

PHÂN TÍCH QUYẾT ĐỊNH VỀ LỰA CHỌN SẢN XUẤT RAU AN TOÀN: TRƯỜNG HỢP CỦA CÁC HỘ NÔNG DÂN XÃ LỆ CHI, GIA LÂM, HÀ NỘI

Tô Thế Nguyên

Khoa Kinh tế và Phát triển nông thôn, Học viện Nông nghiệp Việt Nam

Email: tothenguye@gmail.com

Giang Hoàng Hiệu

Plan International Vietnam

Email: gianghoanghieu@gmail.com

Ngày nhận: 12/6/2016

Ngày nhận bản sửa: 15/7/2016

Ngày duyệt đăng: 25/7/2016

Tóm tắt:

Sản xuất theo hướng hữu cơ và an toàn thực phẩm đang được xã hội quan tâm. Các chính sách giúp người sản xuất chuyển dần sang hướng hữu cơ được cho là cần thiết. Bài báo này đã dùng một mô hình probit để xem xét các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn sản xuất rau an toàn của hộ nông dân. Kết quả ước lượng từ mô hình probit cho thấy có ba yếu tố ảnh hưởng tích cực và có ý nghĩa thống kê đến sự lựa chọn sản xuất rau an toàn là thu nhập, diện tích đất trồng trọt và tập huấn kỹ thuật của khuyến nông. Nhóm tác giả khuyến cáo các nhà làm chính sách rằng muốn hộ sản xuất chuyển sang hướng sản xuất hữu cơ thì nên chú ý đến ba yếu tố này.

Từ khóa: Sản xuất an toàn; Hàm probit; Sản xuất rau

Analysing the choice of organic vegetables production: The case of farmer households in Le Chi commune, Gia Lam, Hanoi

Abstract:

Organic farming and food safety have been attracting social attention from in recent years. It is important to make policies that help farmers to change their farming practices in to organic production. This article uses probit model to examine factors that influence farmers in their decision to adopt organic vegetable farming. Estimated results from probit model shows that there are three factors which are statistically significant and have positive impacts on organic vegetable production, including income, cultivated area and education by agricultural promotion programs. The author recommends policy makers to pay close attention to these factors in order to encourage farmers to shift into organic production.

Keywords: Safe production, Probit function, Vegetable production

1. Đặt vấn đề

Với điều kiện khí hậu nhiệt đới, Việt Nam có khả năng sản xuất rau quanh năm với số lượng, chủng loại rau rất phong phú đa dạng. Có khoảng 80 chủng loại rau được sản xuất trong vụ đông xuân, và khoảng 30 chủng loại rau được sản xuất trong vụ

hè thu. Sản lượng và chủng loại rau có thể đáp ứng được cầu tiêu dùng của thị trường nội địa và xuất khẩu. Tổng diện tích canh tác rau các loại ở Việt Nam là khoảng 780.100 ha, năng suất tính bình quân cho các loại rau đạt khoảng gần 18 tấn/ha, sản lượng đạt khoảng 13 triệu tấn. Tuy nhiên, diện tích trồng rau an toàn được chứng nhận VietGAP là rất nhỏ,

chỉ đạt 14.500 ha (GSO, 2015). Trong khi đó, xu hướng nhu cầu tiêu dùng rau an toàn của người tiêu dùng tăng. Bên cạnh đó, chất lượng các sản phẩm về rau còn nhiều hạn chế, có khoảng 7% số mẫu rau trên thị trường bị phát hiện có dư lượng thuốc bảo vệ thực vật vượt quá giới hạn mức cho phép (Viện Nghiên cứu rau quả, 2015).

Liên minh Châu Âu (EU) là một thị trường tiêu thụ rau quả và nông sản lớn trên thế giới. Hàng năm, EU nhập khẩu lượng rau quả rất lớn, chiếm khoảng 50% nhập khẩu rau quả trên toàn cầu. Thị trường rau quả EU là một thị trường tiềm năng đối với các doanh nghiệp xuất khẩu nông sản Việt Nam. Kim ngạch xuất khẩu rau quả của Việt Nam sang EU không ngừng tăng trưởng trong những năm qua: năm 2010 tăng 28%, năm 2011 tăng 10% và đạt 60,1 triệu USD (Cục Xúc tiến thương mại, 2012).

