

DOI:10.22144/ctu.jvn.2022.168

NGHIÊN CỨU ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA CÁC YẾU TỐ ĐẦU VÀO ĐẾN NĂNG SUẤT BƯỞI NĂM ROI TẠI THỊ XÃ BÌNH MINH, TỈNH VĨNH LONG

Trương Quỳnh Hoa*, Nguyễn Yến Nhi, Nguyễn Đoàn Trinh và Huỳnh Tấn Phong

Khoa Công nghệ, Trường Đại học Cần Thơ

*Người chịu trách nhiệm về bài viết: Trương Quỳnh Hoa (email: tqhoa@ctu.edu.vn)

Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 22/02/2022

Ngày nhận bài sửa: 12/04/2022

Ngày duyệt đăng: 21/04/2022

Title:

Evaluation of input factors influencing Nam Roi pomelo yield in Binh Minh town, Vinh Long province

Từ khóa:

Bình phương nhỏ nhất, canh tác bưởi, hồi quy tuyến tính đa biến, nhân tử Lagrange, tối ưu hóa

Keywords:

Multiple linear regression, Lagrange multiplier, optimization, Ordinary Least Square, pomelo production

ABSTRACT

This study is aimed to investigate and determine the optimal input factors which affect crop productivity and minimize total production costs of Nam Roi pomelo cultivation. Ordinary least square (OLS), a statistical method for estimating coefficients of linear regression was used to find out statistically significant factors based on quantitative approach of F-test and multiple linear regression. Lagrange multiplier theorem was applied to verify the minimum of production cost function at optimal points under conditional restrictions. The research was conducted on pomelo farming in Binh Minh town, Vinh Long province. Data were collected from small-scale pomelo farmers by in-person surveys. The results obtained from OLS technique were eventually compared to the outcomes of arithmetic mean approximation (AMA) aiming to provide a basis for farmers in adjusting the use of inputs.

TÓM TẮT

Mục tiêu của nghiên cứu là đánh giá và xác định giá trị tối ưu của các yếu tố đầu vào ảnh hưởng đến năng suất canh tác và tối thiểu tổng chi phí sản xuất bưởi Năm Roi. Sử dụng cách tiếp cận định lượng trên cơ sở kiểm định F và hồi quy tuyến tính đa biến, phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất được sử dụng để tìm ra các yếu tố có ý nghĩa thống kê tác động đến năng suất. Lý thuyết hàm nhân tử Lagrange được ứng dụng trong nghiên cứu này với mục đích xác định cực tiểu của hàm số chi phí sản xuất tại các nghiệm tối ưu dưới các điều kiện giới hạn. Nghiên cứu được thực hiện trên hoạt động canh tác bưởi tại thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long. Số liệu được thu thập thông qua khảo sát trực tiếp các hộ trồng bưởi quy mô nhỏ. Cuối cùng, kết quả của phương pháp OLS được so sánh với ước lượng trung bình các yếu tố (AMA) để cung cấp cơ sở cho nông hộ điều chỉnh việc sử dụng các yếu tố đầu vào.

1. GIỚI THIỆU

Vĩnh Long là tỉnh có lợi thế và điều kiện tự nhiên rất thích hợp phát triển cây ăn trái vùng nhiệt đới với nhiều loại ngon có tiếng như bưởi Năm Roi Bình Minh, cam sành Tam Bình, quýt, chôm chôm, nhãn, măng cụt, xoài cát... Trong đó, diện tích trồng bưởi

chiếm khá lớn. Thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long có diện tích trồng bưởi Năm Roi là 1.949 ha, chủ yếu được trồng chuyên canh ở xã Mỹ Hòa. Theo Sở Nông nghiệp và Phát triển nông thôn tỉnh Vĩnh Long, hàng năm các nhà vườn trồng bưởi Năm Roi ở thị xã Bình Minh cho ra thị trường từ 30.000 đến 35.000 tấn bưởi, trong đó lượng bưởi cung cấp cho

thị trường dịp Tết Nguyên Đán từ 9.000 đến 10.000 tấn. Là loại trái mang lại hiệu quả ổn định nhiều năm qua, bưởi Năm Roi ở thị xã Bình Minh luôn được nông dân chú trọng đầu tư phát triển và là nguồn thu nhập chủ yếu của người dân nơi đây.

Để có thể canh tác bưởi một cách hợp lý cũng như đạt hiệu quả kinh tế hơn nữa, việc nghiên cứu tác động của các yếu tố đầu vào trong canh tác nông nghiệp nói chung và cây bưởi nói riêng rất quan trọng và cần thiết. Việc sử dụng không hợp lý các yếu tố như nước tưới, thuốc bảo vệ thực vật (BVTV), công lao động, phân bón hữu cơ, phân bón vô cơ, mật độ trồng,... sẽ gây ảnh hưởng đến năng suất, chất lượng và cũng như thu nhập của người dân, hơn thế nữa làm ô nhiễm môi trường sống. Thực tế thị trường ngày nay cho thấy giá của các yếu tố đầu vào ngày càng tăng, trong khi nông hộ canh tác bưởi luôn muốn tăng năng suất để thu được lợi nhuận nhiều hơn.

