

HIỆU QUẢ MÔI TRƯỜNG CỦA SẢN XUẤT DONG RIÊNG TẠI CÁC XÃ KHU VỰC ĐÔNG BẮC TỈNH THÁI NGUYÊN: TIẾP CẬN TỪ MÔ HÌNH PHÂN TÍCH MÀNG BAO DỮ LIỆU (DEA)

Nguyễn Bích Hồng

Tóm tắt

Trong bối cảnh các nghiên cứu về hiệu quả môi trường trong nông nghiệp tại Việt Nam hiện vẫn tập trung chủ yếu vào lúa nước, thủy sản và cây công nghiệp lâu năm thông qua phương pháp SFA, nghiên cứu này lấp đầy khoảng trống thực nghiệm bằng cách lần đầu tiên áp dụng phương pháp Phân tích màng bao dữ liệu (DEA) để đo lường hiệu quả môi trường (EE) của sản xuất cây dong riềng. Dữ liệu được thu thập thông qua phỏng vấn trực tiếp 200 hộ sản xuất dong riềng tại khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên, vùng nguyên liệu trọng điểm cho sản phẩm miến dong OCOP. Mô hình DEA-VRS được sử dụng để đo lường hiệu quả sử dụng các yếu tố đầu vào gây hại cho môi trường, bao gồm phân bón hóa học (N, P, K) và nhiên liệu hóa thạch. Mô hình hồi quy Tobit được áp dụng tiếp theo để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến EE của hộ sản xuất. Kết quả phân tích cho thấy mức hiệu quả môi trường trung bình của các hộ sản xuất dong riềng chỉ đạt 68,5%, phản ánh thực trạng lạm dụng đáng kể các vật tư nông nghiệp gây hại cho môi trường. Con số này đồng thời hàm ý mức phi hiệu quả môi trường là 31,5% (1-EE), tức các hộ có khả năng giảm 31,5% các đầu vào gây hại trong khi sản lượng đầu ra hoàn toàn có thể được duy trì ở mức hiện tại. Kết quả hồi quy Tobit cho thấy trình độ học vấn, kinh nghiệm canh tác, sự tham gia hợp tác xã, tiếp cận các chương trình tập huấn kỹ thuật và nhận thức về vấn đề môi trường là các yếu tố quyết định có ý nghĩa thống kê đến EE của hộ sản xuất dong riềng. Những phát hiện này cung cấp cơ sở khoa học để nâng cao hiệu quả môi trường của sản xuất dong riềng, góp phần thúc đẩy phát triển bền vững chuỗi giá trị miến dong OCOP tại khu vực miền núi phía Bắc.

Từ khóa: Hiệu quả môi trường, DEA, Dong riềng, OCOP, tỉnh Thái Nguyên, phát triển bền vững.

ENVIRONMENTAL EFFICIENCY OF EDIBLE CANNA PRODUCTION IN NORTHEASTERN COMMUNES OF THAI NGUYEN PROVINCE: A DATA ENVELOPMENT ANALYSIS (DEA) APPROACH

Abstract

While existing literature on agricultural environmental efficiency in Vietnam predominantly focuses on paddy rice, aquaculture, and perennial industrial crops using the Stochastic Frontier Analysis (SFA) approach, this study bridges the empirical gap by pioneering the application of Data Envelopment Analysis (DEA) to measure the environmental efficiency (EE) of edible canna production. Primary data were collected through face-to-face interviews with 200 canna-producing households in the northeastern region of Thai Nguyen province, a key material area for One Commune One Product (OCOP) canna vermicelli. The DEA-VRS (Variable Returns to Scale) model was employed to measure the utilization efficiency of environmentally detrimental inputs, specifically chemical fertilizers (N, P, K) and fossil fuels. Subsequently, a Tobit regression model was applied to identify the determinants influencing the EE of these households. The results indicate that the average environmental efficiency score of canna producers stands at only 68.5%, reflecting a substantial overuse of environmentally detrimental inputs. This figure concurrently implies an environmental inefficiency level of 31.5% (1-EE), suggesting that households could potentially reduce environmentally detrimental inputs by 31.5% while fully maintaining their current output levels. The Tobit regression results reveal that educational level, farming experience, cooperative membership, access to technical training programs, and environmental awareness are statistically significant determinants of the EE among canna-producing households. These findings provide a robust scientific basis for enhancing the environmental efficiency of edible canna production, thereby contributing to the sustainable development of the OCOP canna vermicelli value chain in the Northern mountainous region.

Keywords: Environmental efficiency, data envelopment analysis (DEA), Edible canna, OCOP, Thai Nguyen province, sustainable development.

JEL classification: O13, Q01, Q13.

DOI: 10.63767/TCKT.36.2026.184.19

1. Đặt vấn đề

Cây dong riềng (*Canna edulis* Ker) đóng vai trò thiết yếu trong cơ cấu cây trồng và an ninh lương thực tại nhiều quốc gia nhiệt đới và cận nhiệt đới như Nam Mỹ, Thái Lan, Trung Quốc và Việt Nam (Imai, 2008; Piyachomkwan và cộng sự, 2002; Zhang và Wang, 2013). Tại Việt Nam, loài cây này được canh tác phổ biến ở các tỉnh miền núi phía Bắc, trở thành cây trồng chiến lược trong công cuộc xóa đói

giảm nghèo và cải thiện sinh kế cho đồng bào dân tộc thiểu số (Anh và Hương, 2020).

Khu vực phía Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên hiện được định vị là một trong những vùng nguyên liệu sản xuất dong riềng trọng điểm của cả nước. Căn cứ Nghị quyết số 1683/NQ-UBTVQH15 của Ủy ban Thường vụ Quốc hội (có hiệu lực từ ngày 16/06/2025) về việc điều chỉnh địa giới hành chính, không gian địa lý của khu vực này đã được tái cơ cấu. Cụ thể, địa bàn canh

tác hiện bao gồm các xã: Trần Phú, Côn Minh, Xuân Dương và Văn Lang (được tổ chức lại từ sáu đơn vị hành chính cấp xã trước đây gồm Trần Phú, Côn Minh, Quang Phong, Cư Lễ, Đông Xá và Văn Lang, vốn trực thuộc huyện Na Rì, tỉnh Bắc Kạn), với tổng diện tích canh tác riêng khoảng 154,75 ha và 886 hộ tham gia sản xuất. Đặc biệt, sự phát triển của các sản phẩm chế biến sâu, nhất là miến dong, đã được công nhận trong Chương trình "Mỗi xã một sản phẩm" (OCOP), mở ra cơ hội thị trường rộng lớn và nâng cao giá trị gia tăng cho ngành hàng này (Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn, 2024).

Tuy nhiên, song song với lợi ích kinh tế, quá trình thâm canh riêng đang đặt ra những thách thức nghiêm trọng về môi trường (Anh và cộng sự, 2024). Áp lực gia tăng năng suất đã thúc đẩy các nông hộ lạm dụng các yếu tố đầu vào hóa học, đặc biệt là phân đạm (N), lân (P), kali (K) và nhiên liệu hóa thạch. Việc sử dụng phân bón thiếu cân đối và vượt mức tối ưu không chỉ gây lãng phí nguồn lực mà còn dẫn đến các ngoại ứng tiêu cực như thoái hóa đất, ô nhiễm nguồn nước do dư lượng nitrat, phosphat và gia tăng phát thải khí nhà kính (Yu và cộng sự, 2024; Zhang và cộng sự, 2024). Trong bối cảnh biến đổi khí hậu và áp lực phát triển bền vững ngày càng gia tăng, việc đánh giá hiệu quả sản xuất không thể chỉ dừng lại ở hiệu quả kinh tế - kỹ thuật truyền thống mà cần tích hợp khía cạnh môi trường.

Sự ra đời của khái niệm "Hiệu quả môi trường" (Environmental Efficiency - EE) của Reinhard và cộng sự (1999) đã cung cấp một khung lý thuyết mới, nhấn mạnh việc duy trì sản lượng trong khi phải tối thiểu hóa các đầu vào gây hại môi trường. Khác với hiệu quả kỹ thuật truyền thống chỉ tập trung vào tối đa hóa đầu ra hoặc tối thiểu hóa tất cả đầu vào, EE đặc biệt nhấn mạnh vào việc tối thiểu hóa các đầu vào gây hại môi trường (phân bón hóa học, thuốc bảo vệ thực vật, nhiên liệu hóa thạch...) trong khi vẫn duy trì mức sản lượng mong muốn. Để ước lượng hiệu quả môi trường, hai phương pháp phổ biến nhất là Phân tích biên ngẫu nhiên (SFA) và Phân tích màng bao dữ liệu (DEA).

Tại Việt Nam, đo lường EE đã trở thành một hướng nghiên cứu trọng tâm trong kinh tế nông nghiệp, song các bằng chứng thực nghiệm hiện có chủ yếu tập trung vào các hệ sinh thái ngập nước như lúa nước (Tu và cộng sự, 2015) và thủy sản (Trang và cộng sự, 2019) hoặc cây công nghiệp lâu năm như chè (Nguyen và cộng sự, 2016) thông qua áp dụng phương pháp SFA. Mặc dù vậy, các đánh giá định lượng về EE đối với cây trồng riêng tại khu vực miền núi phía Bắc Việt Nam bằng phương pháp DEA vẫn còn hạn chế, tạo ra một khoảng trống thực nghiệm rõ ràng mà nghiên cứu này hướng đến lấp đầy.

Khoảng trống này tồn tại trên hai khía cạnh. Về sinh thái học, lúa, tằm và chè có cơ chế tuần hoàn dinh

dưỡng hoàn toàn khác biệt so với cây lấy củ hàng năm trên đất dốc; do đó, các hệ quy chiếu từ các nghiên cứu trên không thể suy rộng cho riêng. Về phương pháp luận, SFA dù có ưu thế trong việc tách biệt nhiễu ngẫu nhiên nhưng đòi hỏi giả định khắt khe về dạng hàm sản xuất, đồng thời gặp hạn chế khi cần xem xét đồng thời nhiều loại đầu vào gây hại môi trường trong cùng một mô hình – điều này buộc các nghiên cứu sử dụng SFA phải gộp chung các loại hóa chất thành một biến tổng quát, làm giảm độ chính xác trong đánh giá hiệu quả môi trường. Ngược lại, DEA là phương pháp phi tham số, không yêu cầu giả về dạng hàm sản xuất, đồng thời xử lý linh hoạt nhiều yếu tố đầu vào gây hại một cách đồng thời. Trong bối cảnh thâm canh riêng với quy mô nông hộ nhỏ và điều kiện sinh thái tương đối đồng nhất, khả năng xem xét đồng thời nhiều loại đầu vào gây hại của DEA rất phù hợp cho việc hoạch định chính sách khuyến nông có mục tiêu.

Từ những khoảng trống lý thuyết và thực tiễn nêu trên, câu hỏi nghiên cứu cốt lõi được đặt ra là: Hiệu quả môi trường trong sản xuất riêng tại khu vực phía Đông Bắc Thái Nguyên đang ở mức nào, tiềm năng cải thiện các đầu vào gây hại là bao nhiêu, và những yếu tố nào quyết định sự khác biệt EE giữa các nông hộ? Để trả lời câu hỏi này, nghiên cứu được thực hiện với ba mục tiêu cụ thể: (1) Đo lường hiệu quả môi trường trong sản xuất riêng tại khu vực nghiên cứu bằng phương pháp DEA; (2) Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả môi trường của sản xuất riêng; và (3) Đề xuất các khuyến nghị để nâng cao hiệu quả môi trường, từ đó thúc đẩy sản xuất riêng phát triển theo hướng bền vững.

2. Cơ sở lý thuyết và Tổng quan nghiên cứu

2.1. Phân biệt các khái niệm: Hiệu quả môi trường, Hiệu quả sinh thái và Năng suất xanh

Trong tài liệu nghiên cứu về hiệu quả sản xuất gắn với môi trường, ba khái niệm thường được sử dụng song song và đôi khi bị nhầm lẫn, bao gồm: Hiệu quả môi trường (Environmental Efficiency – EE), Hiệu quả sinh thái (Eco-efficiency) và Năng suất xanh (Green Productivity). Mặc dù cùng hướng đến mục tiêu tích hợp chiều cạnh môi trường vào đánh giá hiệu quả sản xuất, ba khái niệm này có nền tảng lý thuyết, phạm vi áp dụng và phương pháp đo lường khác nhau về bản chất. Việc làm rõ sự phân biệt này là cần thiết trước khi xác lập khung phân tích cho nghiên cứu.

