau cao cấp, hoặc các cây trồng có giá trị để bán khác (ngô bao tử, dưa chuột bao tử), và $D_2 = 0$, nếu là các trường hợp khác;

D_3 = Biến giả phản ánh thay đổi sử dụng đất; $D_3 = 1$, nếu hộ chuyển từ trồng cây trồng ‘truyền thống’ (cây lương thực) sang trồng cây ăn quả hay nuôi cá, và $D_3 = 0$, nếu là các trường hợp khác;

$\beta_0, \beta_j, \beta_{jt}$ (j và $t = 1, \dots, 8$), $\beta_9, \theta_1, \delta_k$ ($k = 1, 2, 3$) là các tham số cần ước lượng.

Mô hình 4 được ước lượng bằng phương pháp “hiệu ứng cố định của hộ” với số liệu kết hợp (Panel Data) cho 2 mức: số liệu ở mức hộ và số liệu ở mức làng xã. Phần mềm được sử dụng để ước lượng là Limdep 7.0 (Greene, 1998).

Để có thể đưa ra các khuyến cáo nhằm nâng cao khả năng sản xuất nông nghiệp

của hộ chúng ta có thể sử dụng phương pháp 2 giai đoạn (two stage estimation). Đó là xem xét ảnh hưởng của một số yếu tố đến khả năng sản xuất của hộ. Có thể sử dụng hàm số đơn giản sau:

$$A = g(Z_1, Z_2, Z_3, Z_4) \quad (5)$$

Trong đó: A là khả năng sản xuất của hộ được tính theo phần trăm (%)

Z_1 là tuổi của chủ hộ (đã tính logarith)

Z_2 là trình độ văn hoá của chủ hộ (tính theo số năm đi học)

Z_3 là biến giả phản ánh sự tham gia các lớp tập huấn của hộ ($Z_4 = 1$, nếu hộ có tham gia ít nhất 1 lớp tập huấn và $Z_4 = 0$, nếu là các trường hợp khác)

Z_4 là số mảnh ruộng mà hộ hiện có.

4. KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG VÀ THẢO LUẬN

Kết quả ước lượng mô hình 4 được trình bày trong bảng Phụ lục 1. Mục tiêu của bài này là đề xuất phương pháp xác định khả năng sản xuất nông nghiệp của hộ. Do đó, kết quả ước lượng mô hình 4 có thể tóm tắt như sau:

Hệ số của lao động gia đình có ý nghĩa thống kê tại mức 1% và mang giá trị âm. Điều đó cho thấy ảnh hưởng trực tiếp của lao động gia đình đến năng suất lúa qui đổi là ngược chiều. Trong điều kiện miền Bắc Việt Nam, lao động nhất là lao động nông nghiệp hãy còn dư thừa, do vậy nông dân thường sử dụng lao động vượt quá mức cần thiết². (Hung, 2005). Nông dân vùng đồng bằng sông Hồng thường áp dụng mức thâm canh cao cho các cây trồng ngắn ngày nhất là lúa. Trong khoảng số liệu điều tra, các hộ nông dân đã đạt được hiệu quả kỹ thuật khá cao và hàm sản xuất đang ở vùng “bằng phẳng”. Như vậy, tăng các đầu vào sản xuất chưa chắc

đã tạo ra mức tăng của đầu ra (Hùng, 2005). Với kết quả ước lượng (bảng phức lục 1), hệ số của các chi phí bằng tiền khác có ý nghĩa thống kê và mang giá trị âm. Như vậy, ảnh hưởng trực tiếp của yếu tố này đối với năng suất cây trồng qui đổi cũng ngược chiều. Tuy nhiên, ảnh hưởng gián tiếp (thông qua các đầu vào khác, các $\beta_{j7} \neq 0$) lại mang dấu dương. Do đó, ở mức trung bình, hệ số co giãn của yếu tố này đối với năng suất vẫn có giá trị dương. Các hệ số của 3 biến giả phản ánh số vụ gieo trồng trong công thức luân canh, các cây trồng có giá trị (bán ra thị trường) và thay đổi mục đích sử dụng đất đều có ý nghĩa thống kê và mang giá trị dương. Như vậy năng suất cây trồng và theo đó là thu nhập của nông dân có thể được cải thiện nếu như hộ chuyển hướng sản xuất hoặc chuyển sang trồng các cây trồng nhằm mục đích để bán. Từ kết quả này, chính sách duy trì diện tích trồng lúa ở một mức cố định chưa chắc đã mang lại thu nhập cao cho hộ nông dân (Hùng, 2005).