Chúng ta có thể biểu thị mối quan hệ giữa yếu tố đầu vào và năng suất đầu ra theo hàm sản xuất có dạng như sau: $Q = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$. Trong đó, Q là sản lượng một loại sản phẩm được sản xuất; $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ là lượng một số yếu tố đầu vào được sử dụng trong quá trình sản xuất. Hàm sản lượng cung cấp một khái niệm có tính chất thuần túy vật chất, nhằm mô tả lượng đầu ra tối đa về vật chất và mối quan hệ tối ưu với việc sử dụng một hoặc một số yếu tố đầu vào nhất định. Các nghiên cứu định lượng trong lĩnh vực tối ưu hóa sản xuất đã được thực hiện trước đây tập trung theo hai cách tiếp cận: (1) tối ưu hóa động - Dynamic Optimization và (2) tối ưu hóa tĩnh - Static Optimization. Tối ưu hóa động (DO) là việc xác định các chức năng tiêu chuẩn hóa vận hành tối ưu quy trình hoặc các yếu tố ảnh hưởng đến năng suất để từ đó đạt được năng suất tối đa trong sản xuất dựa trên đặc điểm các yếu tố biến đổi theo thời gian (Caspari et al., 2019). Đối với tối ưu hóa tĩnh (SO), việc tối ưu bằng toán học giúp tìm ra những điều kiện mà các giá trị của các biến thỏa mãn giới hạn cho phép và không xem xét đến những hiện tượng phụ thuộc vào thời gian (Kantorovich & Koopmans, 1975). Cách tiếp cận tối ưu hóa tĩnh có thể thích hợp cho việc nhập lượng các yếu tố đầu vào trong năng suất cây trồng và đã được nhiều nghiên cứu áp dụng ở Việt Nam. Theo nghiên cứu của Quyền (2017) được thực hiện trên mô hình sản xuất hồ tiêu ở huyện Đăk Glông, tỉnh Đăk Nông, sản lượng hồ tiêu chịu ảnh hưởng bởi các yếu tố: lượng phân đạm, lượng phân lân, lượng phân kali, lượng hữu cơ, thuốc tăng trưởng, công thu thập, số lần tập huấn khuyến nông. Nghiên cứu phân tích ảnh hưởng của các yếu tố đến lợi nhuận thu được từ cây bưởi

tại Hậu Giang đã phản ánh mối quan hệ của các yếu tố đầu vào như phương thức sản xuất, số lao động, trình độ, diện tích, chi phí sản xuất, mật độ, tập huấn, giá bán, vốn, sâu bệnh, năng suất, chu kỳ sống (Nam & Dung, 2010). Hiệu quả canh tác bưởi Diễm tại tỉnh Thái Nguyên cũng đã được phân tích trên cơ sở đặc điểm các yếu tố đầu vào và một số biện pháp kỹ thuật trong nâng cao chất lượng và năng suất (Thọ, 2015). Đề tài nghiên cứu phân tích các hiện trạng canh tác và hiệu quả sản xuất bưởi cho lợi nhuận tại các hộ trồng bưởi trên các huyện/thành phố Đại Từ, Võ Nai, Phú Lương, Định Hóa và Đông Hy, thành phố Thái Nguyên, Sông Công, Phú Bình và Phổ Yên. Các yếu tố đầu vào được lựa chọn để đánh giá như: phân bón, thuốc trừ sâu, điều kiện thời tiết, diện tích, quy mô, công lao động. Một nghiên cứu tương quan tỷ lệ C/N được thực hiện trong canh tác bưởi Phúc Trạch ở huyện Hương Khê, tỉnh Hà Tĩnh (Hung, 2011). Kết quả khảo sát đã phân tích và tối ưu các yếu tố làm thay đổi rõ rệt trong việc nâng cao khả năng sinh trưởng, nâng cao tỷ lệ đậu quả, năng suất mà không ảnh hưởng đến phẩm chất của quả. Năng suất trong những năm mất mùa (2007-2009) vẫn đạt từ 50,7 kg/cây đến 61,3 kg/cây, cao hơn mô hình đối chứng gấp 21,6 đến 25,7 lần. Quỳnh và ctv. (2019) đã phân tích hệ thống canh tác các loại cây ăn trái, trong đó có bưởi tại An Giang. Nghiên cứu đã đánh giá và phân tích các yếu tố tác động đến năng suất cây ăn trái từ đó xác định mức cần sử dụng nhằm nâng cao năng suất cũng như chất lượng. Đề thực hiện đề tài, 90 hộ dân canh tác tại xã Lê Trì và xã An Cư được khảo sát. Các phương pháp được sử dụng chủ yếu trong nghiên cứu là hạch toán hiệu quả tài chính, phương pháp thống kê mô tả, phân tích hồi quy tuyến tính bội và sử dụng phần mềm Excel và SPSS. Theo lý thuyết năng suất quy mô, việc đo lường sản lượng gia tăng tương ứng với sự gia tăng tất cả các yếu tố đầu vào là vấn đề cốt lõi để tìm ra bản chất của quá trình sản xuất trong dài hạn. Năng suất tăng dần theo quy mô khi sản lượng tăng lên hai lần trong khi các yếu tố đầu vào tăng gấp đôi. Hay nói cách khác, khi tăng gấp đôi số lượng yếu tố đầu vào được sử dụng thì sản lượng cũng tăng gấp đôi tương ứng, năng suất không đổi theo quy mô (Pindyck & Rubinfeld, 1999).