Khái niệm Hiệu quả môi trường (Environmental Efficiency – EE) được Reinhard và cộng sự (1999) đề xuất trên nền tảng lý thuyết hiệu quả sản xuất của Farrell (1957). Theo đó, EE được định nghĩa là tỷ lệ giữa lượng đầu vào gây hại môi trường tối thiểu cần thiết và lượng đầu vào gây hại môi trường thực tế đang sử dụng, trong điều kiện giữ nguyên mức sản lượng và các đầu vào thông thường. Nói cách khác, EE đo lường

khả năng của một đơn vị sản xuất trong việc tối thiểu các đầu vào gây hại môi trường (phân bón hóa học, thuốc bảo vệ thực vật, nhiên liệu hóa thạch...) mà không làm suy giảm sản lượng đầu ra.

Khác với EE, khái niệm Hiệu quả sinh thái (Eco-efficiency) (DeSimone và cộng sự, 1997) tiếp cận từ góc độ quản trị doanh nghiệp và chính sách công nghiệp. Eco-efficiency được định nghĩa là tỷ số giữa giá trị kinh tế tạo ra (doanh thu, giá trị gia tăng...) và tác động môi trường tương ứng (lượng phát thải, tiêu thụ tài nguyên), thường được đo lường ở cấp độ doanh nghiệp hoặc ngành. Mặc dù Eco-efficiency kết hợp cả chiều kinh tế lẫn môi trường, khái niệm này không nhất thiết dựa trên đường biên sản xuất và không cung cấp thông tin về khoảng cách giữa thực trạng và mức tối ưu có thể đạt được, do đó hạn chế khả năng ứng dụng trong phân tích hiệu quả so sánh giữa các nông hộ.

Trong khi đó, Năng suất xanh (Green Productivity) là chiến lược quản lý tích hợp do Tổ chức Năng suất châu Á khởi xướng, hướng đến việc nâng cao năng suất đồng thời cải thiện hiệu quả môi trường thông qua một tập hợp các công cụ và kỹ thuật quản lý (Hur và cộng sự, 2004; Parasnis, 2003). Khái niệm này chủ yếu được áp dụng ở cấp độ hệ thống quản lý tổ chức và mang tính định tính nhiều hơn định lượng, do đó không phù hợp với mục tiêu đo lường và so sánh hiệu quả giữa các hộ nông dân quy mô nhỏ.

Xuất phát từ sự phân biệt trên, nghiên cứu này lựa chọn khung khái niệm EE theo Reinhard và cộng sự (1999) làm nền tảng lý thuyết, dựa trên hai lý do chính. Thứ nhất, về mặt lý thuyết, EE gắn trực tiếp với lý thuyết đường biên sản xuất, cho phép đo lường và so sánh hiệu quả giữa các hộ nông dân một cách có hệ thống và nhất quán. Thứ hai, về mặt thực tiễn, trong bối cảnh sản xuất nông nghiệp nông hộ tại Việt Nam, dữ liệu về lượng phát thải thực tế (CH_4 , N_2O) không có sẵn và khó đo lường trực tiếp, trong khi dữ liệu về lượng vật tư đầu vào sử dụng (phân bón N, P, K; nhiên liệu,...) lại sẵn có và đáng tin cậy. Cách tiếp cận theo hướng EE của Reinhard và cộng sự (1999) do đó vừa có tính khả thi cao về mặt thu thập dữ liệu, vừa cung cấp thông tin định lượng cụ thể phục vụ hoạch định chính sách khuyến nông.

2.2. Khung lý thuyết đo lường hiệu quả môi trường

Lý thuyết sản xuất truyền thống tập trung vào hiệu quả kỹ thuật (TE) nhằm đo lường khả năng tối đa hóa đầu ra hoặc tối thiểu hóa toàn bộ đầu vào tại một mức công nghệ nhất định, dựa trên nền tảng của Farrell (1957). Tuy nhiên, TE không phân biệt giữa đầu vào thông thường (lao động, vốn) và đầu vào gây hại môi trường (phân bón hóa học, nhiên liệu hóa thạch...).

Để khắc phục hạn chế này, Pittman (1983) và Färe và cộng sự (1989) đã mở rộng mô hình sản xuất bằng cách đưa các chất thải hay yếu tố ô nhiễm (CH_4 ,

N_2O ...) vào dưới dạng "đầu ra không mong muốn" (undesirable outputs). Tuy nhiên, việc đo lường trực tiếp lượng phát thải thực tế của từng nông hộ gặp trở ngại lớn tại các nước đang phát triển do thiếu thiết bị và dữ liệu.

Trước thực tế đó, Reinhard và cộng sự (1999) đề xuất cách tiếp cận thay thế dựa trên đầu vào (input-oriented approach), thay vì đo lường chất thải đầu ra, phương pháp này tập trung quản lý các "đầu vào gây hại môi trường" (environmentally detrimental inputs). Giả thuyết cốt lõi là tồn tại mối quan hệ thuận chiều giữa lượng sử dụng các đầu vào này và mức độ ô nhiễm. Do đó, EE được định nghĩa là khả năng tối thiểu hóa các đầu vào gây hại, trong điều kiện giữ nguyên mức sản lượng và các đầu vào thông thường khác. Đây là cách tiếp cận phù hợp nhất với bối cảnh các nước đang phát triển, nơi dữ liệu phát thải thiếu hụt nhưng dữ liệu về lượng vật tư đầu vào lại sẵn có.

2.3. Tổng quan các nghiên cứu đo lường hiệu quả môi trường trong nông nghiệp

2.3.1. Các hướng tiếp cận

Trong các nghiên cứu về hiệu quả môi trường của sản xuất nông nghiệp, hai hướng tiếp cận đã được phát triển phản ánh các cách khác nhau trong việc tích hợp khía cạnh môi trường vào mô hình sản xuất.

Hướng tiếp cận thứ nhất dựa trên mô hình đầu ra không mong muốn (undesirable outputs). Pittman (1983) là người đầu tiên đề xuất việc đưa các sản phẩm phụ gây ô nhiễm vào mô hình hiệu quả sản xuất như những đầu ra không mong muốn cần được tối thiểu hóa. Färe và cộng sự (1989) tiếp tục phát triển hướng tiếp cận này bằng cách xây dựng hàm khoảng cách (directional distance function) cho phép đồng thời tối đa hóa đầu ra mong muốn và tối thiểu hóa đầu ra không mong muốn. Mặc dù có nền tảng lý thuyết vững chắc, hướng tiếp cận này đòi hỏi dữ liệu đo lường trực tiếp về lượng phát thải thực tế (CH_4 , N_2O , ...) của từng đơn vị sản xuất. Yêu cầu này khó có thể đáp ứng trong bối cảnh nông hộ quy mô nhỏ tại các nước đang phát triển do thiếu thiết bị đo lường và hệ thống giám sát môi trường.

Hướng tiếp cận thứ hai, do Reinhard và cộng sự (1999) đề xuất, dựa trên mô hình đầu vào gây hại môi trường (environmentally detrimental inputs). Thay vì đo lường trực tiếp chất thải đầu ra, hướng tiếp cận này giả định tồn tại mối quan hệ thuận chiều giữa lượng sử dụng các đầu vào gây hại (phân bón hóa học, thuốc bảo vệ thực vật, nhiên liệu hóa thạch...) và mức độ ô nhiễm môi trường tương ứng. Do đó, việc tối thiểu hóa các đầu vào này được coi là tương đương với việc giảm thiểu tác động môi trường. Hướng tiếp cận này có tính khả thi cao hơn đáng kể trong thực tiễn nghiên cứu nông nghiệp, vì dữ liệu về lượng vật tư đầu vào sử dụng thường sẵn có hơn dữ liệu phát thải.

Trong mỗi hướng tiếp cận, các nhà nghiên cứu có thể lựa chọn giữa hai phương pháp ước lượng: Phân tích biên ngẫu nhiên (Stochastic Frontier Analysis – SFA) và Phân tích màng bao dữ liệu (Data Envelopment Analysis – DEA).

2.3.2. Các nghiên cứu quốc tế tiêu biểu

Reinhard và cộng sự (2000) sử dụng dữ liệu từ 613 trang trại bò sữa tại Hà Lan, các tác giả là những người đầu tiên ước lượng EE theo cả hai phương pháp SFA và DEA trong cùng một nghiên cứu, tạo ra cơ sở so sánh phương pháp luận có giá trị tham chiếu cao. Kết quả cho thấy EE trung bình lần lượt đạt 80% (SFA) và 52% (DEA), đồng thời phát hiện rằng các trang trại đạt hiệu quả kỹ thuật (TE) cao không nhất thiết đạt hiệu quả môi trường cao, một bằng chứng thực nghiệm quan trọng về sự khác biệt TE–EE. Đặc biệt quan trọng về mặt phương pháp luận, Reinhard và cộng sự (2000) chỉ ra rằng cả SFA và DEA đều có khả năng ước lượng điểm EE, song mỗi phương pháp mang những ưu thế và giới hạn đặc thù không thể bỏ qua khi lựa chọn công cụ phân tích. Về phía SFA, ưu điểm nổi bật là khả năng tách biệt các yếu tố nhiễu ngẫu nhiên (thiên tai, dịch bệnh,...) khỏi mức phi hiệu quả. Tuy nhiên, SFA chỉ cho phép ước lượng EE trong trường hợp có tối đa hai đầu vào gây hại môi trường. Khi mô hình được mở rộng sang ba đầu vào gây hại, các ràng buộc lý thuyết không còn được thỏa mãn đầy đủ, kết quả ước lượng SFA mất đi tính nhất quán lý thuyết. Ngược lại, DEA thông qua cấu trúc bài toán quy hoạch tuyến tính, có khả năng tính toán EE cho mọi mô hình có nhiều đầu vào gây hại môi trường, bất kể số lượng biến. Tuy nhiên, bù lại, DEA là phương pháp phi tham số và không có cơ chế kiểm tra liệu các biến đầu vào gây hại có thực sự phù hợp với mô hình hay không (một hạn chế mà SFA có thể khắc phục thông qua kiểm định thống kê). Sự đánh đổi phương pháp luận này có ý nghĩa trực tiếp đối với nghiên cứu sản xuất đơn riêng hiện tại. Với bốn đầu vào gây hại môi trường cần phân tích đồng thời (N, P, K và nhiên liệu hóa thạch), việc áp dụng SFA để đánh giá hiệu quả môi trường của sản xuất đơn riêng sẽ dẫn đến nguy cơ vi phạm điều kiện đơn điệu tương tự như Reinhard và cộng sự (2000) đã ghi nhận. DEA, với khả năng xử lý đồng thời nhiều đầu vào gây hại mà không vi phạm các ràng buộc lý thuyết, do đó là lựa chọn phương pháp luận phù hợp hơn cho nghiên cứu này, mặc dù cần thừa nhận hạn chế về tính tất định của phương pháp.

Nguyen và cộng sự (2012) thực hiện một trong những nghiên cứu tiên phong tích hợp đồng thời ba chiều đánh giá: hiệu quả kỹ thuật (TE), hiệu quả môi trường (EE) và hiệu quả chi phí (CE) trong một khung phân tích DEA thống nhất, sử dụng dữ liệu bảng từ 96 trang trại lúa tại tỉnh Gangwon, Hàn Quốc trong giai đoạn 2003–2007. Thay vì đo lường riêng lẻ từng loại dưỡng chất, nghiên cứu sử dụng chỉ số sức mạnh phú

dưỡng hóa (Eutrophying Power – EP) như một thước đo môi trường tổng hợp quy đổi tải lượng thất thoát của N, P, K vào hệ thống nước về một đơn vị so sánh duy nhất, sau đó định lượng chi phí kinh tế mà các trang trại phải chịu khi chuyển dịch từ hoạt động hiện tại sang hoạt động hiệu quả về môi trường. Kết quả cho thấy quá trình chuyển dịch này, tuy mang lại mức giảm EP trung bình khoảng 69%, lại đòi hỏi chi phí sản xuất tăng trung bình tới 119%, với chi phí ước tính khoảng 1.200 won cho mỗi kg EP giảm. Đặc biệt quan trọng, nghiên cứu phát hiện rằng mối quan hệ giữa TE và EE không đồng nhất giữa các nhóm trang trại: đối với các trang trại chưa đạt TE, cải thiện hiệu quả kỹ thuật đồng thời dẫn đến cải thiện hiệu quả môi trường theo cơ chế win-win; ngược lại, đối với các trang trại đã đạt TE, tồn tại đánh đổi rõ ràng giữa CE và EE, hàm ý rằng giới hạn của tiếp cận "hiệu quả kép" xuất hiện khi canh tác đã đạt mức thâm canh nhất định. Ngoài ra, nghiên cứu ghi nhận sự biến động lớn về EE giữa các trang trại và giữa các tiểu vùng trong cùng tỉnh Gangwon, phản ánh vai trò quan trọng của điều kiện sinh thái địa phương trong việc giải thích sự khác biệt hiệu quả môi trường. Đây là những đặc điểm tương đồng trực tiếp với bối cảnh canh tác đơn riêng tại các xã khu vực Đồng Bắc tại Thái Nguyên.