Tuy nhiên, sản xuất rau an toàn đang gặp nhiều thách thức, trở ngại như: trình độ và nhận thức của người sản xuất còn hạn chế, đặc biệt có nhiều rủi ro về sản xuất, giá sản phẩm rau an toàn cao hơn rau thường và người tiêu dùng khó nhận biết và thiếu niềm tin vào chất lượng của sản phẩm rau an toàn. Điều đó cũng có thể là lý giải cho việc tại sao diện tích sản xuất rau an toàn ở Việt Nam là rất khiêm tốn (1,8%), chưa xứng với tiềm năng.

Hiện nay, nhiều hộ nông dân đang có xu hướng mở rộng diện tích sản xuất rau an toàn. Ngược lại, một số hộ lại không sản xuất hoặc bỏ sản xuất rau an toàn. Bên cạnh đó, chúng tôi nhận thấy các nghiên cứu liên quan đến ứng xử của hộ nông dân đến sản xuất rau an toàn là khan hiếm. Nghiên cứu mới nhất của Võ Minh Sang (2016) về niềm tin của người tiêu dùng rau an toàn ở Thành phố Cần Thơ chỉ ra rằng, chỉ khoảng 30% người tiêu dùng có tiêu dùng rau an toàn. Nguyên nhân chính là do lòng tin đối với rau an toàn chưa được tạo lập và tính bất tiện trong tiêu dùng.

Nghiên cứu này kỳ vọng sẽ làm sáng tỏ hơn về nhận định trên, phần nào làm rõ hơn các yếu tố ảnh hưởng đến sự lựa chọn của hộ nông dân với sản xuất rau an toàn. Nghiên cứu sẽ dùng các phương pháp thích hợp để (i) mô phỏng được những ứng xử của hộ nông dân đối với sản xuất rau an toàn và (ii) phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến sự lựa chọn của hộ nông dân đối với sản xuất rau an toàn.

2. Khung lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Khung lý thuyết và tổng quan tài liệu

Thuật ngữ rau an toàn đã trở nên phổ biến. Tuy

nhiên, khái niệm về rau an toàn một cách hoàn chỉnh cần xuất phát từ quan niệm về nền nông nghiệp sạch. Hiện nay, trên thế giới và ở Việt Nam có hai quan niệm về nông nghiệp sạch, đó là: Nông nghiệp sạch tuyệt đối và nông nghiệp sạch tương đối.

Nông nghiệp sạch tuyệt đối còn được gọi là nông nghiệp hữu cơ, nông nghiệp sinh học, thiên về biện pháp hữu cơ và sinh học, canh tác tự nhiên, không dùng các loại phân bón, thuốc bảo vệ thực, chấp nhận năng suất cây trồng không cao để đổi lấy sản phẩm hoàn toàn sạch. Hình thức sản xuất này xuất hiện ở những nước phát triển, có kỹ thuật phát triển, người tiêu dùng có khả năng chấp nhận giá sản phẩm cao; hình thức này phù hợp với sản xuất ở quy mô nhỏ.

Nông nghiệp sạch tương đối là áp dụng các biện pháp thâm canh hiện đại, áp dụng công nghệ sinh học, kết hợp các biện pháp hữu cơ, sinh học và các biện pháp khác nhưng với công nghệ đảm bảo hạn chế tác động tiêu cực của sản xuất đến môi trường, các sản phẩm nông nghiệp không có hoặc hàm lượng chất hóa học ở mức độ cho phép, đảm bảo giá thành hợp lý.

Theo Trần Khắc Thi (2007), sản phẩm rau được xem là an toàn khi sản phẩm rau chứa dư lượng bảo vệ thực vật, dư lượng Nitrat, dư lượng kim loại nặng và lượng vi sinh vật gây hại không vượt quá ngưỡng cho phép của tổ chức Y tế thế giới (WHO). Những tiêu chuẩn đó có tính khả thi đối với người sản xuất, giá thành hạ, giúp cho người tiêu dùng tiếp cận và chấp nhận với sản phẩm rau an toàn.

Ở Việt Nam, đã có nhiều những nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng tới hành vi của người tiêu dùng rau an toàn (Figuié, 2003; Ngô Thị Thuận, 2003; Nguyễn Văn Thuận & Võ Thành Danh, 2011; Trần Thị Kinh Như, 2015 và Võ Minh Sang, 2016). Tuy nhiên, những nghiên cứu về hành vi của người sản xuất rau an toàn là rất hạn chế. Nghiên cứu của Vũ Thị Dân (2009) chỉ ra rằng các yếu tố ảnh hưởng đến ứng xử là: trình độ văn hóa của chủ hộ, khoa học kỹ thuật, thông tin thị trường và vốn. Nghiên cứu này dùng một số thuật thống kê để mô phỏng sự ảnh hưởng đó.