Trong nghiên cứu này, mối quan hệ giữa các yếu tố canh tác với sản lượng thu hoạch đầu ra được phân tích trên cơ sở khảo sát mô hình trồng bưởi Năm Roi tại thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long. Phương pháp phân tích hồi quy tuyến tính đa biến với ước lượng bình phương nhỏ nhất (Ordinary Least Square - OLS) được áp dụng bên cạnh các phân tích so sánh với phương pháp chia trung bình

các yếu tố truyền thống và ứng dụng phần mềm Eviews; từ đó, tìm ra các yếu tố đầu vào có ý nghĩa ảnh hưởng đến năng suất bưởi và xác định giá trị các biến này để hiệu quả canh tác đạt được tối ưu tại thời điểm khảo sát. Nghiên cứu là cơ sở giúp đánh giá hoạt động canh tác bưởi tại địa phương, cung cấp các giá trị sản xuất tối ưu và góp phần ứng dụng các giải pháp công nghệ giúp nông hộ cải thiện chất lượng và năng suất sản phẩm nông nghiệp trong tương lai.

2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Để nghiên cứu về sự ảnh hưởng của các yếu tố tham gia vào quá trình canh tác bưởi cũng như hiệu quả canh tác, cách tiếp cận hồi quy tuyến tính đa biến được sử dụng trong nghiên cứu này. Hồi quy tuyến tính đa biến là phương pháp nghiên cứu mối quan hệ giữa biến mục tiêu (biến phụ thuộc) với nhiều hơn hai biến độc lập (biến đầu vào). Mô hình tổng quan với Y là biến phụ thuộc và các biến độc lập $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ được biểu diễn như sau:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \dots + \alpha_n X_n + u_i$$

Mô hình hồi quy đa biến thường dựa trên phương pháp bình phương nhỏ nhất để hình thành phương trình hồi quy theo dạng hàm sản xuất Cobb-Douglas.

2.1. Ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS)

Phương pháp OLS được sử dụng để ước lượng các tham số trong phương trình hồi quy tối thiểu hóa tổng bình phương của các khoảng cách theo phương thẳng đứng giữa số liệu thu thập được và đường hồi quy. Trong phương pháp này, để biết được các yếu tố nào ảnh hưởng đến năng suất, hàm sản xuất Cobb-Douglas được sử dụng. Hàm Cobb-Douglas được thiết lập như sau:

$$Y = AX_i^{\alpha_i} e^{ui}$$

trong đó:

Y là biến phụ thuộc

X_i là biến độc lập ($i = 1, 2, \dots, k$)

α_i là hệ số hồi quy tương ứng với biến độc lập

A là hằng số

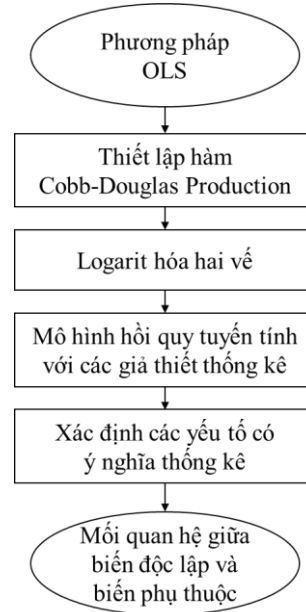
u_i là sai số

e là cơ số toán học ($e = 2,71828$)

Ứng dụng hàm sản xuất Cobb-Douglas phi tuyến được giải bằng cách logarit hóa 2 vế. Mô hình hồi quy được hình thành như sau:

$$\ln Y = \left(\sum_{i=1}^k \alpha_i \ln X_i \right) + u_i$$

Cấu trúc thực hiện phương pháp OLS được trình bày qua Hình 1.



Hình 1. Phương pháp OLS

2.2. Mô hình xác định chi phí sản xuất - Ứng dụng hàm nhân tử Lagrange và ma trận Hessian

Mô hình xác định chi phí sản xuất được xây dựng với hàm mục tiêu và ràng buộc như sau:

Hàm mục tiêu $Min N = \sum_{i=1}^k P_i X_i$

Ràng buộc $Y = AX_i^{\alpha_i} e^{ui}$

trong đó:

N là chi phí sản xuất (đồng)

P_i là giá bán các yếu tố đầu vào

Với mục tiêu cực tiểu chi phí sản xuất, lý thuyết hàm nhân tử Lagrange được áp dụng trên cơ sở tập trung phân tích tác động từ các yếu tố ảnh hưởng đáng kể đến năng suất sản xuất đã xác định. Hàm nhân tử Lagrange dùng để tìm điểm cực trị của hàm số dưới các điều kiện giới hạn. Để tìm cực trị của hàm với điều kiện ràng buộc, hàm Lagrange được định nghĩa với một biến nhân tử μ được thêm vào mô hình xác định chi phí sản xuất:

$$L = \sum_{i=1}^k P_i X_i + \mu(Y - AX_i^{\alpha_i} e^{ui})$$

Điều kiện cần của cực trị là hệ phương trình với các đẳng thức được thiết lập bởi đạo hàm của L bằng vector 0:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial X_i} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \mu} = 0 \end{cases}$$

trong đó, số biến đầu vào X_i sẽ quyết định kích thước của hệ phương trình.

Để kiểm chứng kết quả cực trị hàm sản xuất, trong nghiên cứu này, giá trị chi phí sản xuất nhỏ nhất, ma trận Hessian được sử dụng:

$$[H] = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial X_1^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_1 \partial X_2} & \dots & \frac{\partial^2 L}{\partial X_1 \partial X_k} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial X_2 \partial X_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_2^2} & \dots & \frac{\partial^2 L}{\partial X_2 \partial X_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 L}{\partial X_k \partial X_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_k \partial X_2} & \dots & \frac{\partial^2 L}{\partial X_k^2} \end{bmatrix}$$

Nếu ma trận Hessian dương thì hàm số đạt cực tiểu tại điểm tìm được và hàm số đạt cực đại nếu ma trận âm.