2.3.3. Các nghiên cứu tại Việt Nam và khoảng trống nghiên cứu

Tại Việt Nam, đo lường EE đã trở thành một hướng nghiên cứu trọng tâm trong kinh tế nông nghiệp, song các bằng chứng thực nghiệm hiện có chủ yếu tập trung vào các hệ sinh thái ngập nước như lúa nước (Tu và cộng sự, 2015) và thủy sản (Nguyễn Thùy Trang và cộng sự, 2020), hoặc cây công nghiệp lâu năm như chè (Nguyen và cộng sự, 2016)

Nghiên cứu của Tu và cộng sự (2015) về sản xuất lúa sinh thái tại tỉnh An Giang, Đồng bằng sông Cửu Long, sử dụng phương pháp Stochastic Frontier Analysis (SFA) để so sánh hiệu quả môi trường, hiệu quả kỹ thuật giữa mô hình lúa sinh thái và lúa thông thường. Nghiên cứu khảo sát 74 hộ trồng lúa sinh thái và 125 hộ trồng lúa thông thường thông qua phỏng vấn trực tiếp. Kết quả cho thấy EE của lúa sinh thái đạt 85,54%, cao hơn lúa thông thường (84,54%), mặc dù chênh lệch không lớn. Hiệu quả kỹ thuật của hai mô hình tương đương nhau (92,24% cho lúa sinh thái và 92,17% cho lúa thông thường). Nghiên cứu kết luận rằng việc áp dụng kỹ thuật sinh thái vào sản xuất lúa có tác động tích cực đến hiệu quả môi trường và hiệu quả kỹ thuật. Tuy nhiên, nghiên cứu mới chỉ ra hiệu quả sử dụng thuốc bảo vệ thực vật ở mô hình lúa sinh thái và lúa thông thường lần lượt là 33,95% và 22,77%, chưa phân tích tiềm năng giảm thiểu cho từng loại đầu vào khác như: N, P, K, nhiên liệu...

Nghiên cứu của Nguyen và cộng sự (2016) sử dụng phương pháp phân tích biên ngẫu nhiên -

Stochastic Frontier Analysis (SFA) đo lường hiệu quả môi trường của 243 hộ trồng chè tại tỉnh Thái Nguyên thông qua việc tối thiểu hóa các đầu vào gây hại môi trường bao gồm phân bón hóa học và thuốc bảo vệ thực vật trong khi duy trì mức sản lượng chè tươi hiện tại. Kết quả cho thấy EE trung bình đạt 76,03%, cho thấy các hộ trồng chè tại Thái Nguyên có thể giảm 23,97% lượng phân bón hóa học và thuốc bảo vệ thực vật mà không ảnh hưởng đến sản lượng chè với công nghệ hiện có. Bên cạnh những kết quả đã đạt được, nghiên cứu này vẫn bộc lộ một số giới hạn nhất định về cả phương pháp. Việc sử dụng SFA bắt buộc tác giả phải giả định trước một dạng hàm sản xuất cụ thể (ở đây là Translog) và phân phối của sai số. Nếu thực tế sản xuất phức tạp và không tuân theo dạng hàm này, các ước lượng về hiệu quả có thể bị sai lệch. Mặc dù nghiên cứu đã đo lường EE riêng cho phân bón hóa học và thuốc BVTV, nhưng việc sử dụng SFA đòi hỏi phải gộp chung các loại phân bón hóa học thành một biến tổng quát, làm mất đi khả năng bóc tách để đề xuất mức cắt giảm riêng biệt cho từng loại phân bón (N, P, K).

Nghiên cứu của Nguyễn Thùy Trang và cộng sự (2020) về nuôi tôm thẻ chân trắng thâm canh tại vùng chuyên đổi từ lúa sang tôm ở tỉnh Kiên Giang sử dụng phương pháp SFA với mẫu 67 hộ nuôi tôm. Nghiên cứu đo lường EE hay khả năng tối thiểu hóa các đầu vào gây hại môi trường bao gồm thức ăn công nghiệp, thuốc thú y và nhiên liệu trong khi duy trì sản lượng tôm thương phẩm và các đầu vào thông thường khác cố định. Kết quả cho thấy EE trung bình của các hộ nuôi tôm chỉ đạt 52,79%, cho thấy nông hộ có thể giảm 47,21% tổng lượng đầu vào các yếu tố thức ăn, thuốc thú y và nhiên liệu mà vẫn duy trì sản lượng hiện tại với công nghệ hiện có. Nghiên cứu cũng phát hiện có sự khác biệt lớn về hiệu quả môi trường giữa các nông hộ nuôi tôm trên địa bàn nghiên cứu, phản ánh sự không đồng nhất về trình độ quản lý và kinh nghiệm sản xuất trong bối cảnh vùng chuyên đổi. Tuy nhiên, nghiên cứu này tập trung vào hệ thống nuôi trồng thủy sản với đặc điểm quản lý nước và dinh dưỡng hoàn toàn khác biệt so với cây trồng cạn, đồng thời chưa phân tách riêng tiềm năng giảm thiểu cho từng loại đầu vào cụ thể (thức ăn, thuốc, nhiên liệu), hạn chế khả năng đề xuất chính sách chi tiết cho từng yếu tố đầu vào.

Mặc dù cung cấp những bằng chứng thực nghiệm giá trị, các nghiên cứu trên để lại hai khoảng trống trong bối cảnh sản xuất dong riêng. Thứ nhất, về mặt sinh thái học, lúa và tôm là các hệ thống có cơ chế tuần hoàn dinh dưỡng hoàn toàn khác biệt; trong khi chè là cây lâu năm có bộ rễ ổn định giúp giữ đất. Ngược lại, dong riêng là cây hàng năm, quá trình thu hoạch củ gây xáo trộn cơ học mạnh mẽ lên lớp đất mặt, làm tăng đột biến nguy cơ xói mòn và thất thoát dư lượng phân bón. Do đó, các hệ quy chiếu từ lúa, tôm hay chè không thể

suy rộng cho cây lấy củ trên đất dốc. Thứ hai, về mặt phương pháp luận, cả ba nghiên cứu điển hình nêu trên đều sử dụng SFA. Dù SFA có ưu thế trong việc tách biệt nhiễu ngẫu nhiên, phương pháp này đòi hỏi giả định khắt khe về dạng hàm sản xuất, đồng thời gặp hạn chế khi cần xem xét đồng thời nhiều loại đầu vào gây hại môi trường trong cùng một mô hình, điều này buộc các nghiên cứu phải gộp chung các loại hóa chất thành một biến tổng quát, làm giảm độ chính xác trong đánh giá hiệu quả môi trường. Ngược lại, DEA là phương pháp phi tham số, không yêu cầu giả định về dạng hàm sản xuất và xử lý linh hoạt nhiều đầu vào gây hại một cách đồng thời trong cùng một mô hình thống nhất. Hơn nữa, như Reinhard và cộng sự (2000) đã chỉ ra, khi số lượng đầu vào gây hại vượt quá hai biến, SFA có nguy cơ vi phạm điều kiện đơn điệu và mất tính nhất quán lý thuyết, một rủi ro trực tiếp liên quan đến nghiên cứu này với bốn đầu vào gây hại cần phân tích đồng thời. Trong bối cảnh thâm canh dong riêng với quy mô nông hộ nhỏ và điều kiện sinh thái tương đối đồng nhất, khả năng xem xét đồng thời nhiều loại đầu vào gây hại của DEA do đó phù hợp hơn cho việc hoạch định chính sách khuyến nông có mục tiêu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Địa điểm nghiên cứu, phương pháp thu thập và xử lý dữ liệu

Nghiên cứu được thực hiện tại 6 xã thuộc huyện Na Rì, tỉnh Bắc Kạn cũ bao gồm Cư Lễ, Côn Minh, Đồng Xá, Quang Phong, Trần Phú và Văn Lang từ tháng 01 đến tháng 04 năm 2024. Theo Nghị quyết số 1683/NQ-UBTVQH15 có hiệu lực từ ngày 16/6/2025, toàn bộ khu vực này được sáp nhập vào tỉnh Thái Nguyên và tái cơ cấu thành bốn đơn vị hành chính mới gồm xã Trần Phú, xã Côn Minh, xã Xuân Dương và xã Văn Lang, thuộc vùng phía Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên, địa danh được sử dụng thống nhất trong toàn văn bài báo. Dữ liệu nghiên cứu phản ánh thực trạng sản xuất tại sáu đơn vị hành chính cấp xã theo địa giới cũ, phù hợp với thời điểm khảo sát và nguồn số liệu thống kê của Phòng NN & PTNT huyện Na Rì (2023).

Việc lựa chọn địa bàn này xuất phát từ ba căn cứ. Thứ nhất, đây là một trong những vùng chuyên canh dong riêng lớn nhất và tập trung nhất của khu vực, với tổng diện tích canh tác đạt 154,75 ha và 886 hộ tham gia sản xuất, chiếm tỷ trọng chủ yếu trong cơ cấu ngành hàng này của tỉnh (Phòng NN & PTNT huyện Na Rì, 2023), đảm bảo tính đại diện cao cho hoạt động sản xuất dong riêng toàn vùng. Thứ hai, khu vực này mang đặc trưng địa hình đồi núi dốc điển hình của vùng Đông Bắc, nơi áp lực xói mòn đất và thất thoát dư lượng phân bón hóa học sau thu hoạch đặc biệt nghiêm trọng, tạo nên bối cảnh sinh thái phù hợp và có tính thách thức cao để đánh giá hiệu quả môi trường trong canh tác nông nghiệp. Thứ ba, sản phẩm miền dong từ khu vực

này đã được công nhận trong Chương trình OCOP (Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn, 2024), đặt ra yêu cầu thực tiễn cấp thiết về sản xuất bền vững gắn với chuỗi giá trị có thương hiệu, từ đó tạo nền tảng chính sách cho việc ứng dụng kết quả nghiên cứu vào thực tiễn quản lý.

Tổng thể nghiên cứu gồm 886 hộ nông dân trồng dong riêng tại sáu xã trọng điểm theo số liệu thống kê năm 2023 (Phòng NN&PTNT huyện Na Rì, 2023). Cỡ mẫu được xác định theo công thức Yamane (1967), với mức sai số cho phép khoảng 6%, phù hợp với điều kiện khảo sát thực địa tại khu vực miền núi.

$$n = \frac{N}{(1 + N * e^2)} \quad (1)$$

Trong đó:

n: cỡ mẫu cần lựa chọn; *N*: Tổng thể (886); *e*: mức sai số cho phép

Do địa hình miền núi vùng phía Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên phức tạp, dân cư phân tán, việc tiếp cận các hộ gặp khó khăn về thời gian và kinh phí. Do vậy, với mức sai số cho phép khoảng 6%, phù hợp với điều kiện khảo sát thực địa tại khu vực miền núi, cỡ mẫu nghiên cứu được lựa chọn theo công thức (1) là 200 hộ. Đồng thời, theo quy tắc của Cooper và cộng sự (2007) đối với mô hình DEA, số lượng đơn vị ra quyết định (DMU) cần lớn gấp ít nhất 3 lần tổng số biến đầu vào và đầu ra. Với 7 biến trong mô hình nghiên cứu, cỡ mẫu 200 quan sát đã vượt xa ngưỡng yêu cầu tối thiểu, đảm bảo độ phân giải cao cho đường biên hiệu quả và tính vững của kết quả ước lượng.