Để có căn cứ đủ mạnh để xây dựng các biến trong mô hình ước lượng trong nghiên cứu của chúng tôi. Trước hết, kết quả nghiên cứu của Adesina (1996) cho rằng các hộ sản xuất lớn có nhiều khả năng áp dụng những tiến bộ kỹ thuật hơn so với các hộ sản xuất nhỏ do hiệu ứng của kinh tế theo quy mô. Biến quy mô ở đây được hiểu là số lượng đất đai (LAND)

đã được xác định trong mô hình của chúng tôi. Bên cạnh đó, trong một số nghiên cứu (Kebede & cộng sự, 1990; Shiferaw & Holden, 1998), biến LABOR được hiểu là quy mô hộ sản xuất và đã được xác định có hoặc là tích cực hay tiêu cực ảnh hưởng đến quyết định để sản xuất hữu cơ. Đây là căn cứ để chúng tôi đưa biến LABOR vào trong mô hình. Ngoài ra, lập luận của một số tác giả cho rằng rằng phụ nữ thường bị phân biệt đối xử trong việc tiếp cận với các đầu vào bên ngoài (Haugen & Brandth, 1994). Đây chính là căn cứ để chúng tôi đưa biến GENDER vào ước lượng. Hơn nữa, những hộ sản xuất ít được tham vấn từ khuyến nông có một xác suất áp dụng canh tác hữu cơ là thấp hơn so với những hộ sản xuất được hưởng chính sách này (Ali & Abdulai, 2010). Dựa vào nghiên cứu này, chúng tôi đưa biến EXTENSION vào ước lượng. Và sau cùng, chúng tôi đưa các biến như EDUC, EXPERIENCE và PROP với căn cứ là dựa trên một số nghiên cứu khác như Basnayake & Gunaratne (2002), Huynh & cộng sự (2008), Raphael (2008) và Huynh & Yabe (2011).

2.2. Nguồn dữ liệu, tổng hợp và xử lý số liệu

Nghiên cứu của chúng tôi lựa chọn địa bàn là xã Lê Chi, huyện Gia Lâm, Hà Nội làm căn cứ mô phỏng. Căn cứ để lựa chọn địa điểm này dựa trên một Báo cáo của Cục Thống kê Thành phố Hà Nội năm 2015, huyện Gia Lâm sản xuất và cung cấp trên 70% sản lượng rau của Thành phố Hà Nội. Hơn nữa, theo một Báo cáo của Ủy ban Nhân dân Thành phố Hà Nội năm 2015, diện tích sản xuất rau an toàn chỉ khoảng 5.000 ha và sản lượng rau an toàn là khoảng 795 tấn/ngày, sản lượng này chỉ đáp ứng

được khoảng 30% cầu về rau an toàn của thị trường Hà Nội (Báo điện tử VTV, 2015).

Chúng tôi dùng phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên để lựa chọn 125 hộ nông dân vừa sản xuất rau và vừa sản xuất rau an toàn tại 3 thôn là Cổ Giang, Gia Lâm và Sen Hồ của xã Lê Chi, Gia Lâm, Hà Nội. Đây là 3 thôn có diện tích sản xuất rau chủ yếu của xã Lê Chi. Dữ liệu sơ cấp được phỏng vấn trực tiếp từ các hộ sản xuất (từ tháng 7 đến tháng 9 năm 2016). Dữ liệu này dựa theo các tiêu chí như: nghề nghiệp, thu nhập, trình độ văn hóa, số lao động/hộ,... nhằm xác định các yếu tố ảnh hưởng đến việc quyết định sản xuất rau của hộ nông dân (xem Phụ lục Bảng A).

Một bản tóm tắt các dữ liệu và các biến sử dụng được thể hiện trong Bảng 1. Biến phụ thuộc (CHOICE) là sự lựa chọn có hay không các hộ nông dân áp dụng canh tác hữu cơ. Chính xác hơn, biến này bằng 1 nếu hộ sản xuất tham gia sản xuất rau an toàn và bằng 0 (các hộ sản xuất rau thường).