2.3. Các phương pháp thu thập số liệu và xác định cỡ mẫu khảo sát

Đối tượng chính trong nghiên cứu này là các nông hộ trồng bưởi Năm Roi quy mô nhỏ tại thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long. Theo thống kê, tổng diện tích trồng bưởi Năm Roi tại khu vực này chiếm trên 1.900 ha, tập trung tại các xã Mỹ Hòa, Đông Thành, và Thuận An. Trên cơ sở này, nhóm nghiên cứu thực hiện phương pháp chọn mẫu có chủ đích. Phương pháp này cho phép tập trung vào các đặc tính mong muốn chủ đích của nghiên cứu viên bên cạnh các giới hạn về quy mô gieo trồng đã được trình bày. Ngoài ra, phương pháp chọn mẫu có chủ đích cũng giúp cho việc thu thập số liệu dễ dàng và thuận tiện hơn, tốn ít chi phí hơn.

Số liệu sơ cấp dùng để ước lượng hàm sản xuất được thu thập trực tiếp qua phỏng vấn, trao đổi với 99 nông hộ trồng bưởi Năm Roi quy mô nhỏ tại thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long trong khoảng thời gian từ tháng 01/2021 đến tháng 5/2021. Số liệu thu thập được tổng hợp và xử lý trên phần mềm Eviews trên cơ sở kiểm định F để xác định các yếu tố có ý nghĩa thống kê ảnh hưởng đến năng suất bưởi.

Số lượng đối tượng khảo sát được xác định thông qua việc xác định cỡ mẫu. Cỡ mẫu là một tính năng quan trọng của bất kỳ nghiên cứu thực nghiệm nào,

trong đó mục tiêu là đưa ra những suy luận về quần thể từ một mẫu. Trong thực tế, cỡ mẫu được sử dụng trong một nghiên cứu thường được xác định dựa trên chi phí, thời gian hoặc sự thuận tiện của việc thu thập dữ liệu và nhu cầu của nó để cung cấp đủ độ tin cậy thống kê. Đối với phân tích hồi quy đa biến, cỡ mẫu tối thiểu có thể được xác định qua công thức sau:

$$Số\ cỡ\ mẫu\ N > 50 + 8m$$

với m là số biến độc lập (Tabachnick & Fidell, 2007).

3. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

Thông tin định lượng về các yếu tố đầu vào như: mật độ, lượng nước tưới, phân hữu cơ, phân vô cơ, thuốc BVTV, công lao động được lựa chọn để đánh giá mức độ ảnh hưởng đến năng suất trồng bưởi tại thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long. Sáu yếu tố này là 6 biến độc lập tham gia vào kiểm định hồi quy. Quá trình thu thập mẫu khảo sát bằng phỏng vấn trực tiếp được thực hiện tại 99 hộ trồng bưởi trên địa bàn thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long. Kết quả cho thấy đối tượng khảo sát có độ tuổi trung bình là 43 tuổi, trong đó độ tuổi từ 30 đến 40 tuổi và từ 41 đến 50 tuổi chiếm khá cao với lần lượt là 45% và 35%. Hầu hết các hộ đều có trình độ học vấn từ trung học cơ sở trở lên và có tham gia vào các lớp tập huấn của địa phương, điều này tạo ra nhiều thuận lợi cho việc nắm bắt thông tin cũng như tiến bộ khoa học kỹ thuật mới trong sản xuất. Về kinh nghiệm sản xuất, số lượng nông hộ có kinh nghiệm từ 5 đến 10 năm là 60 hộ (chiếm 64%), từ 11 đến 15 năm là 32 hộ (chiếm 34%), số còn lại là trên 15 năm (chiếm 2%). Tổng hợp kết quả khảo sát cho thấy diện tích trồng bưởi trung bình của nông hộ là 3,4 ha, trong đó hộ có quy mô diện tích trồng bưởi lớn nhất là 6 ha và diện tích trồng bưởi nhỏ nhất là 1 ha (Bảng 1).

Bảng 1. Giá trị thống kê của các biến đầu vào

Yếu tố*	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
X_1	99	49,1	6,0	40	62
X_2	99	160,9	25,6	115	243
X_3	99	487,2	118,6	270	840
X_4	99	621,1	141,6	294	960
X_5	99	8,9	1,1	7	11
X_6	99	106,7	13,7	80	190

* X_1 là mật độ trồng (cây/ha), X_2 là lượng nước tưới (m^3 /ha), X_3 là lượng phân hữu cơ (kg/ha), X_4 là lượng phân vô cơ (kg/ha), X_5 là lượng thuốc BVTV (lít/ha), X_6 là công lao động (ngày/ha)

3.1. Hàm sản xuất Cobb-Douglas

Mô hình xây dựng dưới dạng hàm sản xuất Cobb-Douglas với như sau:

$$Y = AX_1^{\alpha_1} X_2^{\alpha_2} X_3^{\alpha_3} X_4^{\alpha_4} X_5^{\alpha_5} X_6^{\alpha_6} e^{u_i} \quad (1)$$

trong đó:

Y là năng suất trồng (kg/ha)

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$ là các hệ số hồi quy tương ứng với các biến đầu vào.