Bảng 1: Phân bổ mẫu điều tra hộ nông dân trồng dong riêng tại các xã khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên

STT	Xã thuộc huyện Na Rì cũ (theo địa giới hành chính tại thời điểm khảo sát, 2024)	Xã thuộc tỉnh Thái Nguyên sau sát nhập	Diện tích (ha)	Tổng số hộ (N)	Tỷ trọng (%)	Cỡ mẫu phân bổ (n)
1	Xã Cư Lễ	Xã Trần Phú	38,10	189	21,33	43
2	Xã Côn Minh	Xã Côn Minh	23,11	177	19,98	40
3	Xã Đông Xá	Xã Xuân Dương	28,50	89	10,05	20
4	Xã Quang Phong	Xã Côn Minh	32,00	166	18,74	37
5	Xã Trần Phú	Xã Trần Phú	16,90	156	17,61	35
6	Xã Văn Lang	Xã Văn Lang	16,14	109	12,30	25
Tổng	Toàn khu vực		154,75	886	100,00	200

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu dựa trên số liệu Phòng NN&PTNT huyện Na Rì, 2023)

Trước khi đưa vào mô hình DEA, toàn bộ 200 phiếu điều tra được kiểm tra và làm sạch theo quy trình ba bước.

Bước 1: Kiểm tra tính đầy đủ: Các phiếu có thông tin thiếu ở biến cốt lõi được phỏng vấn bổ sung qua điện thoại trong vòng 7 ngày sau khảo sát. Việc này khả thi do nhóm nghiên cứu đã lưu đầy đủ thông tin liên lạc của tất cả hộ tham gia ngay tại thời điểm phỏng vấn trực tiếp, đồng thời số lượng thông tin cần bổ sung ở mỗi phiếu là nhỏ và cụ thể, không đòi hỏi tái khảo sát toàn bộ.

Bước 2: Kiểm tra tính nhất quán nội tại. Các ràng buộc logic được kiểm tra tự động cho từng biến định lượng, đối chiếu với ngưỡng kỹ thuật tham chiếu từ

Để đảm bảo tính đại diện thống kê và khả năng suy rộng kết quả, nghiên cứu áp dụng phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên phân tầng theo tỷ lệ (proportional stratified random sampling) với đơn vị phân tầng là xã. Quy trình chọn mẫu được thực hiện theo hai bước:

Bước 1: Phân bổ mẫu theo tỷ lệ. Số lượng hộ được phỏng vấn tại mỗi xã được phân bổ tỷ lệ thuận với số hộ trồng dong riêng thực tế của xã đó so với tổng thể (chi tiết tại Bảng 2.2).

Bước 2: Chọn hộ ngẫu nhiên trong từng xã. Danh sách toàn bộ hộ trồng dong riêng tại mỗi xã được thu thập từ Phòng NN&PTNT huyện và UBND xã, làm khung chọn mẫu chính thức. Các hộ được chọn theo phương pháp ngẫu nhiên đảm bảo mọi hộ trong tổng thể đều có xác suất được chọn, cho phép suy rộng kết quả ước lượng hiệu quả môi trường từ mẫu sang toàn bộ quần thể hộ trồng dong riêng trong khu vực. Kết quả phân bổ mẫu theo từng xã được trình bày tại Bảng 2.2.

Công cụ khảo sát là phiếu điều tra được thiết kế cấu trúc hóa nhằm thu thập các biến số định lượng cần thiết cho mô hình phân tích màng bao dư liệu (DEA). Nội dung thu thập bao gồm ba nhóm thông tin chính: (i) Đặc điểm nhân khẩu học của chủ hộ (tuổi, giới tính, trình độ học vấn, kinh nghiệm canh tác); (ii) Các yếu tố đầu vào (diện tích gieo trồng, lượng giống, lao động, lượng phân bón hóa học N, P, K, nhiên liệu); và (iii) Kết quả sản xuất đầu ra được đo lường bằng sản lượng và năng suất củ dong.

khuyến cáo canh tác dong riêng của Phòng NN&PTNT huyện Na Rì (2023). Các trường hợp không nhất quán được xác minh và hiệu chỉnh trực tiếp với hộ nông dân.

Bước 3: Phát hiện và xử lý ngoại lệ. Giá trị ngoại lệ được phát hiện theo phương pháp khoảng tứ phân vị mở rộng. Các quan sát vượt ngưỡng được xác minh lại với hộ nông dân. Kết quả cho thấy đây phản ánh thực tế canh tác đặc thù (hộ có mức độ thâm canh cao) chứ không phải lỗi ghi chép, do đó được giữ nguyên trong mẫu phân tích.

Sau ba bước trên, toàn bộ 200 phiếu đạt tiêu chuẩn chất lượng và được đưa vào phân tích, đảm bảo tính nhất quán với cỡ mẫu thiết kế ban đầu.

3.2. Đo lường hiệu quả môi trường của sản xuất dong riềng

3.2.1. Mô hình phân tích màng bao dữ liệu (DEA - Data Envelopment Analysis)

Phương pháp Phân tích màng bao dữ liệu (DEA - Data Envelopment Analysis) là kỹ thuật phi tham số được Charnes và cộng sự (1978) phát triển dựa trên nền tảng thước đo hiệu quả kỹ thuật của Farrell (1957), nhằm đánh giá hiệu quả hoạt động của các đơn vị ra quyết định (DMU) thông qua so sánh tương đối trên đường biên hiệu quả thực nghiệm. DEA không đòi hỏi giả định về dạng hàm sản xuất và cho phép xử lý đồng thời nhiều đầu vào, nhiều đầu ra ở đơn vị vật lý tự nhiên mà không cần chuẩn hóa về thước đo chung, đặc điểm đặc biệt phù hợp với bài toán đo lường hiệu quả môi trường trong sản xuất nông nghiệp.

Nghiên cứu này áp dụng DEA định hướng đầu vào (detrimentally environmental input) do các hộ nông dân trồng dong riềng có khả năng kiểm soát các yếu tố đầu vào tốt hơn so với đầu ra (năng suất phụ thuộc nhiều vào điều kiện thời tiết và đất đai). Mô hình DEA-VRS (Variable Returns to Scale) do Banker và cộng sự (1984) phát triển được lựa chọn vì phù hợp với thực tế sản xuất nông hộ quy mô nhỏ, có sự khác biệt về nguồn lực và có khả năng tiếp cận công nghệ.

Nghiên cứu xác định bốn đầu vào gây ảnh hưởng xấu đến môi trường trong sản xuất dong riềng gồm: lượng phân đạm (N), phân lân (P), phân kali (K) và chi phí nhiên liệu. Việc lựa chọn này dựa trên hai căn cứ. Thứ nhất, phân bón hóa học (N, P, K) là nguồn gây ô nhiễm đất và nước chủ yếu trong canh tác dong riềng. Sử dụng phân bón vượt mức khuyến cáo dẫn đến hiện tượng phú dưỡng hóa nguồn nước, tích lũy nitrat trong đất và phát thải khí N₂O (một loại khí nhà kính có tiềm năng nóng lên toàn cầu). Chi phí nhiên liệu phản ánh mức độ sử dụng máy móc cơ giới, gắn liền với phát thải CO₂ và các chất ô nhiễm không khí trong quá trình canh tác. Thứ hai, thuốc bảo vệ thực vật (BVTV) không được đưa vào nhóm đầu vào môi trường trong mô hình này vì đặc thù của cây dong riềng. Đây là loại cây trồng có khả năng kháng sâu bệnh tự nhiên cao, ít phụ thuộc vào thuốc BVTV trong điều kiện canh tác tại các vùng trồng dong riềng ở Việt Nam. Trên thực tế, khảo sát cho thấy phần lớn các hộ nông dân trong mẫu nghiên cứu không sử dụng hoặc sử dụng rất ít thuốc BVTV, dẫn đến lượng quan sát bằng không chiếm tỷ lệ lớn. Việc đưa biến này vào mô hình DEA sẽ vi phạm yêu cầu về tính đồng nhất dữ liệu và làm giảm độ tin cậy của đường biên hiệu quả.

Đầu vào và đầu ra trong mô hình đo lường EE của sản xuất dong riềng như sau:

- Đầu ra mong muốn (Desirable Output): Năng suất dong riềng (tạ/ha);

- Đầu vào thông thường (Conventional Inputs): Chi phí lao động (nghìn đồng/ha), Chi phí giống (nghìn đồng/ha), Chi phí khác (nghìn đồng/ha).

- Đầu vào gây ảnh hưởng xấu đến môi trường (Environmental Detrimental input): Lượng phân đạm (N) (kg/ha), phân lân (P) (kg/ha), phân kali (K) (kg/ha), và chi phí nhiên liệu (nghìn đồng/ha).

Mô hình ước lượng hiệu quả môi trường (EE) của sản xuất dong riềng được xây dựng trên cơ sở mẫu gồm hộ nông dân (Decision Making Units – DMU), được đánh số lần lượt từ $j = 1$ đến $j = n$. Hộ nông dân đang được đánh giá hiệu quả trong từng lần chạy mô hình được ký hiệu là hộ o . Với mỗi hộ j trong mẫu, mô hình sử dụng hai nhóm đầu vào và một đầu ra.

Về đầu ra, mô hình sử dụng một biến duy nhất là năng suất dong riềng (tạ/ha), ký hiệu là y_j cho hộ j và y_o cho hộ đang được đánh giá.

Về đầu vào, mô hình phân biệt hai nhóm có vai trò khác nhau trong bài toán tối ưu. Nhóm thứ nhất là đầu vào thông thường (Conventional Inputs), ký hiệu x_{ij}^c , gồm ba biến được giữ cố định trong quá trình tối ưu hóa: chi phí lao động ($i = L$), chi phí giống ($i = G$) và chi phí khác ($i = K$), đều tính theo đơn vị triệu đồng/ha. Nhóm thứ hai là đầu vào gây ảnh hưởng xấu đến môi trường (Environmentally Detrimental Inputs), ký hiệu x_{ij}^e , gồm bốn biến được phép giảm trong quá trình tối ưu hóa: lượng phân đạm N (kg/ha) với $i = N$, lượng phân lân P (kg/ha) với $i = P$, lượng phân kali K (kg/ha) với $i = Ka$, và chi phí nhiên liệu (triệu đồng/ha) với $i = F$. Ký hiệu x_{io}^c và x_{io}^e lần lượt là đầu vào thông thường và đầu vào gây ảnh hưởng xấu đến môi trường loại i của hộ o đang được đánh giá.

Về biến quyết định, mô hình cần tìm hai tập biến. Tập biến thứ nhất là φ - điểm hiệu quả môi trường của hộ o , nhận giá trị trong khoảng $(0,1]$, thể hiện tỷ lệ co giảm đồng thời nhỏ nhất có thể áp dụng cho cả bốn đầu vào có hại môi trường. Tập biến thứ hai là λ_j với $j = 1, 2, \dots, n$, trọng số của hộ j trong tổ hợp tham chiếu, thể hiện mức độ đóng góp của hộ j khi xây dựng đơn vị so sánh cho hộ o .

Trên cơ sở đó, bài toán tối ưu DEA-EE được phát biểu như sau: $\min_{\varphi, \lambda_j} \varphi$

Ràng buộc (1) — Đầu vào thông thường không co giảm:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij}^c \leq x_{io}^c, i = L, G, K$$

Tổ hợp tham chiếu không được sử dụng nhiều hơn lượng đầu vào thông thường của hộ o . Ràng buộc này đảm bảo tính khả thi kỹ thuật khi so sánh: hộ tham chiếu phải có thể tái lập mức sản xuất của hộ o với

lượng lao động, giống và chi phí khác không vượt quá mức hộ đang sử dụng.

Ràng buộc (2) — Đầu vào gây ảnh hưởng đến môi trường co giảm theo hệ số φ :

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij}^e \leq \varphi \cdot x_{io}^e, i = N, P, Ka, F$$

Tổ hợp tham chiếu chỉ cần sử dụng tối đa φ lần lượng đầu vào gây hại của hộ o . Đây là ràng buộc cốt lõi của mô hình: bài toán tìm giá trị φ nhỏ nhất sao cho vẫn tồn tại một tổ hợp tuyến tính các hộ trong mẫu có thể tái lập mức năng suất của hộ o với lượng đầu vào gây hại chỉ bằng φ lần mức thực tế.

Ràng buộc (3) — Năng suất dong riêng được duy trì: $\sum_{j=1}^n \lambda_j y_j \geq y_o$

Tổ hợp tham chiếu phải đạt được ít nhất mức năng suất của hộ o . Ràng buộc này đảm bảo rằng việc cắt giảm đầu vào gây hại không đi kèm với suy giảm sản lượng đầu ra, phản ánh đúng định nghĩa EE của Reinhard và cộng sự (1999): tối thiểu hóa đầu vào gây hại trong khi duy trì mức sản lượng hiện tại.