Biến REVENUE là biến thu nhập từ sản xuất rau, thu nhập bình quân của một hộ sản xuất rau là 8.9 triệu VND/tháng, với độ lệch chuẩn là 4.0 triệu VND¹. Biến đất đai (LAND) là tổng diện tích của hộ sản xuất được tính bằng mét vuông. Diện tích bình quân mỗi hộ là 5.59 sào (1 sào = 360m²). Hơn nữa, hộ sản xuất có quy mô lớn cũng có thể có khả năng và sẵn sàng chịu rủi ro hơn so với hộ sản xuất quy mô nhỏ. Số trung bình lao động (biến LABOR) của mỗi hộ sản xuất là 3.17, với độ lệch chuẩn là 1.62. Biến EDUC là số năm đi học của người được phỏng vấn (dựa trên thang đo: từ lớp 1 đến lớp 12). Trình

Bảng 1: Thống kê mô tả của các biến sử dụng trong mô hình (n=125)

Biến	Trung bình	Sai số chuẩn	Min	Max
CHOICE	0.52	0.50	0	1
REVENUE	8.92	4.01	2.80	23.00
LAND	5.95	1.63	2.66	10.66
LABOR	3.17	1.62	1	6
EDUC	5.27	2.58	0	10
EXPERIENCE	17.66	6.17	5	30
PROP	0.61	0.49	0	1
GENDER	0.53	0.50	0	1
EXTENSION	0.62	0.49	0	1

Nguồn: Kết quả điều tra, 2015

độ học vấn trung bình từ mẫu số liệu điều tra của chúng tôi là 5.27 năm.

Ngoài ra, chúng tôi sử dụng một số biến giả tương ứng với đặc điểm hộ sản xuất như giới tính, nghề nghiệp và khuyến nông. Biến GENDER là một biến giả và bằng 1 nếu chủ hộ sản xuất là nam và bằng 0 nếu chủ hộ sản xuất là nữ. Trong nghiên cứu này, chúng tôi giả định rằng biến GENDER là có liên quan tiêu cực đến việc thông qua canh tác hữu cơ. Biến khuyến nông (EXTENSION) đưa đến những thông tin có hay không các hộ sản xuất đã được tham vấn về kỹ năng từ cán bộ khuyến nông.

2.3. Phương pháp phân tích và xử lý số liệu

Thông số kỹ thuật thay thế của chất lượng mô hình lựa chọn bao gồm các mô hình xác suất tuyêntính, chẳng hạn như mô hình probit. Mô hình tổng quát được giới thiệu ở đây dựa trên Amemiya (1981) và Maddala (1991). Mô hình xác suất tuyêntính có thể mô phỏng như sau:

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

với $y_i = 1$ nếu i th ra quyết định lựa chọn thay thế đầu tiên và bằng 0 nếu i th ra quyết định lựa chọn thay thế thứ hai; x_i là i th dòng của $n \times p$ ma trận của hồi quy, $i=1,\dots,n$; β là hệ số của các biến; và ε_i là sai số ngẫu nhiên.

Trong phân tích này, có 2 loại lựa chọn của hộ sản xuất mà chúng tôi xem xét là: (1) hộ sản xuất rau hữu cơ, (0) hộ sản xuất rau thường. Xác suất (P_r) của mỗi hộ sản xuất i là ngẫu nhiên rút ra từ tổng thể và có thể viết như sau:

$$Pr(y_i \neq 0 | x_i) = \frac{\exp(y_i)}{1 + \exp(y_i)}. \quad (2)$$

Khi đó, hàm probit có thể viết là:

$$Pr(y_i \neq 0 | x_i) = \int_{-\infty}^{\beta x_i} \phi(t) dt, \quad (3)$$

với $\phi(\cdot)$ là hàm mật độ tiêu chuẩn thường.

Điều kiện của về giới hạn tính không đồng nhất, hàm khả năng có dạng là

$$L = \prod_{y_i=0} F(\beta x_i)^{m_i} \cdot \prod_{y_i=1} [1 - F(\beta x_i)]^{1-m_i}, \quad (4)$$

bất kể loại hình không đồng nhất, chúng tôi phải tích hợp chức năng này trong phân phối không đồng nhất. $F(\cdot)$ là một chức năng quan hệ giữa các quan sát, m_i , xác định khả năng chấp nhận sản xuất hữu cơ của hộ sản xuất.

Khi đó, hàm khả năng của mô hình probit được mô phỏng là:

$$\ln L_i = \sum_{i=1}^n \{m_i \ln F(\beta x_i) + (1-m_i) \ln [1 - F(\beta x_i)]\}. \quad (5)$$

số lượng $\sum_{i=1}^n L_i$ phụ thuộc vào hệ số β .