Logarit hóa 2 vế của hàm Cobb-Douglas, ta có phương trình hồi quy các yếu tố ảnh hưởng sản lượng bưởi:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_1 + \alpha_2 \ln X_2 + \alpha_3 \ln X_3 \\ & + \alpha_4 \ln X_4 + \alpha_5 \ln X_5 + \alpha_6 \ln X_6 + u_i \end{aligned} \quad (2)$$

Giả thiết thống kê với hệ số hồi quy được đặt ra như sau ($\alpha = 5\%$):

H₀: Hệ số hồi quy không có ý nghĩa (P-value $\geq \alpha$), các yếu tố đầu vào không ảnh hưởng đến năng suất

H₁: Hệ số hồi quy có ý nghĩa (P-value $< \alpha$), các yếu tố đầu vào ảnh hưởng đến năng suất

Số liệu khảo sát được xử lý qua phần mềm EViews với lệnh:

```
LS LOG(NANGSUAT) C LOG(MATDO)
LOG(LUONGNUOCTUOI)
LOG(PHANHUUCO) LOG(PHANVOCO)
LOG(BVTV) LOG(CONGLAODONG)
```

Kết quả được trình bày ở Hình 2.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.962152	1.708119	4.075918	0.0001
LOG(MATDO)	0.661936	0.261522	2.531094	0.0131
LOG(LUONGNUOCTUOI)	0.053896	0.171702	0.313894	0.7543
LOG(PHANHUUCO)	-0.287935	0.136750	-2.105556	0.0380
LOG(PHANVOCO)	0.137259	0.144384	0.950650	0.3443
LOG(BVTV)	0.143429	0.157235	0.912193	0.3641
LOG(CONGLAODONG)	-0.395677	0.173352	-2.282508	0.0248

R-squared	0.186959	Mean dependent var	7.754751
Adjusted R-squared	0.133935	S.D. dependent var	0.206167
S.E. of regression	0.191864	Akaike info criterion	-0.395972
Sum squared resid	3.386701	Schwarz criterion	-0.212479
Log likelihood	26.60063	Hannan-Quinn criter.	-0.321731
F-statistic	3.525912	Durbin-Watson stat	1.879575
Prob(F-statistic)	0.003474		

Hình 2. Kết quả ước lượng hàm năng suất

Từ kết quả chạy phần mềm, ước lượng hàm năng suất được tóm tắt trong Bảng 1. Với mức ý nghĩa của mô hình Sig.F = 0,003 nhỏ hơn so với mức $\alpha =$

5%, mô hình hồi quy có nghĩa thống kê, tức là các biến độc lập có ảnh hưởng đến năng suất thu hoạch bưởi của nông hộ. Từ đó, mô hình hồi quy được viết lại như sau:

$$\begin{aligned} \ln Y = & 6,962 + 0,662 \ln X_1 + 0,054 \ln X_2 \\ & - 0,288 \ln X_3 + 0,137 \ln X_4 + 0,143 \ln X_5 \\ & - 0,395 \ln X_6 \end{aligned} \quad (3)$$

Kết quả hồi quy cho thấy các yếu tố mật độ trồng (X_1), phân hữu cơ (X_3), công lao động (X_6) có P-value lần lượt là 0,0131, 0,0380, 0,0248 đều nhỏ hơn 0,05, vì vậy bác bỏ giả thiết H₀. Các yếu tố nêu trên có ý nghĩa thống kê ảnh hưởng đến năng suất, 3 yếu tố còn lại là lượng nước tưới (X_2), phân vô cơ (X_4) và thuốc BVTV (X_5) có P-value lần lượt là 0,7543, 0,3443, 0,3641 lớn hơn 0,05. Do đó, các yếu tố này không có ý nghĩa thống kê ảnh hưởng đến năng suất trồng bưởi.

Bảng 2. Tóm tắt kết quả ước lượng hàm năng suất từ phần mềm Eviews

Yếu tố	Hệ số OLS	P-value
C	6,962	0,0001
Mật độ trồng (X_1)	0,661	0,0131
Lượng nước tưới (X_2)	0,053	0,7543
Phân hữu cơ (X_3)	-0,287	0,0380
Phân vô cơ (X_4)	0,137	0,3443
Thuốc BVTV (X_5)	0,143	0,3641
Công lao động (X_6)	-0,395	0,0248
R-squared	0,18	

3.2. Mô hình xác định chi phí sản xuất

Kết quả thu được từ mô hình hồi quy, ba biến quan trọng có ý nghĩa về mặt thống kê và quyết định đến năng suất bưởi được chọn để tối ưu tổng chi phí là mật độ (X_1), phân hữu cơ (X_3), công lao động (X_6). Hàm sản xuất được viết lại như sau:

$$Y = e^{\beta_{01}} X_1^{\beta_1} X_3^{\beta_3} X_6^{\beta_6} \quad (4)$$

$$\text{với } \beta_{01} = e^{\beta_0} \bar{X}_2^{\beta_2} \bar{X}_4^{\beta_4} \bar{X}_5^{\beta_5} \quad (5)$$

Giá trị β_{01} được xác định bằng Eviews với lệnh:

```
LS LOG(NANGSUAT) C LOG(MATDO)
LOG(PHANHUUCO) LOG(CONGLAODONG)
```

Từ kết phân tích của phần mềm ước lượng hàm năng suất với các yếu tố có ý nghĩa như Hình 3, ta xác định được giá trị $\beta_{01} = 6,388$.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.388277	0.344963	18.51871	0.0000
LOG(MATDO)	0.050766	0.049122	2.743340	0.0073
LOG(PHANHUUCO)	0.134758	0.035358	2.736781	0.0074
LOG(CONGLAODONG)	0.114617	0.047873	3.262186	0.0015