Ràng buộc (4) — Ràng buộc lỗi VRS:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$$

Tổng tất cả trọng số λ_j phải bằng đúng 1. Ràng buộc này đảm bảo tổ hợp tham chiếu có quy mô sản xuất tương đương với hộ o , phù hợp với giả định hiệu suất thay đổi theo quy mô (VRS). Khi bỏ ràng buộc này, mô hình trở về dạng CRS của Charnes và cộng sự (1978), trong đó tổ hợp tham chiếu có thể có quy mô bất kỳ. Như đã trình bày trong phần kiểm định lựa chọn giả định hiệu suất theo quy mô, VRS là giả định phù hợp hơn cho bối cảnh sản xuất dong riêng nông hộ tại địa bàn nghiên cứu, nơi các hộ có quy mô diện tích không đồng đều và vận hành trong điều kiện thị trường không hoàn hảo.

Ràng buộc (5) — Điều kiện không âm:

$$\lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n; 0 < \varphi \leq 1$$

Tất cả trọng số λ_j phải không âm, đảm bảo tổ hợp tham chiếu chỉ được xây dựng từ các hộ thực tế trong mẫu. Giá trị φ nằm trong khoảng $(0,1]$: $\varphi^* = 1$ nghĩa là hộ o đã đạt hiệu quả môi trường tối ưu và không còn tiềm năng cắt giảm đầu vào gây hại; $\varphi^* < 1$ nghĩa là hộ o đang sử dụng lượng đầu vào gây hại vượt mức cần thiết và có thể cắt giảm đồng thời tất cả bốn đầu vào xuống còn φ^* lần mức hiện tại mà không làm giảm năng suất.

Bài toán trên được giải lặp lại cho từng hộ o trong mẫu ($o = 1, 2, \dots, n$), tạo ra tập điểm EE $\{\varphi_o^*\}_{o=1}^n$ phản ánh vị trí tương đối của từng hộ so với đường biên hiệu quả môi trường được xây dựng từ các thực hành tốt nhất quan sát được trong mẫu. Điểm EE trung bình của toàn mẫu $\bar{\varphi}^* = \frac{1}{n} \sum_{o=1}^n \varphi_o^*$ là chỉ số tổng hợp phản ánh mức độ lạm dụng đầu vào gây hại của hệ thống canh

tác dong riêng tại khu vực nghiên cứu, trong khi $(1-\bar{\varphi}^*)$ là tiềm năng cắt giảm trung bình có thể đạt được mà không làm suy giảm năng suất.

3.2.2. Bootstrap DEA - Kiểm Định Độ Vững

Mặc dù DEA là phương pháp phi tham số không đòi hỏi giả định phân phối xác suất, các ước lượng hiệu quả thu được từ DEA chuẩn có bản chất xác định (deterministic) và do đó nhạy cảm với nhiễu quan sát, sai số đo lường và biến động mẫu. Để khắc phục hạn chế này và kiểm định độ vững của các ước lượng EE, nghiên cứu áp dụng thủ tục Bootstrap DEA theo đề xuất của Simar và Wilson (1998). Cụ thể, quy trình Bootstrap được thực hiện với $B = 2.000$ lần lặp theo thuật toán sau:

Quy trình bootstrap được thực hiện theo thuật toán sau. Từ mẫu quan sát gốc gồm $n = 200$ hộ, tại mỗi lần lặp b ($b = 1, 2, \dots, B$), một mẫu bootstrap $\{(x_i^*, y_i^*)\}_{i=1}^n$ được rút ngẫu nhiên có hoàn lại. Mô hình DEA-VRS được ước lượng lại trên mẫu bootstrap để thu được điểm hiệu quả bootstrap $\hat{\varphi}_i^{*b}$. Sau B lần lặp, khoảng tin cậy bootstrap 95% cho điểm hiệu quả của hộ thứ i được xác định theo:

$$\hat{\varphi}_i - z_{0,975} \cdot \hat{\sigma}_i^* \leq \varphi_i \leq \hat{\varphi}_i - z_{0,025} \cdot \hat{\sigma}_i^*$$

Trong đó: $\hat{\sigma}_i^*$ là độ lệch chuẩn của phân phối bootstrap $\{\hat{\varphi}_i^{*b}\}_{b=1}^B$, và $z_{0,025}, z_{0,975}$ là các phân vị thứ 2,5 và 97,5 của phân phối bootstrap. Điểm hiệu quả được hiệu chỉnh độ chệch (bias-corrected efficiency score) được tính theo:

$$\tilde{\varphi}_i = \hat{\varphi}_i - \widehat{\text{bias}}_i^* = 2\hat{\varphi}_i - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\varphi}_i^{*b}$$

Trong đó: $\widehat{\text{bias}}_i^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\varphi}_i^{*b} - \hat{\varphi}_i$ là ước lượng bootstrap của độ chệch (bias) của điểm DEA chuẩn.

Kết quả Bootstrap DEA cho phép đánh giá mức độ tin cậy thống kê của từng ước lượng EE và xác nhận tính vững của các kết luận rút ra từ DEA chuẩn.

3.2.3. Kiểm định độ nhạy khi thay đổi biến đầu vào

Để đánh giá mức độ ổn định của kết quả EE trước sự thay đổi trong cấu trúc biến đầu vào, nghiên cứu thực hiện phân tích độ nhạy (*sensitivity analysis*) thông qua hai kịch bản mô hình thay thế:

- Mô hình M1 (Baseline): Bao gồm đầy đủ các biến đầu vào gốc gồm phân đạm (N), phân lân (P), phân kali (K) và chi phí nhiên liệu, phản ánh toàn bộ cấu trúc đầu vào trong thực tế canh tác dong riêng.

- Mô hình M2: Gộp ba loại phân bón hóa học (N, P, K) thành một biến tổng hợp duy nhất (tổng NPK tính theo kg/ha) trong khi giữ nguyên các biến còn lại. Kịch bản này có cơ sở thực tiễn vì nhiều hộ sản xuất sử dụng phân bón hỗn hợp NPK mà không tách biệt rõ từng thành phần, đồng thời cho phép kiểm tra xem mức độ chi tiết trong đặc tả biến phân bón có ảnh hưởng đáng kể đến ước lượng EE hay không.

3.2.4. Kiểm định hiệu suất thay đổi theo quy mô

Để xác định giả định hiệu suất theo quy mô phù hợp với công nghệ sản xuất đồng riêng tại địa bàn nghiên cứu, nghiên cứu thực hiện kiểm định hiệu suất theo quy mô (Returns to Scale – RTS) theo đề xuất của Banker (1996). Quy trình kiểm định dựa trên việc so sánh điểm hiệu quả thu được từ ba mô hình DEA với các giả định khác nhau: mô hình CRS (Charnes và cộng sự, 1978), mô hình VRS (Banker và cộng sự, 1984) và mô hình NIRS (Non-Increasing Returns to Scale). Mối quan hệ giữa ba mô hình được thể hiện qua đồng nhất thức phân tách: $TE^{CRS} = TE^{VRS} \times SE$

Trong đó: $SE \in (0,1]$ là hiệu quả quy mô (Scale Efficiency), đo lường tổn thất hiệu quả phát sinh do hộ không hoạt động tại quy mô tối ưu (Most Productive Scale Size – MPSS). Trạng thái hiệu suất theo quy mô của từng hộ được xác định theo quy tắc: hộ đang trong vùng tăng theo quy mô (IRS) nếu $TE^{NIRS} \neq TE^{CRS}$; trong vùng giảm theo quy mô (DRS) nếu $TE^{NIRS} = TE^{CRS}$ và $SE < 1$; và đang hoạt động tại quy mô tối ưu nếu $SE = 1$.

Kết quả kiểm định được sử dụng để biện minh cho lựa chọn giả định VRS trong mô hình DEA - EE chính. Nếu phần lớn các hộ trong mẫu đang hoạt động trong vùng IRS hoặc DRS, tức $SE < 1$ một cách có hệ thống thì giả định CRS sẽ tạo ra sai lệch đánh giá hệ thống và VRS là lựa chọn phù hợp hơn về mặt lý thuyết lẫn thực nghiệm.

3.3. Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng

Do chỉ số Hiệu quả môi trường φ nhận giá trị trong khoảng (0, 1), đây là dạng dữ liệu bị giới hạn (censored data). Việc sử dụng hồi quy OLS thông thường sẽ dẫn đến ước lượng chệch (Wooldridge và cộng sự, 2020). Vì vậy, dựa trên khung lý thuyết của Tobin (1958), nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Tobit để xác định các yếu tố tác động đến φ .

Phương trình hồi quy Tobit tổng quát:

$$\varphi_i^* = \gamma_0 + \sum_{j=1}^8 \gamma_j D_{ji} + \varepsilon_i$$

Trong đó: φ_i^* là biến phụ thuộc quan sát được:

$$\varphi_i = \begin{cases} \varphi_i^* & \text{nếu } 0 < \varphi_i^* \leq 1 \\ 0 & \text{nếu } \varphi_i^* \leq 0 \\ 1 & \text{nếu } \varphi_i^* > 1 \end{cases}$$

Trong đó: φ_i^* là biến tiềm ẩn (latent variable) phản ánh hiệu quả môi trường thực sự của hộ thứ i ; $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ là sai số ngẫu nhiên; γ_0 là hằng số hồi quy; γ_j là hệ số hồi quy của biến độc lập thứ j ;

Các biến độc lập D_{ji} bao gồm: Giới tính (gender), Trình độ học vấn (edu), Dân tộc (ethnic), Kinh nghiệm sản xuất (exp), Quy mô hộ (fsize), Tham gia tập huấn kỹ thuật (extension), Tham gia Hợp tác xã (coop), Nhận thức về vấn đề môi trường (aware).

Biến Giới tính chủ hộ (ged) được đo lường bằng biến nhị phân (1 = Nam; 0 = Nữ), với kỳ vọng tác động cùng chiều (+) đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng. Giới tính của chủ hộ có thể ảnh hưởng đến quyết định sản xuất và mức độ tiếp cận thông tin kỹ thuật (Njuki và cộng sự, 2025; Unay-Gaillard & Bojnec, 2021).

Biến Trình độ học vấn (edu) được đo lường bằng số năm đi học, với kỳ vọng tác động cùng chiều (+) đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng. Học vấn là thành phần cốt lõi của vốn con người, giúp nông hộ tiếp thu và ứng dụng tiến bộ kỹ thuật trong canh tác, đặc biệt thông qua việc giảm sử dụng hóa chất đầu vào và áp dụng các kỹ thuật canh tác bền vững (Ngo và cộng sự, 2025; Zachariou và cộng sự, 2025).

Biến Dân tộc (ethnic) được đo lường bằng biến nhị phân (1 = Dân tộc thiểu số; 0 = Kinh), với kỳ vọng tác động cùng chiều (-) đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng. Sự khác biệt về dân tộc có thể phản ánh sự khác biệt về tập quán canh tác truyền thống, khả năng tiếp cận dịch vụ hỗ trợ sản xuất và rào cản ngôn ngữ trong tiếp nhận thông tin kỹ thuật. Njuki và cộng sự (2025) cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy các nhóm dân tộc thiểu số không chỉ sử dụng công nghệ sản xuất khác biệt mà còn kém hiệu quả hơn trong việc kết hợp các đầu vào để tối đa hóa sản lượng, do hạn chế trong tiếp cận công nghệ, dịch vụ khuyến nông và thị trường đầu vào.

Biến Kinh nghiệm sản xuất (exp) được đo lường bằng số năm canh tác, với kỳ vọng tác động cùng chiều (+) đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng. Kinh nghiệm sản xuất lâu năm giúp nông hộ tích lũy kiến thức thực tiễn về điều kiện đất đai, thời tiết và quy luật sinh trưởng của cây trồng, từ đó có khả năng điều chỉnh lượng phân bón, thuốc bảo vệ thực vật và nước tưới phù hợp hơn, giảm thiểu lãng phí và tác động tiêu cực đến môi trường (Zachariou và cộng sự, 2025).

Biến Quy mô hộ gia đình (fsize) được đo lường bằng số thành viên trong hộ, với kỳ vọng tác động cùng chiều (+) đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng. Quy mô hộ lớn hơn cung cấp lực lượng lao động gia đình dồi dào hơn, tạo điều kiện quản lý đồng ruộng chặt chẽ và kịp thời hơn (Tennhardt và cộng sự, 2024).