Kết quả ước lượng 2 mô hình còn cho phép ước lượng khả năng sản xuất của hộ. Kết quả được trình bày trong bảng 1. Giữa 2 tỉnh Hà Tây và Yên Bái khả năng sản xuất bình quân của nông hộ là xấp xỉ như nhau. Khả năng này chỉ tính đối với cây hàng năm và được so sánh ở mức tương đối, nghĩa là so sánh từng hộ với những hộ có khả năng tốt nhất. Ở mức bình quân, khả năng sản xuất bình quân các hộ ở Hà Tây là 0,48 còn các hộ ở Yên Bái là 0,49. Số liệu này cho thấy vẫn còn một khoảng cách rất lớn giữa những hộ trung bình và hộ có khả năng tốt nhất. Do vậy, nâng cao hiểu biết, trình độ của nông dân hay tăng

cường công tác khuyến nông sẽ là con đường cơ bản để nâng cao khả năng và kết quả sản xuất của hộ.

Khả năng sản xuất của hộ nếu phân theo qui mô đất canh tác của hộ thì có sự biến động giữa 2 tỉnh. Tại Hà Tây, những hộ có qui mô đất đai từ 1 đến 2 ha có khả năng cao nhất và những hộ có qui mô lớn hơn 3 ha có khả năng thấp nhất. Như vậy tại Hà Tây có thể thấy rằng, những hộ có qui mô lớn hơn 3 ha có thể tập trung trồng những cây trồng không phải cây hàng năm. Các hộ có qui mô ở mức dưới 1 ha và từ 2 đến 3 ha, có khả năng sản xuất tương tự như nhau. Trong khi ở Yên Bái, những hộ có qui mô lớn hơn 3 ha có khả năng cao nhất, các hộ ở các qui mô còn lại có khả năng tương tự nhau (trừ các hộ có qui mô từ 0,7 - 1 ha). Kết quả từ bảng 1 cho thấy rằng ở mức trung bình khả năng trồng cây hàng năm của các hộ nông dân hiện nay là tương tự như nhau.

Bảng 1. Phân phối khả năng sản xuất của nông hộ theo qui mô đất đai của hộ

Qui mô đất đai của hộ (ha)	Khả năng sản xuất của hộ	
	Hà Tây	Yên Bái
< 0,3	0,47	0,48
0,3 - 0,7	0,48	0,46
0,7 - 1	0,50	0,53
1 - 2	0,54	0,47
2 - 3	0,49	0,46
> 3	0,24	0,54
Trung bình	0,48	0,49

Một trong những hướng phân tích định lượng trong kinh tế rất hay được dùng là phương pháp phân tích hai giai đoạn. Phương pháp này bao gồm 2 bước. Bước thứ nhất là sử dụng một mô hình để ước lượng ra một chỉ tiêu hay kết quả nào đó. Kết quả này sau đó được sử dụng để ước lượng tiếp cho một mô hình khác. Đây chính là bước thứ hai của phương pháp. Để xem xét ảnh hưởng của các yếu tố đến khả năng sản xuất của hộ, tác giả đã sử dụng một mô hình đơn giản để phân

tích. Khả năng sản xuất của hộ phụ thuộc vào nhiều yếu tố. Tuy nhiên, do mục tiêu của bài và nguồn số liệu, tác giả sử dụng 4 yếu tố (tuổi và văn hoá của chủ hộ, sự tham gia các lớp tập huấn của hộ hay chủ hộ, và số mảnh ruộng của hộ) để phân tích trong trường hợp này. Khả năng sản xuất của hộ được đo bằng phần trăm (hoặc số lần). Do đó, phương pháp ước lượng được sử dụng trong bài là ước lượng “cụt” (truncated estimation). Kết quả được trình bày trong bảng 2. Một điều ngạc nhiên của kết quả là chỉ có biến giả phản ánh hộ nông dân tham gia các lớp tập huấn và số mảnh ruộng của hộ có ý nghĩa thống kê, còn các biến phản ánh tuổi và văn hoá của chủ hộ không có ý nghĩa thống kê trong trường hợp này. Nếu như giả thiết các yếu tố khác không đổi, ta thấy rằng sự tham gia của hộ vào các lớp tập huấn có ảnh hưởng rất lớn đến khả năng sản xuất của hộ. Như vậy, hệ thống khuyến nông hay tăng cường các lớp đào tạo, tập huấn cho nông dân sẽ là điều cần thiết trong việc nâng cao nhận thức và khả năng của hộ. Đây cũng sẽ là hướng nhằm nâng cao năng suất cây trồng và thu nhập của hộ nông dân.