R-squared	0.395990	Mean dependent var	9.041366
Adjusted R-squared	0.377115	S.D. dependent var	0.076286
S.E. of regression	0.060207	Akaike info criterion	-2.742863
Sum squared resid	0.347994	Schwarz criterion	-2.638656
Log likelihood	141.1431	Hannan-Quinn criter.	-2.700688
F-statistic	20.97926	Durbin-Watson stat	1.738580
Prob(F-statistic)	0.000000		

Hình 3. Kết quả ước lượng hàm năng suất với các yếu tố có ý nghĩa

Hàm mục tiêu cực tiểu chi phí sản xuất được xây dựng như sau:

$$MinN = P_1X_1 + P_3X_3 + P_6X_6 \quad (6)$$

$$Ràng buộc Y = e^{\beta_{01}}X_1^{\beta_1}X_3^{\beta_3}X_6^{\beta_6} \quad (7)$$

trong đó:

N là chi phí sản xuất (Đồng)

P_i là giá bán các yếu tố đầu vào ($i = 1,3,6$)

Giá bán của các yếu tố đầu vào được tính trung bình theo giá cả của thời điểm khảo sát. Giá bán của các yếu tố khảo sát của 99 nông hộ khảo sát được trình bày ở Bảng 2.

Bảng 3. Giá bán của các yếu tố có ý nghĩa thống kê ảnh hưởng đến năng suất

STT	Giá cây bưởi giống (đồng/cây)	Giá phân hữu cơ (đồng/kg)	Giá công lao động (đồng/ngày)
1	50.000	16.000	58.000
2	55.000	17.000	59.000
3	60.000	18.000	63.000
4	63.000	19.000	
5		20.000	
Trung bình	57.000	18.000	60.000

Hàm nhân tử Lagrange được ứng dụng trong nghiên cứu này với mục đích xác định cực tiểu của hàm số chi phí sản xuất dưới các điều kiện giới hạn. Hàm mục tiêu (6) được biến đổi bằng cách thêm một biến nhân tử Lagrange μ và định nghĩa hàm Lagrange L được cho như công thức bên dưới:

$$L = P_1X_1 + P_3X_3 + P_6X_6 + \mu(Y - e^{\beta_{01}}X_1^{\beta_1}X_3^{\beta_3}X_6^{\beta_6}) \quad (8)$$

Bước tiếp theo là xác định điểm dừng của hàm L . Điểm dừng là những điểm mà đạo hàm riêng bậc nhất của nó theo L bằng 0. Tức là:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial X_1} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial X_3} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial X_6} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \mu} = 0 \end{cases} \quad (9)$$

Hệ phương trình tương đương (10) được xác định:

$$\begin{cases} P_1 - \mu e^{\beta_{01}}\beta_1 X_1^{\beta_1-1} X_3^{\beta_3} X_6^{\beta_6} = 0 \\ P_3 - \mu e^{\beta_{01}}\beta_3 X_1^{\beta_1} X_3^{\beta_3-1} X_6^{\beta_6} = 0 \\ P_6 - \mu e^{\beta_{01}}\beta_6 X_1^{\beta_1} X_3^{\beta_3} X_6^{\beta_6-1} = 0 \\ Y - e^{\beta_{01}}X_1^{\beta_1}X_3^{\beta_3}X_6^{\beta_6} = 0 \end{cases} \quad (10)$$

Giải hệ phương trình với các tham số tương ứng, nghiệm tìm được như sau:

$$X_1 = \frac{\beta_1^{\beta_1+\beta_3+\beta_6}}{P_1} \sqrt[\beta_1]{\frac{Y P_1^{\beta_1} P_3^{\beta_3} P_6^{\beta_6}}{e^{\beta_{01}} \beta_1^{\beta_1} \beta_3^{\beta_3} \beta_6^{\beta_6}}} = 47,4 \quad (11)$$

$$X_3 = \frac{\beta_3^{\beta_1+\beta_3+\beta_6}}{P_3} \sqrt[\beta_3]{\frac{Y P_1^{\beta_1} P_3^{\beta_3} P_6^{\beta_6}}{e^{\beta_{01}} \beta_1^{\beta_1} \beta_3^{\beta_3} \beta_6^{\beta_6}}} = 390,9 \quad (12)$$

$$X_6 = \frac{\beta_6^{\beta_2+\beta_4+\beta_6}}{P_6} \sqrt[\beta_6]{\frac{Y P_1^{\beta_1} P_3^{\beta_3} P_6^{\beta_6}}{e^{\beta_{01}} \beta_1^{\beta_1} \beta_3^{\beta_3} \beta_6^{\beta_6}}} = 99,2 \quad (13)$$

$$\mu = \frac{1}{Y} \sqrt[\beta_1+\beta_3+\beta_6]{\frac{Y P_1^{\beta_1} P_3^{\beta_3} P_6^{\beta_6}}{e^{\beta_{01}} \beta_1^{\beta_1} \beta_3^{\beta_3} \beta_6^{\beta_6}}} = 22.747 \quad (14)$$

Từ đó, giá trị hàm mục tiêu (6) được tính toán với kết quả là 15.690.400 đồng.