Biến Tập huấn kỹ thuật (extension) được đo lường bằng biến nhị phân (1 = Có tham gia; 0 = Không), với kỳ vọng tác động cùng chiều (+) đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng. Các chương trình tập huấn kỹ thuật và khuyến nông là kênh chuyển giao tiến bộ kỹ thuật quan trọng đến nông hộ, giúp cải thiện kiến thức về sử dụng phân bón cân đối, phòng trừ dịch hại tổng hợp (IPM) và các quy trình canh tác bền vững (Ngo và cộng sự, 2025; Nguyen và cộng sự, 2024).

Biến Tham gia hợp tác xã (cop) được đo lường bằng biến nhị phân (1 = Có tham gia; 0 = Không), với kỳ vọng tác động cùng chiều (+) đến hiệu quả môi trường của sản xuất đồng riêng.

trường của sản xuất dong riêng. Tham gia hợp tác xã tạo điều kiện cho nông hộ tiếp cận thông tin kỹ thuật, vật tư nông nghiệp chất lượng và các dịch vụ hỗ trợ sản xuất với chi phí thấp hơn, đồng thời tạo ra cơ chế giám sát xã hội tích cực khuyến khích tuân thủ các tiêu chuẩn sản xuất bền vững (Yu và cộng sự, 2023; Zhang và cộng sự, 2023).

Biến Nhận thức về vấn đề môi trường (*aware*) được đo lường bằng biến nhị phân (1 = Có nhận biết; 0 = Không), với kỳ vọng tác động cùng chiều (+) đến hiệu quả môi trường của sản xuất dong riêng. Nhận biết của nông hộ về tác động môi trường của hoạt động sản

Bảng 2: Đặc điểm sản xuất dong riêng tại các xã khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên

Chỉ tiêu	Đơn vị tính	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa
Đầu ra					
Sản lượng dong riêng	tạ/ha	842,1	286,9	325,0	1.850,0
Đầu vào					
Phân Kali (K)	kg/ha	454,4	155,8	200,0	875,0
Phân Lân (Phospho)	kg/ha	560,4	267,5	100,0	1.254,0
Phân Đạm (Nitrogen)	kg/ha	384,0	188,4	100,0	1.000,0
Chi phí nhiên liệu	nghìn đồng/ha	4.545,1	3.588,2	666,7	16.666,7
Chi phí lao động	nghìn đồng/ha	110.811,0	17.920,0	22.000,0	137.500,0
Chi phí giống	nghìn đồng/ha	6.281,8	1.941,9	1.600,0	11.428,6
Chi phí khác	nghìn đồng/ha	27.833,0	19.301,0	5.500,0	76.000,0

Về đầu vào, lượng phân bón sử dụng trung bình lần lượt là 454,4 kg K/ha, 560,4 kg P/ha và 384,0 kg N/ha, trong đó phân lân có độ lệch chuẩn cao nhất (SD = 267,5), cho thấy sự khác biệt lớn trong chiến lược bón phân giữa các hộ. Chi phí lao động chiếm tỷ trọng lớn nhất với trung bình 110.811 nghìn đồng/ha (SD = 17.920), tiếp theo là chi phí khác (27.833 nghìn đồng/ha, SD = 19.301) và chi phí giống (6.281,8 nghìn đồng/ha, SD = 1.941,9). Đặc biệt, chi phí nhiên liệu có

Bảng 3: Đặc điểm của các hộ sản xuất dong riêng tại các xã khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên

Biến	Đơn vị tính	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa
Giới tính chủ hộ (<i>ged</i>)	1 = Nam; 0 = Nữ	0,355	0,4797	0	1
Trình độ học vấn (<i>edu</i>)	Năm	10,025	1,9682	7	16
Dân tộc (<i>ethnic</i>)	1 = Dân tộc; 0 = Kinh				
Kinh nghiệm sản xuất (<i>exp</i>)	Năm	19,355	8,9963	5	43
Quy mô hộ gia đình (<i>fsize</i>)	Người	4,350	1,1016	2	8
Tập huấn kỹ thuật (<i>extension</i>)	1 = Có; 0 = Không	0,415	0,4940	0	1
Tham gia hợp tác xã (<i>cop</i>)	1 = Có; 0 = Không	0,455	0,4992	0	1
Nhận thức về vấn đề môi trường (<i>aware</i>)	1 = Có; 0 = Không	0,425	0,4956	0	1

Kết quả thống kê mô tả cho thấy bức tranh tổng quan về nguồn nhân lực và điều kiện tổ chức sản xuất của các nông hộ trồng dong riêng tại khu vực nghiên cứu. Nhìn chung, các chủ hộ có độ tuổi trung bình tương đối cao (gần 45 tuổi) đi kèm với bề dày kinh nghiệm canh tác phong phú (trung bình hơn 19 năm). Về mặt giáo dục, trình độ học vấn trung bình đạt khoảng lớp 10, cho thấy nền tảng cơ bản khá tốt để tiếp

xuất nông nghiệp là yếu tố tâm lý - hành vi nền tảng quyết định thái độ và hành động canh tác bền vững (Nguyen và cộng sự, 2024).

4. Kết quả và Thảo luận

4.1. Thực trạng sản xuất dong riêng tại các xã khu vực Đông Bắc, tỉnh Thái Nguyên

Dựa trên số liệu điều tra 200 hộ trồng dong riêng tại các xã khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên (Bảng 2.2), kết quả cho thấy năng suất trung bình đạt 842,1 tạ/ha với độ biến động tương đối cao (SD = 286,9), dao động từ 325,0 tạ/ha đến 1.850,0 tạ/ha, phản ánh sự chênh lệch đáng kể về hiệu quả sản xuất giữa các hộ.

Nguồn: Số liệu điều tra năm 2024, n=200 độ biến động cực cao (SD = 3.588,2; dao động từ 666,7 đến 16.666,7 nghìn đồng/ha), phản ánh sự đa dạng về mức độ cơ giới hóa và khoảng cách từ vùng sản xuất đến nguồn nguyên liệu đầu vào. Sự không đồng nhất này gợi ý rằng các hộ nông dân đang áp dụng các mô hình canh tác với mức độ thâm canh khác nhau, tạo cơ hội cho việc cải thiện hiệu quả sản xuất thông qua chuyển giao kỹ thuật và chuẩn hóa quy trình canh tác.

Nguồn: Số liệu điều tra năm 2024, n=200 thu các kỹ thuật nông nghiệp mới. Mỗi hộ gia đình có quy mô trung bình từ 4 đến 5 nhân khẩu, đảm bảo nguồn lao động tại chỗ thiết yếu cho các khâu canh tác và thu hoạch.

Bên cạnh các đặc điểm nhân khẩu học, mức độ tham gia vào các mạng lưới hỗ trợ của nông dân vẫn còn ở mức khiêm tốn. Cụ thể, tỷ lệ hộ tiếp cận được các chương trình tập huấn kỹ thuật chỉ đạt 41,5%, và tỷ

lệ tham gia vào các hợp tác xã sản xuất là 45,5%. Đáng chú ý, chưa đến một nửa số hộ khảo sát (42,5%) có nhận thức rõ ràng về các vấn đề môi trường trong quá trình canh tác. Những đặc điểm về nguồn lực và rào cản thông tin này sẽ là cơ sở dữ liệu quan trọng để đưa vào mô hình hồi quy, nhằm kiểm định mức độ tác động của chúng ở các bước phân tích tiếp theo.

4.2. Hiệu quả môi trường của sản xuất dong riêng tại các xã khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên

4.2.1. Kết quả ước lượng hiệu quả môi trường bằng phương pháp DEA

Kết quả phân tích hiệu quả môi trường của 200 hộ sản xuất dong riêng tại khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên (Bảng 2.5) cho thấy mức hiệu quả trung bình đạt 68,5%. Con số này phản ánh tiềm năng rất lớn trong việc cải thiện tính bền vững của quy trình canh tác. Cụ thể, nếu tối ưu hóa được nguồn lực, các nông hộ hoàn toàn có thể cắt giảm 31,5% lượng đầu vào gây hại cho môi trường (phân đạm, phân lân, phân kali và chi phí nhiên liệu) mà vẫn duy trì được mức sản lượng hiện tại. So với các hệ thống nông nghiệp khác tại Việt Nam, mức hiệu quả này thấp hơn so với mô hình lúa sinh thái tại An Giang (85,54%) (Tu và cộng sự, 2015) và canh tác chè tại chính tỉnh Thái Nguyên (76,03%) (Nguyen và cộng sự, 2016), những cây trồng chủ lực vốn đã tiếp nhận sự đầu tư sâu rộng về kỹ thuật và mạng lưới khuyến nông. Tuy nhiên, hiệu quả môi trường của dong riêng lại vượt trội so với hệ thống nuôi tôm thẻ chân

trắng thâm canh tại Kiên Giang (52,79%) (Nguyễn Thùy Trang và cộng sự, 2020), phản ánh mức độ rủi ro lãng phí đầu vào thấp hơn so với tính chất phức tạp của môi trường thủy sản khép kín

Phân bố hiệu quả môi trường có sự phân tầng rõ rệt, chỉ có 15 hộ (7,5%) đạt hiệu quả tối ưu (= 1,0), trong khi 51 hộ (25,5%) đạt mức hiệu quả cao (>90%), cho thấy một nhóm nông dân đã áp dụng thành công các biện pháp sản xuất thân thiện môi trường. Tuy nhiên, tỷ lệ đáng lo ngại là 43,5% số hộ có hiệu quả môi trường dưới 70%, trong đó 11 hộ (5,5%) có hiệu quả dưới 50%, phản ánh việc sử dụng lãng phí đầu vào hoặc áp dụng kỹ thuật canh tác chưa phù hợp gây tác động tiêu cực đến môi trường. Đặc biệt, các hộ có hiệu quả dưới 70% có tiềm năng giảm từ 30-50% lượng phân bón và nhiên liệu sử dụng nếu áp dụng các biện pháp quản lý tối ưu, góp phần giảm ô nhiễm nguồn nước, phát thải khí nhà kính và chi phí sản xuất. Sự chênh lệch lớn này (từ <50% đến 100%) gợi ý rằng có khoảng cách đáng kể về kiến thức và năng lực quản lý sản xuất bền vững giữa các hộ. Đồng thời cho thấy cơ hội cải thiện hiệu quả môi trường thông qua việc học hỏi kinh nghiệm từ các hộ hiệu quả cao và triển khai các chương trình đào tạo về thực hành nông nghiệp xanh, hướng tới mục tiêu giảm thiểu tối đa tác động môi trường không cần thiết trong sản xuất dong riêng tại địa phương.

Bảng 4: Hiệu quả môi trường của các hộ sản xuất dong riêng tại xã khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên

Hiệu quả môi trường	Số hộ	Tỷ lệ (%)	% tích lũy
< 50%	11	5,5	5,5
50% – 60%	28	14,0	19,5
60% – 70%	48	24,0	43,5
70% – 80%	32	16,0	59,5
80% – 90%	15	7,5	67,0
>90%	51	25,5	92,5
= 1.0 (Hiệu quả)	15	7,5	100,0
Tổng	200	100,0	
Hiệu quả nhỏ nhất	30,01		
Hiệu quả trung bình	68,50		

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả phân bón. Hệ số tương quan Spearman giữa M1 và M2 đạt $\rho_{M1-M2} = 0,923$, vượt ngưỡng 0,80 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điểm EE trung bình của M2 (0,693) chênh lệch không đáng kể so với M1 (0,685), phản ánh mức độ ổn định của kết quả khi thay đổi mức độ chi tiết trong đặc tả biến phân bón đầu vào. Kết quả này khẳng định rằng các kết luận của nghiên cứu không phụ thuộc vào lựa chọn tách biệt hay gộp chung các thành phần phân bón hóa học trong mô hình DEA.

4.2.3. Kết quả kiểm định hiệu suất thay đổi theo quy mô

Kết quả kiểm định hiệu suất theo quy mô trong Bảng 2.6 cho thấy sự phân kỳ có hệ thống giữa điểm hiệu quả dưới hai giả định CRS và VRS, phản ánh thực trạng các hộ sản xuất dong riêng đang hoạt động ở các quy mô không đồng đều và phần lớn chưa đạt quy mô tối ưu.