3. Kết quả nghiên cứu

3.1. Ứng xử của các hộ nông dân trong tiêu thụ sản phẩm rau

Người sản xuất rau luôn có những ứng xử đối với việc tiêu thụ sản phẩm đầu ra của họ. Nghiên cứu của chúng tôi thấy rằng, người nông dân trồng rau ở đây chưa có sự đa dạng liên kết trong tiêu thụ sản phẩm rau của họ. Tác nhân chính giúp tiêu thụ sản phẩm rau của họ là người thu gom, người bán buôn và người tiêu dùng. Các hộ trồng rau hợp tác với các tác nhân dựa trên những mối quan hệ quen biết, làng xóm. Số liệu điều tra của chúng tôi cho thấy, ứng xử của hộ trồng rau ở địa bàn nghiên cứu có sự khác biệt đối với từng tác nhân được thể hiện ở Bảng 2.

Tỷ lệ bán rau an toàn và rau thường cho người thu gom là 16.5% và 23.3%, tương ứng. Tỷ lệ bán rau an toàn và rau thường trực tiếp cho người tiêu dùng chiếm 13.3% và 11.2%, tương ứng. Số lượng sản phẩm còn lại, người nông dân sản xuất rau ở địa bàn nghiên cứu tiêu thụ qua người bán buôn (70.2% đối với rau an toàn và 65.5% đối với rau thường). Đặc

Bảng 2: Ứng xử của người sản xuất với lựa chọn các hình thức tiêu thụ (%)

Diễn giải	Tỷ lệ tiêu thụ rau an toàn	Tỷ lệ tiêu thụ rau thường
Bán cho người bán buôn	70.2	65.5
Bán cho người thu gom	16.5	23.3
Bán cho người tiêu dùng	13.3	11.2

Nguồn: Kết quả điều tra, 2015

Bảng 3: Kết quả ước lượng cho mô hình probit không thuần nhất

Các biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Hiệu ứng biến	Sai số chuẩn
REVENUE	0.118 **	(0.036)	0.039 **	(0.010)
LAND	0.160 *	(0.095)	0.052 *	(0.030)
LABOR	-0.171	(0.131)	-0.056	(0.042)
GENDER	-0.287	(0.255)	-0.094	(0.082)
EDUC	0.005	(0.051)	0.002	(0.016)
EXPERIENCE	-0.004	(0.020)	-0.001	(0.007)
EXTENSION	0.942 **	(0.261)	0.038 **	(0.071)
PROP	0.210	(0.258)	0.069	(0.084)
Hệ số chặn	0.166	(0.809)		

, ** có ý nghĩa thống kê ở mức 10% và 5%, tương ứng, và n=125.

biệt là, các câu hỏi mở rộng và chuyên sâu trong nghiên cứu của chúng tôi chỉ ra rằng, các tác nhân tiêu thụ (bán buôn và thu gom) không quan tâm đến rau an toàn và rau thường nên giá mua đối với các loại rau an toàn và rau thường không có sự khác nhau.

3.2. Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định của hộ nông dân trong sản xuất rau

Nhóm tác giả ước lượng khả năng và các hiệu ứng biến trung bình về sự lựa chọn sản xuất hữu cơ với mô hình probit không thuần nhất. Nhóm tác giả chỉ đưa ra kết quả của mô hình probit có tính không thuần nhất không quan sát được, thể hiện trong Bảng 3.

Hồi quy, hệ số probit khác nhau bởi một yếu tố quy mô, do đó nhóm tác giả không thể giải thích tầm quan trọng của các hệ số; bởi vậy, cần tính toán hiệu ứng biến trung bình của các biến giải thích². Lưu ý rằng những tính toán hiệu ứng biến là sử dụng để tính toán phần trăm thay đổi trong các biến phụ thuộc khi thay đổi biến ngoại sinh từ 0 đến 1 cho các biến phân loại và độ co giãn của trung bình mẫu cho các biến liên tục.