3.3. Kiểm định kết quả bằng ma trận Hessian

Ma trận Hessian ban đầu được định nghĩa như sau:

$$[H] = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} & \dots & f_{1n} \\ f_{21} & f_{22} & \dots & f_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ f_{1n} & f_{2n} & \dots & f_{mn} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Tính xác định dương/âm của ma trận được kiểm tra bằng các ma trận con. Ma trận con chính thứ i của ma trận H được tạo thành từ i hàng và i cột đầu tiên của H .

Ma trận con thứ nhất của H được tạo thành từ một hàng và một cột đầu tiên

$$[H_1] = [f_{11}] \tag{16}$$

$$\Leftrightarrow [H_1] = \left[\frac{\partial^2 L}{\partial X_1^2} \right] \tag{17}$$

$$\begin{aligned} \Leftrightarrow [H_1] &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_1 (\beta_1 - 1) X_1^{\beta_1 - 2} X_3^{\beta_3} X_6^{\beta_6} \\ &= 1.228 > 0 \end{aligned} \tag{18}$$

Ma trận con thứ hai của H được tạo thành từ hai hàng và hai cột đầu tiên

Các yếu tố X_2, X_4, X_5 đã được xác định không có ý nghĩa ảnh hưởng đến năng suất nên ma trận con thứ hai của ma trận H được thiết lập với việc loại bỏ các hàm có liên quan đến các yếu tố không có nghĩa, được trình bày như sau:

$$[H_2] = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{13} \\ f_{31} & f_{33} \end{bmatrix} \tag{19}$$

$$\Leftrightarrow [H_2] = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial X_1^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_1 X_3} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial X_3 X_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_3^2} \end{bmatrix} \tag{20}$$

Ta có:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_1 X_3} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_1 \beta_3 X_1^{\beta_1 - 1} X_3^{\beta_3 - 1} X_6^{\beta_6} \\ &= -19 \end{aligned} \tag{21}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_3 X_1} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_3 \beta_1 X_1^{\beta_1 - 1} X_3^{\beta_3 - 1} X_6^{\beta_6} \\ &= -19 \end{aligned} \tag{22}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_3^2} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_3 (\beta_3 - 1) X_1^{\beta_1} X_3^{\beta_3 - 2} X_6^{\beta_6} \\ &= 39 \end{aligned} \tag{23}$$

Từ (18) và (21)-(23), đạo hàm cấp hai của ma trận thứ 2 thu được:

$$[H_2] = \begin{bmatrix} 1228 & -19 \\ -19 & 39 \end{bmatrix} = 48.253 > 0 \tag{24}$$

Ma trận con thứ ba của H được tạo thành từ ba hàng và ba cột đầu tiên.

Tương tự, ma trận con thứ ba của ma trận H được thiết lập với việc loại bỏ các hàm có liên quan đến các yếu tố không có nghĩa và được xây dựng như sau:

$$[H_3] = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{13} & f_{16} \\ f_{31} & f_{33} & f_{36} \\ f_{61} & f_{63} & f_{66} \end{bmatrix} \tag{25}$$

$$\Leftrightarrow [H_3] = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial X_1^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_1 X_3} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_1 X_6} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial X_3 X_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_3^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_3 X_6} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial X_6 X_1} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_6 X_3} & \frac{\partial^2 L}{\partial X_6^2} \end{bmatrix} \tag{26}$$

Ta có:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_1 X_6} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_1 \beta_6 X_1^{\beta_1 - 1} X_3^{\beta_3} X_6^{\beta_6 - 1} \\ &= -63 \end{aligned} \tag{27}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_6 X_1} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_6 \beta_1 X_1^{\beta_1 - 1} X_3^{\beta_3} X_6^{\beta_6 - 1} \\ &= -63 \end{aligned} \tag{28}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_3 X_6} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_3 \beta_6 X_1^{\beta_1} X_3^{\beta_3 - 1} X_6^{\beta_6 - 1} \\ &= -19 \end{aligned} \tag{29}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_6 X_3} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_6 \beta_3 X_1^{\beta_1} X_3^{\beta_3 - 1} X_6^{\beta_6 - 1} \\ &= -63 \end{aligned} \tag{30}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L}{\partial X_6^2} &= 0 - \mu e^{\beta_{01}} \beta_6 (\beta_6 - 1) X_1^{\beta_1} X_3^{\beta_3} X_6^{\beta_6 - 2} \\ &= 538 \end{aligned} \tag{31}$$

Từ (18), (21)-(23) và (27)-(31), đạo hàm cấp hai của ma trận thứ 2 thu được:

$$\begin{aligned} [H_3] &= \begin{bmatrix} 1228 & -19 & -63 \\ -19 & 39 & -19 \\ -63 & -19 & 538 \end{bmatrix} \\ &= 24.928.101 > 0 \end{aligned} \tag{32}$$

Các kết quả (18), (24), (32) cho kết quả ma trận Hessian xác định dương. Do đó, hàm số đạt cực tiểu tại các nghiệm X_1, X_3, X_6 .

Để có cơ sở đề xuất nông dân trong việc điều chỉnh sử dụng các yếu tố đầu vào nhằm đạt được chi phí tối thiểu, giá trị tìm được từ phương pháp OLS sẽ được so sánh với giá trị ước lượng trung bình từng yếu tố (AMA) được sử dụng tại địa phương. Kết quả so sánh ở Bảng 3 cho thấy lượng yếu tố đầu vào xác định bằng phương pháp OLS như mật độ, phân hữu cơ, công lao động đều thấp hơn so với ước lượng trung bình tương ứng là 1,7 cây/ha, 97 kg/ha và 7,5 ngày/ha. Bên cạnh đó, chi phí cũng giảm đi 2.280.300 đồng/ha; từ đó khuyến cáo nông hộ giảm lượng sử dụng các yếu tố đầu vào có ý nghĩa đến quá trình canh tác.