Bảng 2. Phân tích một số yếu tố ảnh hưởng đến khả năng sản xuất nông nghiệp của hộ

Các biến	Hệ số	Giá trị t
Hằng số	53,41	3,20***
Tuổi chủ hộ (Logarith)	-2,81	-0,64
Văn hoá của chủ hộ	-0,0007	-0,16
Biến giả phản ánh hộ có tham gia tập huấn	4,45	1,88*
Số mảnh ruộng của hộ	0,66	2,35**
Sigma	12,10	19,10***

5. KẾT LUẬN

Khả năng sản xuất nông nghiệp hay trồng trọt của nông hộ là vấn đề quan trọng. Để có thể nâng cao được khả năng sản xuất của hộ thì vấn đề cần thiết là làm thế nào xác định được cụ thể khả năng của hộ cũng như các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng này. Nếu như chúng ta định lượng

được các yếu tố này thì mới có thể tìm ra giải pháp để nâng cao khả năng của hộ.

Trong bài này, tác giả đề xuất sử dụng phương pháp “hiệu ứng cố định của hộ” để ước lượng khả năng sản xuất trồng trọt của hộ (trong trường hợp tổng quát thì có thể là khả năng sản xuất nông nghiệp). Phương pháp này đòi hỏi phải có số liệu kết hợp để ước lượng và phân mềm kinh tế lượng có chức năng phân tích hiệu ứng cố định và hiệu ứng ngẫu nhiên (random and fixed effects). Mặc dù còn một số nội dung quá phức tạp (mô hình 4), ngược lại một số nội dung còn đơn giản (mô hình 5), nhưng hướng sử dụng phương pháp “hiệu ứng cố định của hộ” để tách hằng số ra làm 2 phần: phần phản ánh khả năng sản xuất của hộ và phần ảnh hưởng của các yếu tố ngoại vi sẽ là một hướng cơ bản để lượng hoá 2 yếu tố này. Phương pháp này cũng có thể mở rộng để ước lượng cho các mức độ và qui mô rộng hơn như khả năng của doanh nghiệp hay của 1 vùng. Nếu như chúng ta có thể lượng hoá được khả năng sản xuất của các đơn vị sản xuất nói chung và nông hộ nói riêng thì chúng ta có thể phân tích được về chất sự phát triển cũng như hiệu quả sản xuất của các đơn vị sản xuất và hộ nông dân.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Alvarez, A. and Arias, C. (2004). Technical efficiency and farm size: a conditional analysis. *Agricultural Economics*, 30, 3, 241-250.
- Debertin, D. L. 1986. *Agricultural Production Economics*, MacMillan Publishing Inc., New York.
- Deininger, K. and Jin, S. (2003). Land sales and rental markets in transition: evidence from rural Vietnam, a working paper 3013, World Bank, Washington D.C., [online]. Available:

http://econ.worldbank.org/files/25489_wps3013.pdf, (20 August 2003).

- Forsund, F. R., Lovell, C. A. K. and Schmidt, P. 1980. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement. *Journal of Econometrics*, 13, 1, 5-25.
- Greene, W. H. (1997). Frontier production functions, in Pesaran, M. H. and P. Schmidt (eds), *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell Publishers, pp. 81-166.
- Greene, W. H. 1998. *Limdep Version 7.0: User's Manual*, Revised edition, Econometric Software, Inc.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*, Fifth Edition, Prentice Hall. Pearson Education, Inc., Upper Saddle River, New Jersey, 07458.
- Hung, P. V., MacAulay, T. G. and Marsh, S. P. (2004). The economics of land fragmentation in the north of Vietnam, contributed paper presented to the 48th Annual Conference of the Australian Agricultural and Resource Economics Society, Melbourne, 11-13 February, [online]. Available: <http://www.agric.uwa.edu.au/ARE/AARES/rest2004/Hung,MacAulay&Marsh.pdf>.
- Hung, P. V. (2005). Fragmentation and economies of size in multi-plot farms in Vietnam, PhD thesis, University of Sydney, Sydney.
- Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn. (2002). Những thành tựu về 15 năm Đổi mới của nông nghiệp và phát triển nông thôn, Trung tâm Thông tin nông nghiệp và Phát triển nông thôn, [online]. Available: <http://www.mard.gov.vn>, (25/03/2003).
- World Bank in Vietnam. (2004). *Vietnam Development Report (2004). Poverty*, World Bank in Vietnam, Hanoi, Vietnam.