4.2.2. Kết quả Bootstrap DEA, phân tích độ nhạy

Kết quả Bootstrap DEA với B = 2.000 lần lặp xác nhận tính vững của các ước lượng EE thu được từ mô hình DEA chuẩn. Điểm hiệu quả trung bình sau hiệu chỉnh độ chệch bootstrap đạt $\hat{\theta} = 0,661$, thấp hơn không đáng kể so với ước lượng DEA gốc (0,685), cho thấy độ chệch trên của DEA chuẩn là nhỏ và chấp nhận được. Khoảng tin cậy bootstrap 95% cho điểm EE trung bình là [0,643; 0,704] không bao gồm giá trị 1, khẳng định ý nghĩa thống kê rằng phần lớn các hộ sản xuất dong riêng chưa đạt trạng thái hiệu quả môi trường tối ưu. Hệ số tương quan Pearson giữa điểm EE gốc và điểm EE hiệu chỉnh bootstrap đạt 0,974 ($p < 0,001$), phản ánh mức độ nhất quán cao và củng cố độ tin cậy của các kết luận dựa trên DEA chuẩn.

Kết quả phân tích độ nhạy cho thấy các ước lượng EE có tính vững cao trước sự thay đổi trong cách đặc tả biến

Bảng 5: Kết quả kiểm định hiệu suất theo quy mô (n = 200)

Chỉ tiêu	CRS	VRS	NIRS	Scale Efficiency (SE)
Trung bình	0,621	0,685	0,648	0,907
Độ lệch chuẩn	0,183	0,186	0,178	0,089
Giá trị nhỏ nhất	0,214	0,3001	0,231	0,612
Giá trị lớn nhất	1,000	1,000	1,000	1,000
Số hộ đạt hiệu quả tối ưu (= 1)	11 (5,5%)	15 (7,5%)	12 (6,0%)	28 (14,0%)

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

Mức EE trung bình trong mô hình DEA - VRS (0,685) cao hơn trong mô hình DEA - CRS (0,621), với khoảng cách 6,4 điểm phần trăm, phản ánh tồn thất hiệu quả do hoạt động không ở quy mô tối ưu. Hiệu quả quy mô trung bình đạt SE = 0,907, cho thấy phần lớn khoảng cách giữa CRS và VRS xuất phát từ sự không tối ưu về quy mô chứ không phải từ kém hiệu quả kỹ thuật thuần túy.

4.2.4. Các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả môi trường của sản xuất dong riêng

Kết quả hồi quy Tobit trình bày tại Bảng 2.7 cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê ở mức 1% với giá trị $LR\chi^2(9) = 201,33$ $Prob > \chi^2 = 0,0000$, hàm ý rằng các biến độc lập được đưa vào mô hình có khả năng giải

thích sự biến động của chỉ số hiệu quả môi trường trong sản xuất dong riêng tại khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên. Giá trị Log likelihood đạt 119,0043 phản ánh mức độ phù hợp giữa mô hình lý thuyết và dữ liệu thực tế. Các biến Tuổi chủ hộ (*age*), Dân tộc (*ethnic*), Giới tính chủ hộ (*ged*) và quy mô hộ gia đình (*fsize*) đều không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cho thấy trong bối cảnh cụ thể, các đặc điểm nhân khẩu học cơ bản không tạo ra sự khác biệt có ý nghĩa về hiệu quả môi trường giữa các nông hộ, trong khi các yếu tố thể chế và hành vi, bao gồm tham gia hợp tác xã, tập huấn kỹ thuật và nhận thức về các vấn đề môi trường đóng vai trò quyết định hơn

Bảng 6: Kết quả hồi quy Tobit các yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả môi trường của sản xuất dong riêng tại xã khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên

Biến	Đơn vị tính	Hệ số Tobit	Tác động biên (MEM)	Sai số chuẩn	P> t
Tuổi chủ hộ (<i>age</i>)	Năm	-0,0006	-0,0006	0,0011	0,561
Trình độ học vấn (<i>edu</i>)	Năm	0,0382***	0,0354***	0,0046	0,000
Dân tộc (<i>ethnic</i>)	1 = Dân tộc; 0 = Kinh	0,0262	0,0242	0,0206	0,20
Giới tính chủ hộ (<i>ged</i>)	1 = Nam; 0 = Nữ	0,0219	0,0203	0,0204	0,285
Quy mô hộ (<i>fsize</i>)	Người	-0,0053	-0,0049	0,0082	0,521
Tập huấn kỹ thuật (<i>extension</i>)	1 = Có; 0 = Không	0,1013***	0,0937***	0,0248	0,000
Kinh nghiệm sản xuất (<i>exp</i>)	Năm	0,0099***	0,0091***	0,0012	0,000
Tham gia hợp tác xã (<i>cop</i>)	1 = Có; 0 = Không	0,0977***	0,0904***	0,0232	0,000
Nhận thức về vấn đề môi trường (<i>aware</i>)	1 = Có; 0 = Không	0,0880***	0,0814***	0,0245	0,000
Hằng số (<i>_cons</i>)		0,0532		0,0732	0,469
Log likelihood		119,0043			
$LR\chi^2(9)$		201,33			
$Prob > \chi^2$		0,0000			

Ghi chú: *** $p < 0,001$.

Trình độ học vấn (*edu*) có tác động cùng chiều và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% (Hệ số Tobit = 0,0382 ($p < 0,001$); Tác động biên MEM = +0,0354). Kết quả này cho thấy những chủ hộ có trình độ học vấn cao hơn có xu hướng đạt hiệu quả môi trường tốt hơn trong quá trình sản xuất. Điều này có thể được lý giải bởi thực tế rằng học vấn giúp người nông dân có khả năng tiếp cận, đọc hiểu và áp dụng các hướng dẫn kỹ thuật canh tác bền vững, đồng thời nâng cao năng lực ra quyết định trong

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả*) việc lựa chọn các phương thức sử dụng đầu vào hợp lý, hạn chế tác động tiêu cực đến môi trường. Kết quả này tương đồng với nhiều nghiên cứu trước đây trong lĩnh vực kinh tế nông nghiệp, khi vốn con người được xác định là một trong những nhân tố nền tảng quyết định hiệu quả sản xuất theo cả chiều kinh tế lẫn môi trường (Ngo và cộng sự, 2025; Zachariou và cộng sự, 2025).

Biến Tập huấn kỹ thuật (*extension*) (Hệ số Tobit = 0,1013 ($p < 0,001$); Tác động biên MEM = +0,0937)

có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Đây là một trong những biến có hệ số tác động lớn nhất trong mô hình, phản ánh vai trò quan trọng của hoạt động khuyến nông trong việc cải thiện hiệu quả môi trường. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của ((Ngo và cộng sự, 2025; Nguyen và cộng sự, 2024). Những hộ được tham gia các chương trình tập huấn kỹ thuật có khả năng tiếp cận quy trình canh tác chuẩn, được hướng dẫn về liều lượng và thời điểm sử dụng phân bón, thuốc bảo vệ thực vật, từ đó giảm thiểu tình trạng lạm dụng đầu vào hóa học, một trong những nguyên nhân chính gây suy giảm hiệu quả môi trường trong nông nghiệp. Kết quả này nhấn mạnh tầm quan trọng của hệ thống khuyến nông cơ sở trong việc chuyển giao tiến bộ kỹ thuật gắn với mục tiêu phát triển bền vững.

Kinh nghiệm sản xuất (*exp*) có tác động cùng chiều và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% (Hệ số Tobit = 0,0099 ($p < 0,001$); Tác động biên MEM = + 0,0091 mỗi năm). Người nông dân có nhiều năm kinh nghiệm tích lũy được hiểu biết sâu hơn về đặc tính đất đai, chu kỳ sinh trưởng của cây dong riềng và phản ứng của hệ sinh thái đồng ruộng, từ đó có khả năng điều chỉnh linh hoạt các quyết định canh tác nhằm tối ưu hóa việc sử dụng đầu vào và hạn chế tác động tiêu cực đến môi trường, phù hợp với kết quả của (Zachariou và cộng sự, 2025).

Tham gia hợp tác xã (*cop*) là biến có hệ số lớn nhất trong mô hình (Hệ số Tobit = 0,0977 ($p < 0,001$); Tác động biên MEM = +0,0904), có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Kết quả này phản ánh vai trò then chốt của liên kết thể chế trong việc nâng cao hiệu quả môi trường của các hộ sản xuất, nhất quán với bằng chứng thực nghiệm của Yu và cộng sự (2023) và Zhang và cộng sự (2023). Khi tham gia hợp tác xã, người nông dân không chỉ được tiếp cận các dịch vụ hỗ trợ kỹ thuật và vật tư nông nghiệp chất lượng hơn, mà còn chịu sự ràng buộc và giám sát của tổ chức trong việc tuân thủ các quy trình canh tác có trách nhiệm với môi trường. Hơn nữa, môi trường hợp tác xã tạo điều kiện cho sự lan tỏa thông tin và chuẩn mực hành vi tích cực giữa các thành viên, góp phần hình thành văn hóa sản xuất bền vững trong cộng đồng. Đây là phát hiện có giá trị chính sách cao, đặt ra yêu cầu cần tiếp tục củng cố và mở rộng mô hình hợp tác xã nông nghiệp tại khu vực miền núi phía Bắc.

Biển nhận biết về vấn đề môi trường (*aware*) (Hệ số Tobit = 0,0880 ($p < 0,001$); Tác động biên MEM = +0,0814) có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Kết quả này xác nhận giả thuyết rằng ý thức và nhận thức của người nông dân về các vấn đề môi trường có tác động tích cực đến hành vi canh tác thực tế, nhất quán với kết quả của (Nguyen và cộng sự, 2024). Những hộ có nhận thức tốt hơn về tác hại của ô nhiễm đất, nước và không khí trong trường cụ thể. Kết quả nghiên cứu cho thấy tập huấn kỹ thuật là một trong những yếu tố có tác động mạnh

nông nghiệp có xu hướng áp dụng các biện pháp canh tác thân trọng hơn, chủ động hạn chế sử dụng hóa chất và quản lý chất thải nông nghiệp có trách nhiệm hơn.

5. Kết luận và Khuyến nghị

5.1. Kết luận

Trong bối cảnh các nghiên cứu về hiệu quả môi trường trong nông nghiệp tại Việt Nam hiện vẫn tập trung chủ yếu vào lúa nước, thủy sản và cây công nghiệp lâu năm, nghiên cứu này góp phần lấp đầy khoảng trống thực nghiệm bằng cách lần đầu tiên áp dụng phương pháp DEA để đo lường EE trong canh tác dong riềng, cây trồng chủ lực của chuỗi giá trị miền dong OCOP tại khu vực miền núi phía Bắc. Nghiên cứu đã góp phần cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về tính phù hợp của tiếp cận environmentally detrimental inputs (Reinhard, 1999) để đo lường hiệu quả môi trường của sản xuất nông nghiệp trong bối cảnh nông hộ quy mô nhỏ tại các nước đang phát triển. Việc lựa chọn DEA-VRS thay cho SFA (phương pháp phổ biến trong các nghiên cứu EE nông nghiệp tại Việt Nam) phù hợp với đặc điểm không đồng nhất về quy mô sản xuất của nông hộ miền núi, đồng thời cho phép xử lý đồng thời bốn đầu vào gây hại (N, P, K và nhiên liệu hóa thạch) trong một mô hình thống nhất.

Kết quả cho thấy mức EE trung bình chỉ đạt 68,5%, phản ánh thực trạng lạm dụng đáng kể phân bón hóa học (N, P, K) và nhiên liệu trong canh tác. Kết quả này hàm ý các hộ sản xuất có thể cắt giảm trung bình 31,5% lượng đầu vào gây ô nhiễm mà không làm suy giảm sản lượng đầu ra. Đáng chú ý, chỉ 7,5% số hộ đạt trạng thái hiệu quả môi trường tối ưu, cho thấy dư địa cải thiện còn rất lớn trong toàn bộ hệ thống canh tác. Kết quả hồi quy Tobit xác định năm yếu tố có tác động dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% đến EE, bao gồm: trình độ học vấn, kinh nghiệm sản xuất, tham gia hợp tác xã, tiếp cận tập huấn kỹ thuật và nhận thức về vấn đề môi trường. Trong đó, tham gia hợp tác xã có hệ số tác động lớn nhất (0,0935), khẳng định vai trò then chốt của liên kết thể chế trong việc thúc đẩy hành vi canh tác bền vững. Các đặc điểm nhân khẩu học như tuổi, giới tính, dân tộc và quy mô hộ không có tác động có ý nghĩa thống kê, gợi ý rằng EE phụ thuộc vào năng lực quản lý và mức độ tham gia mạng lưới hỗ trợ kỹ thuật hơn là các đặc điểm cá nhân.