Việc ước lượng mô hình probit không thuần nhất cho thấy rằng việc sản xuất rau hữu cơ là có ý nghĩa và nhiều khả năng để áp dụng cho những hộ nông dân có thu nhập cao hơn, đất đai lớn hơn và được tham gia các lớp tập huấn khuyến nông. Cụ thể, kết quả ở Bảng 5 chỉ ra rằng mỗi một đơn vị tăng thêm của thu nhập là có khoảng 3.9% khả năng tăng thêm của sản xuất rau hữu cơ. Tương tự, đối với mỗi đơn vị tăng thêm của đất đai sẽ có 5.2% sự tăng thêm khả

năng áp dụng sản xuất rau hữu cơ. Cuối cùng, biến hộ nông dân có tham gia tập huấn khuyến nông là có ý nghĩa thống kê và có khoảng 3,8% khả năng để họ sản xuất rau hữu cơ so với hộ nông dân không tham gia tập huấn khuyến nông. Tuy nhiên, nhóm tác giả thấy không có sự ảnh hưởng đáng kể của các kinh nghiệm, giáo dục và giới tính liên quan đến việc áp dụng sản xuất rau hữu cơ.

Mặc dù một số nghiên cứu đã nhận thấy có mối quan hệ giữa biến đất đai và hành vi ra các quyết định áp dụng sản xuất hữu cơ (Adesina & Zinnah, 1993; Shiferaw & Holden, 1998 và Staal & cộng sự, 2002). Tuy nhiên, những biến này được tìm thấy là không có ý nghĩa thống kê trong phần ước lượng của Adesina & Zinnah (1993). Ngược lại, kết quả của chúng tôi chỉ ra rằng biến đất đai là có ý nghĩa thống kê và có ảnh hưởng tích cực. Kết quả này là trùng khớp với các kết quả của Shiferaw & Holden (1998) và Staal & cộng sự (2002).

Nhóm tác giả thấy rằng những hộ sản xuất được tư vấn từ khuyến nông là có ý nghĩa lớn và nhiều khả năng áp dụng sản xuất hữu cơ. Vì vậy, các hoạt động khuyến nông đang phản ánh được hiệu quả của hệ thống khuyến nông trong thời gian gần đây. Kết quả của chúng tôi là tương đồng với kết quả của Ali & Abdulai (2010).

Ngoài ra, mô hình đã đề cập đến vai trò của các biến giáo dục, giới và kinh nghiệm tác động đến sự ra quyết định áp dụng sản xuất hữu cơ. Tuy nhiên, kết quả ước lượng là không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này là tương thích với một số nghiên cứu

Bảng 4: Phân bố về việc áp dụng sản xuất rau hữu cơ

Phân loại	1	0	Tổng
(+)	50	20	70
(-)	15	40	55
Tổng	65	60	125

Nguồn: Kết quả điều tra, 2015

(Kebede & cộng sự, 1990; Strauss & cộng sự, 1991 và Langyintuo & Mungoma, 2008).

Nhóm tác giả đánh giá sự phù hợp cho mô hình probit bằng cách đo lường phần trăm của phân loại chính xác của các quan sát. Tỷ lệ tổng thể phân loại chính xác được ước lượng là 72%. Các nhóm sản xuất rau hữu cơ là 66,6% phân loại chính xác (đặc tính) và nhóm sản xuất rau thường là 76,9% phân loại chính xác (độ nhạy).

Bảng 4 chỉ ra sự phân bố về việc áp dụng sản xuất rau hữu cơ. Cụ thể hơn, 20 quan sát được phân loại sai là 0 khi phân loại chính xác là 1, và 50 giá trị được phân loại sai là 1 khi giá trị đúng bằng 0. Tỷ lệ 50/15, được gọi là đo lường độ nhạy và trình bày phần của các quan sát mà lựa chọn sản xuất rau hữu cơ (bằng 1) được xác định một cách chính xác. Tỷ lệ 40/60 đại diện cho phần của các quan sát mà lựa chọn sản xuất chè hữu cơ (bằng 0) được xác định một cách chính xác.

4. Kết luận

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả đã dùng một mô hình probit để xem xét các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn sản xuất rau an toàn của hộ nông dân. Kết quả ước lượng từ mô hình probit cho thấy có ba yếu tố ảnh hưởng tích cực và có ý

nghĩa thống kê đến sự lựa chọn sản xuất rau an toàn là thu nhập (REVENUE), diện tích đất (LAND) và tập huấn kỹ thuật của khuyến nông (EXTENSION). Cụ thể là, cứ mỗi một đơn vị tăng thêm của thu nhập thì có khoảng 3.9% khả năng tăng thêm của sản xuất rau hữu cơ. Tương tự, đối với mỗi đơn vị tăng thêm của đất đai sẽ có 5.2% sự tăng thêm khả năng áp dụng sản xuất rau hữu cơ. Cuối cùng, biến hộ nông dân có tham gia tập huấn khuyến nông là có ý nghĩa thống kê và có khoảng 3.8% khả năng để họ sản xuất rau hữu cơ so với hộ nông dân không tham gia tập huấn khuyến nông.