Phụ lục 1. Kết quả ước lượng hàm năng suất cây trồng qui đổi bằng phương pháp “Hiệu ứng cố định của hộ”

Các biến ước lượng	Mức nông hộ		Mức xã/thôn	
	Hệ số	Giá trị t	Hệ số	Giá trị t
β_0 Hằng số	6,742	14,79***	6,475	21,61***
β_1 Chi phí giống	0,004	0,05	0,077	1,44
β_2 Chi phí phân đạm	0,084	0,79	-0,065	-0,83
β_3 Chi phí phân kali	-0,074	-1,28	-0,040	-0,90
β_4 Chi phí phân lân	0,017	0,79	0,007	0,47
β_5 Chi phí lao động gia đình	-0,295	-4,30***	-0,209	-3,92***
β_6 Chi phí lao động thuê	-0,024	-1,42	0,010	0,87
β_7 Các chi phí bằng tiền khác	-0,189	-4,36***	-0,169	-5,17***
β_8 Số mảnh ruộng của hộ	-1,432	-4,44***	-1,108	-4,94***
β_9 Qui mô đất canh tác của hộ	0,089	1,25	0,067	2,44**
θ_1 Qui mô đất canh tác của hộ (exp)	-0,001	-1,15	-0,001	-1,72*
β_{12} Chi phí giống * Chi phí phân đạm	0,015	1,26	0,012	1,32
β_{13} Chi phí giống * Chi phí phân kali	-0,005	-1,66*	-0,005	-1,98**
β_{15} Chi phí giống * Chi phí lao động gia đình	-0,069	-3,82***	-0,059	-3,82***
β_{17} Chi phí giống * Các chi phí bằng tiền khác	0,032	3,49***	0,023	3,18***
β_{18} Chi phí giống * Số mảnh ruộng của hộ	0,017	0,73	-0,011	-0,68
β_{23} Chi phí phân đạm * Chi phí phân kali	0,027	2,29**	0,018	1,96**
β_{24} Chi phí phân đạm * Chi phí phân lân	-0,004	-0,52	-0,001	-0,23
β_{25} Chi phí phân đạm * Chi phí lao động gia đình	0,035	1,71*	0,008	0,46
β_{27} Chi phí đạm * Các chi phí bằng tiền khác	0,007	0,35	0,019	1,37
β_{28} Chi phí phân đạm * Số mảnh ruộng của hộ	-0,058	-0,80	0,032	0,61
β_{34} Chi phí phân kali * Chi phí phân lân	-0,003	-1,81*	-0,002	-1,21
β_{35} Chi phí phân kali * Chi phí lao động gia đình	0,002	0,12	0,010	0,85
β_{37} Chi phí phân kali * Các chi phí bằng tiền khác	-0,001	-0,10	-0,011	-1,36
β_{38} Chi phí phân kali * Số mảnh ruộng của hộ	0,012	0,56	0,019	1,26
β_{57} Chi phí lao động gia đình * Các chi phí bằng tiền khác	0,033	1,70*	0,043	2,68***
β_{58} Chi phí lao động gia đình * Số mảnh ruộng của hộ	0,294	4,29***	0,208	3,91***
β_{78} Các chi phí bằng tiền khác * Số mảnh ruộng của hộ	0,120	2,36**	0,096	2,48**
δ_1 Biến giả số vụ gieo trồng	0,165	2,82***	0,211	4,48***
δ_2 Biến giả về cây trồng có giá trị cao	0,283	2,18**	0,345	3,21***
δ_3 Biến giả phản ánh thay đổi sử dụng đất	0,688	4,46***	0,490	4,11***
Số mẫu quan sát, n	508		508	
Giá trị F	5,86	***	25,57	***
Hệ số xác định, R ²	0,81		0,69	
Hệ số xác định điều chỉnh, $\overline{R^2}$	0,68		0,66	

Ghi chú: ***, **, và * tương ứng có ý nghĩa thống kê ở mức 1, 5 và 10 %