Bảng 4. So sánh yếu tố đầu vào giữa phương pháp OLS và ước lượng trung bình các yếu tố (AMA)

Phương pháp Yếu tố	OLS	AMA	Chênh lệch (±)
Mật độ trồng (X_1) (Đơn vị: cây/ha)	47,4	49,1	-1,7
Phân hữu cơ (X_3) (Đơn vị: kg/ha)	390,9	487,2	-96,3
Công lao động (X_6) (Đơn vị: ngày/ha)	99,2	106,7	-7,5
Chi phí (Đơn vị: đồng/ha)	15.690.000	17.970.300	-2.280.300

4. KẾT LUẬN

Nghiên cứu đã đánh giá tổng quan thực trạng các hoạt động canh tác bưởi tại các hộ trồng bưởi Năm Roi quy mô nhỏ ở địa phương thị xã Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long. Các yếu tố đầu vào được xem xét trong nghiên cứu bao gồm mật độ trồng, lượng nước tưới, phân hữu cơ, phân vô cơ, thuốc BVTV, công lao động. Thông qua việc ứng dụng lý thuyết hồi quy tuyến tính đa biến, phương pháp OLS được sử dụng sau khi thực hiện hồi quy theo dạng hàm sản xuất Cobb-Douglas. Nghiên cứu chỉ ra các yếu tố mật độ trồng, phân hữu cơ và công lao động có ý nghĩa ảnh hưởng đến năng suất đầu ra của quá trình trồng bưởi. Giá trị các yếu tố này được tính toán nhằm đạt được mục tiêu cực tiểu tổng chi phí sản xuất. Kiểm chứng kết quả bằng ma trận Hessian cũng chứng minh rằng tổng chi phí sản xuất đạt tối thiểu tại nghiệm của các yếu tố có nghĩa. Kết quả từ phương pháp OLS đề xuất khi so sánh với cách tiếp cận truyền thống trong phân bố mật độ gieo trồng, lượng phân hữu cơ sử dụng và công lao động cho thấy chi phí giảm 2.280.300 đồng/ha.

Bên cạnh đó, do hạn chế về số liệu thu thập trong thời gian ảnh hưởng bởi dịch bệnh COVID-19 nên quá trình thực hiện nghiên cứu có dựa trên một số giả định cơ bản của cách tiếp cận truyền thống trong nghiên cứu kinh tế sản xuất nông nghiệp. Tuy nhiên, nghiên cứu cũng đã đảm bảo được số lượng khảo sát mẫu đủ lớn để đánh giá được hoạt động canh tác bưởi tại địa phương xem xét. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu đã cung cấp cho các nông hộ một cơ sở để điều chỉnh các yếu tố đầu vào trong canh tác bưởi; từ đó, giúp người dân nâng cao năng suất, sản lượng, chất lượng sản phẩm, hiệu quả kinh doanh, nâng cao được tính cạnh tranh, kim ngạch xuất khẩu của cây bưởi Việt Nam trên thị trường thế giới. Nghiên cứu trong tương lai đề xuất việc tích hợp các mô hình dự báo đối với thị trường tiêu thụ bưởi để việc đánh giá tổng quan cũng như xây dựng các giải pháp mang tính phù hợp vào thực tiễn sản xuất, nhất là khi đối mặt với những biến động trên thị trường xuất nhập khẩu.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Caspari, A., Bremen, A. M., Faust, J. M. M., Jung, F., Kappatou, C. D., Sass, S., Vaupel, Y., Hannemann-Tamás, R., Mhamdi, A., & Mitsos, A. (2019). DyOS - A Framework for Optimization of Large-Scale Differential Algebraic Equation Systems. *29th European Symposium on Computer Aided Process Engineering*, 619-624. <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-818634-3.50104-1>

Quỳnh, Đ. T. T., Hiếu, T. V., & Nhân, Đ. K. (2019). Phân tích hệ thống canh tác nông-lâm kết hợp vùng núi tỉnh An Giang. *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 55(1), 79-87. <https://doi.org/10.22144/ctu.jsci.2019.114>

Kantorovich, L., & Koopmans, T. (1975). *Static optimization*. Nobel Prizes.

Nam, M. V., & Dung, N. T. P. (2010). Các giải pháp phát triển ngành hàng bưởi Năm Roi Phú Hữu Hậu Giang. *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 14, 22-33.

Thọ, N. H. (2015). *Nghiên cứu đặc điểm nông sinh học và một số biện pháp kỹ thuật đối với giống bưởi Diễn tại tỉnh Thái Nguyên*. Luận án Tiến sĩ Nông nghiệp Đại học Thái Nguyên.

Quyền, N. L. (2017). Các yếu tố ảnh hưởng đến năng suất trồng tiêu dưới dạng hàm sản xuất tại huyện Đăk Glong, tỉnh Đăk Nông. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Lâm nghiệp số 6-2017*, 195-202.

Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (1999). *Kinh tế học vi mô*. Nhà xuất bản Thống kê.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics (5th ed.)*. Allyn & Bacon/Pearson Education.

Hung, V. V. (2011). *Nghiên cứu một số biện pháp kỹ thuật nhằm nâng cao năng suất, phẩm chất bưởi Phúc Trạch tại Hương Khê-Hà Tĩnh*. Luận án Đại học Nông nghiệp Hà Nội.