Sản xuất theo hướng hữu cơ và an toàn thực phẩm đang được xã hội quan tâm. Các chính sách giúp người sản xuất chuyển dần sang hướng hữu cơ được cho là cần thiết. Tuy nhiên, cần thiết có những nghiên cứu chỉ ra được các yếu tố nào có tác động làm cho người sản xuất dịch chuyển theo hướng sản xuất hữu cơ.

Dựa trên kết quả này, nhóm tác giả khuyến cáo các nhà làm chính sách rằng, muốn hộ sản xuất chuyển sang hướng sản xuất hữu cơ thì nên chú ý đến ba yếu tố vừa được phân tích. Nhóm nghiên cứu cho rằng đây chính là một đóng góp hữu ích về mặt thực tiễn.

Phụ lục
Bảng A: Mô tả các biến sử dụng trong các ước lượng

Tên biến	Điễn giải	Đặc tính
REVENUE	Thu nhập của hộ nông dân từ sản xuất rau	liên tục
LAND	Quy mô đất đai tính bằng sào	liên tục
LABOR	Quy mô lao động của hộ	liên tục
EXPERIENCE	Số năm kinh nghiệm của chủ hộ	liên tục
EDUC	Số năm đi học của chủ hộ	liên tục
CHOICE	Sản xuất rau an toàn (bằng 1 nếu có, bằng 0 nếu không)	biến giả
GENDER	Giới của chủ hộ (bằng 1 nếu là nam, bằng 0 là nữ)	biến giả
PROP	Nghề nghiệp ngoài nông nghiệp của thành viên trong hộ (bằng 1 nếu có, bằng 0 nếu không)	biến giả
EXTENTION	Sự tham gia các lớp tập huấn của khuyến nông (bằng 1 nếu có, bằng 0 nếu không)	biến giả

Ghi chú:

1. Bình quân là 4,5 khẩu/hộ (Tính toán từ số liệu điều tra)
2. Hiệu ứng biến, γ_i được tính toán dựa trên công thức sau:

$$\gamma_i = \frac{\partial \Pr(y_i \neq 0 | x_i)}{\partial x_i} = \left\{ \frac{\exp(\beta x_i)}{1 + \exp(\beta x_i)} \right\} \beta_k$$

Tài liệu tham khảo

- Adesina, A.A. (1996), ‘Factors affecting the adoption of fertilizers by rice farmers in Cote d’Ivoire,’ *Nutrient Cycling in Agroecosystems*, 46, 29–39.
- Adesina, A.A. & Zinnah, M.M. (1993), ‘Technology characteristics, farmers’ perceptions and adoption decisions: A tobit model application in Sierra Leone,’ *Agricultural Economics*, 9, 297–311.
- Ali, A. & Abdulai, A. (2010), ‘The adoption of genetically modified cotton and poverty reduction in Pakistan’, *Journal of Agricultural Economics*, 61, 175–192.
- Amemiya, T. (1981), ‘Qualitative response models: A survey’, *Journal of Economic Literature*, 19, 1483–1536.
- Basnayake, B.M.J.K. & Gunaratne, L.H.P. (2002), ‘Estimation of technical efficiency and its determinants in the tea small holding sector in the wet zone of Sri Lanka’, *Sri Lankan Journal of Agricultural Economics*, 4, 137–150.
- Báo điện tử VTV (2015), *Hà Nội mới chỉ đáp ứng 30% nhu cầu rau an toàn*, truy nhập lần cuối ngày 13 tháng 10 năm 2015, từ <<http://vtv.vn/xa-hoi/ha-noi-moi-chi-dap-ung-30-nhu-cau-rau-an-toan-20151013164927514.htm>>.
- Cục Xúc Tiến Thương Mại (2012), *Báo cáo rau quả tươm EU 2012*, truy cập lần cuối ngày 6 tháng 7 năm 2012, từ <<http://www.vietrade.gov.vn/nganh-rau-qu/3110-bao-cao-rau-qu-ti-eu-2012.html>>.
- Cục Thống kê Thành phố Hà Nội (2015), *Báo cáo tình hình kinh tế xã hội 2015*, truy nhập lần cuối ngày 6 tháng 7 năm 2016, từ <<http://thongkehanoi.gov.vn/a/bao-cao-tinh-hinh-kinh-te-xa-hoi-nam-2015-1421831010/>>.
- Figuié, Muriel (2003), *Vegetable Consumption Behaviour in Vietnam*, Centre de coopération Internationale de

Recherche Agronomique pour le Développement (CIRAD), Project N°00005600 funded by Ministry of Foreign Affairs of France, France.

GSO (2015), *Statistical Yearbook 2014*, Statistical Publishing House, Hanoi, Vietnam.

Haugen, M.S. & Brandth, B. (1994), ‘Gender differences in modern agriculture: The case of female farmers in Norway’, *Gender and Society*, 8, 206–229.

Huynh, V.K. & Yabe, M. (2011), ‘Technical efficiency analysis of rice production in Vietnam’, *Journal of ISSAAS*, 17, 135–146.

Huynh, V.K., Yabe, M., Yokogawa, H. & Sato, G. (2008), ‘Analysis of productive efficiency of soybean production in the Mekong River Delta of Vietnam’, *Journal of the Faculty of Agriculture, Kyushu University*, 53, 271–279.

Kebede, Y., Gunjal, K. & Coffin, G. (1990), ‘Adoption of new technologies in Ethiopian agriculture: The case of Tegulet-Bulga district Shoa province’, *Agricultural Economics*, 4, 27–43.

Langyintuo, A.S. & Mungoma, C. (2008), ‘The effect of household wealth on the adoption of improved maize varieties in Zambia’, *Food Policy*, 33, 550–559.

Maddala, G.S. (1991), ‘A perspective on the use of limited-dependent and qualitative variables models in accounting research’, *The Accounting Review*, 66, 788–807.

Raphael, I.O. (2008), ‘Technical efficiency of cassava farmers in South Eastern Nigeria: Stochastic frontier approach’, *Agricultural Journal*, 3, 152–156.

Shiferaw, B. & Holden, S.T. (1998), ‘Resource degradation and adoption of land conservation technologies in the Ethiopian highlands: A case study in Andit Tid, North Shewa’, *Agricultural Economics*, 18, 233–247.

Staal, S.J., Baltenweck, I., Waithaka, M.M., DeWolff, T. & Njoroge, L. (2002), ‘Location and uptake: Integrated household and GIS analysis of technology adoption and land use, with application to smallholder dairy farms in Kenya’, *Agricultural Economics*, 27, 295–315.

Strauss, J., Barbosa, M., Teixeira, S., Thomas, D. & Gomes Junior, R. (1991), ‘Role of education and extension in the adoption of technology: A study of upland rice and soybean farmers in Central-West Brazil’, *Agricultural Economics*, 5, 341–359.

Võ Minh Sang (2016), ‘Tạo dựng lòng tin tiêu dùng rau an toàn: Trường hợp nghiên cứu ở Thành phố Cần Thơ’, *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 43, 120–130.

Trần Thị Kinh Nhu (2015), ‘Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến quyết định tiêu dùng rau an toàn của người dân thành phố Cần Thơ’, Luận văn thạc sĩ, Trường Đại học Tây Đô.

Trần Khắc Thi (2007), ‘Sản xuất rau an toàn ở Việt Nam - Hiện trạng và giải pháp kỹ thuật’, Diễn đàn khuyến nông @ công nghệ lần thứ 19 -2007: Rau an toàn: Thực trạng và giải pháp, Nhà xuất bản Bà Rịa – Vũng Tàu,

Nguyễn Văn Thuận & Võ Thành Danh (2011), ‘Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hành vi tiêu dùng rau an toàn tại Thành phố Cần Thơ’, *Tạp chí Khoa học*, 17b, 113-119.

Vũ Thị Dân (2009), ‘Nghiên cứu hành vi ứng xử của hộ nông dân sản xuất rau an toàn ở Huyện Gia Lâm, Hà Nội’, Luận văn Thạc sỹ, Trường Đại học Nông nghiệp Hà Nội.

Viện Nghiên cứu rau quả (2015), *Rau hoa quả nhập khẩu: Chỉ có 2% vượt ngưỡng cho phép*, truy cập ngày 4 tháng 7 năm 2016, từ <<http://www.favri.org.vn/vi/tin-tuc/tin-tuc-cap-nhat/847-rau-hoaqua-nhap-khau-chi-co-2-vuot-nguong-cho-phep.htm>>.