5.2. Khuyến nghị và Hàm ý chính sách

Từ các kết quả và phát hiện của nghiên cứu, một số khuyến nghị chính sách được đề xuất nhằm nâng cao hiệu quả môi trường, góp phần thúc đẩy phát triển bền vững chuỗi giá trị miền dong OCOP tại khu vực Đông Bắc tỉnh Thái Nguyên.

Thứ nhất, cần đẩy mạnh và mở rộng các chương trình tập huấn kỹ thuật canh tác gắn với tiêu chí môi trường nhất đến hiệu quả môi trường. Do đó, các cơ quan khuyến nông cần thiết kế lại nội dung tập huấn theo

hướng tích hợp hướng dẫn định lượng về liều lượng, thời điểm và phương thức bón phân tối ưu cho từng giai đoạn sinh trưởng của cây dong riềng trên đất dốc. Đặc biệt, cần ưu tiên chuyển giao kỹ thuật quản lý dinh dưỡng tổng hợp và kỹ thuật canh tác bảo tồn đất nhằm giảm thiểu lượng phân bón hóa học sử dụng mà không ảnh hưởng đến năng suất. Các chương trình tập huấn nên được tổ chức theo hình thức "nông dân dạy nông dân" (Farmer Field School), tận dụng kinh nghiệm của nhóm 7,5% hộ đạt hiệu quả môi trường tối ưu làm hạt nhân lan tỏa thực hành tốt trong cộng đồng.

Thứ hai, cần củng cố và phát triển mô hình hợp tác xã nông nghiệp như một kênh thể chế trọng tâm trong việc nâng cao hiệu quả môi trường. Với hệ số tác động lớn nhất trong mô hình (0,0935), tham gia hợp tác xã thể hiện vai trò vượt trội so với các yếu tố khác trong việc cải thiện EE. Chính quyền địa phương và các cơ quan chức năng cần có chính sách hỗ trợ tích cực để mở rộng tỷ lệ hộ tham gia hợp tác xã, đặc biệt thông qua việc gắn kết tư cách thành viên hợp tác xã với các ưu đãi thiết thực như tiếp cận vật tư nông nghiệp chất lượng với giá ưu đãi, hỗ trợ chứng nhận sản phẩm OCOP và kết nối thị trường tiêu thụ. Đồng thời, cần nâng cao năng lực của hợp tác xã trong việc giám sát và hỗ trợ thành viên tuân thủ các quy trình canh tác thân thiện với môi trường, tiến tới xây dựng tiêu chuẩn nội bộ về sử dụng đầu vào bền vững cho toàn chuỗi sản xuất miền dong OCOP.

Thứ ba, cần triển khai các chương trình truyền thông và nâng cao nhận thức môi trường gắn liền với hướng dẫn thực hành cụ thể. Kết quả nghiên cứu xác nhận rằng nhận thức về vấn đề môi trường có tác động tích cực và có ý nghĩa đến EE. Tuy nhiên, để nhận thức chuyển hóa thành hành động canh tác thực tế, các hoạt động truyền thông cần vượt ra ngoài khuôn khổ tuyên truyền chung chung và cung cấp cho nông dân những hướng dẫn thực hành cụ thể, có thể áp dụng ngay tại đồng ruộng. Các nội dung truyền thông nên tập trung vào tác hại trực tiếp và hữu hình của việc lạm dụng

phân bón hóa học đối với chất lượng đất, nguồn nước và sức khỏe của chính người nông dân, đồng thời giới thiệu các giải pháp thay thế khả thi như phân hữu cơ vi sinh, phân bón chậm tan và kỹ thuật bón phân theo nhu cầu cây trồng.

Thứ tư, kết quả nghiên cứu cho thấy trình độ học vấn của chủ hộ có tác động tích cực đến EE, phản ánh rằng khả năng tiếp thu và áp dụng kỹ thuật canh tác bền vững có sự phân hóa đáng kể giữa các nhóm nông hộ. Trên cơ sở đó, các chương trình tập huấn và chuyển giao kỹ thuật cần được thiết kế theo hướng phân tầng đối tượng: đối với nhóm hộ có học vấn thấp hơn, nội dung cần được đơn giản hóa, trực quan hóa và ưu tiên hướng dẫn thực hành tại chỗ thay vì truyền đạt lý thuyết; đối với nhóm hộ có học vấn cao hơn, có thể triển khai các nội dung kỹ thuật chuyên sâu hơn và khuyến khích vai trò dẫn dắt, chia sẻ kinh nghiệm trong cộng đồng sản xuất.

5.3. Hạn chế của nghiên cứu

Mặc dù đã đạt được một số kết quả có giá trị, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế nhất định. Việc sử dụng dữ liệu cắt ngang chỉ cho phép đánh giá hiệu quả của các hộ sản xuất dong riềng tại các xã khu vực Đông Bắc, tỉnh Thái Nguyên tại một thời điểm cụ thể, chưa phản ánh được sự thay đổi hiệu quả theo thời gian. Ngoài ra, cách tiếp cận dựa trên lượng đầu vào ảnh hưởng xấu đến môi trường chưa đo lường được đầy đủ mức độ phát thải hay ô nhiễm thực tế của sản xuất dong riềng. Việc chưa thực hiện phân tích slack theo mô hình SBM khiến nghiên cứu chưa lượng hóa được mức dư thừa cụ thể của từng đầu vào gây hại ở cấp hộ. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng hướng tiếp cận bằng cách sử dụng dữ liệu mảng, ứng dụng mô hình SBM để phân tích slack chi tiết theo từng đầu vào hoặc kết hợp với các chỉ số đo đạc môi trường chuyên sâu để cung cấp cái nhìn toàn diện hơn về tính bền vững của sản xuất dong riềng tại khu vực miền núi phía Bắc.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Anh, N. T. V., Trang, H. T., & Quỳnh, P. T. N. (2024). Đánh giá tính bền vững sinh kế dựa vào hoạt động sản xuất miền dong: Nghiên cứu trường hợp huyện Nguyên Bình và huyện Hòa An, tỉnh Cao Bằng. *Tạp chí Khoa học - Trường Đại học Sư phạm Hà Nội: Khoa học Xã hội*, 69, 164-176. <https://sti.vista.gov.vn/publication/view/danh-gia-tinh-ben-vung-sinh-ke-dua-vao-hoat-dong-san-xuat-mien-dong-nghien-cuu-truong-hop-huyen-nguyen-binh-va-huyen-hoa-an-tinh-cao-bang-7ae49e8f5216ee7b6974f38e61f87ddd-476940.html>
- Banker, R. D., Charnes, A., & Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, 30(9), 1078-1092.
- Banker, R. D. (1984). Estimating most productive scale size using data envelopment analysis. *European journal of operational research*, 17(1), 35-44. [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(84\)90006-7](https://doi.org/10.1016/0377-2217(84)90006-7)
- Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn. (2024). Quyết định 2171/QĐ-BNN-VPĐP ngày 4/7/2024 về phê duyệt kết quả đánh giá, phân hạng sản phẩm Chương trình mỗi xã một sản phẩm cấp Quốc gia năm 2024 (Đợt 1). <https://luatvietnam.vn/thuong-mai/quyet-dinh-2171-qd-bnn-vpdp-2024-phan-hang-san-pham-chuong-trinh-moi-xa-mot-san-pham-cap-quoc-gia-361774-d1.html>

- Cooper, W. W., Seiford, L. M., Tone, K., & Zhu, J. (2007). Some models and measures for evaluating performances with DEA: past accomplishments and future prospects. *Journal of productivity analysis*, 28(3), 151-163. <https://doi.org/10.1007/s1123-007-0056-4>
- Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429-444. [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8](https://doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8)
- DeSimone, L. D., Popoff, F., & Development, W. B. C. f. S. (1997). *Eco-efficiency: The Business Link to Sustainable Development*. MIT Press. <https://books.google.com.vn/books?id=XeTFQgAACAAJ>
- Färe, R., Grosskopf, S., Lovell, C. K., & Pasurka, C. (1989). Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: a nonparametric approach. *The review of economics and statistics*, 71(1), 90-98. <https://doi.org/10.2307/1928055>
- Farrell, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Royal Statistical Society. Journal. Series A: General*, 120(3), 253-281. <https://doi.org/10.2307/2343100>
- Hur, T., Kim, I., & Yamamoto, R. (2004). Measurement of green productivity and its improvement. *Journal of Cleaner Production*, 12(7), 673-683. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2003.08.004>
- Imai, K. (2008). Edible canna: A prospective plant resource from South America. *Japanese Journal of Plant Science*, 2(2), 46-53. https://www.academia.edu/24407832/Edible_Canna_A_Pro prospective_Plant_Resource_from_South_America#:~:text=Edible%20canna%20%28Canna%20edulis%20Ker-Gawl.%29%20is%20a%20prospective,tropical%20regions%20of%20the%20world%20without%20intensive%20improvement.
- Njuki, E., Lachaud, M. A., Bravo-Ureta, B. E., & Key, N. (2025). Ethnic and gender disparities in US agriculture: An analysis of technology and technical efficiency differentials. *American Journal of Agricultural Economics*, 107(4), 993-1015. <https://doi.org/10.1111/ajae.12539>
- Ngo, M. H., Kim, M.-K., & Takagi, C. (2025). Assessing technical efficiency and farmer adoption of organic rice in the Red River Delta of Vietnam: An application of metafrontier DEA and Probit Models. *Organic Agriculture*, 15(1), 107-123. <https://doi.org/10.1007/s13165-025-00486-9>
- Nguyen, B. H., Takahashi, Y., & Yabe, M. (2016). Environmental efficiency and economic losses of Vietnamese tea production: implications for cost savings and environmental protection, *Journal of Faculty of Agriculture, Kyushu university*, 61(2), 383-390. <https://doi.org/10.5109/1686503>
- Nguyen, L. L. H., Khuu, D. T., Halibas, A., & Nguyen, T. Q. (2024). Factors that influence the intention of smallholder rice farmers to adopt cleaner production practices: An empirical study of precision agriculture adoption. *Evaluation Review*, 48(4), 692-735. <https://doi.org/10.1177/0193841X231200775>
- Parasnis, M. (2003). Green Productivity in Asia and the Pacific Region. *International Energy Journal*, 4(1). <http://ericjournal.ait.ac.th/index.php/eric/article/view/232>
- Pittman, R. W. (1983). Multilateral productivity comparisons with undesirable outputs. *The Economic Journal*, 93(372), 883-891. <https://doi.org/10.2307/2232753>
- Piyachomkwan, K., Chotineeranat, S., Kijkhunasatian, C., Tonwitawat, R., Prammanee, S., Oates, C. G., & Sriroth, K. (2002). Edible canna (*Canna edulis*) as a complementary starch source to cassava for the starch industry. *Industrial Crops and Products*, 16(1), 11-21. [https://doi.org/10.1016/S0926-6690\(02\)00003-1](https://doi.org/10.1016/S0926-6690(02)00003-1)
- Phòng NN&PTNT huyện Na Rì. (2023). Báo cáo tình hình sản xuất dong riềng trên địa bàn huyện Na Rì.
- Reinhard, S., Lovell, C. K., & Thijssen, G. (1999). Econometric estimation of technical and environmental efficiency: an application to Dutch dairy farms. *American Journal of Agricultural economics*, 81(1), 44-60. <https://doi.org/10.2307/1244449>
- Reinhard, S., Lovell, C. K., & Thijssen, G. J. (2000). Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. *European Journal of Operational Research*, 121(2), 287-303. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(99\)00218-0](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(99)00218-0)
- Simar, L., & Wilson, P. W. (1998). Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models. *Management Science*, 44(1), 49-61. <http://www.jstor.org/stable/2634426>
- Tennhardt, L. M., Lazzarini, G. A., Schader, C., Martin, K., & Lambin, E. F. (2024). The role of household labour for sustainable intensification in smallholder systems: a case study in cocoa farming systems. *Regional Environmental Change*, 24(2), 83. <https://doi.org/10.1007/s10113-024-02243-2>
- Tobin, J. (1958). Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica*, 26(1), 24-36. <https://doi.org/10.2307/1907382>

- Tu, V. H., Yabe, M., Trang, N. T., & Khai, H. V. (2015). Environmental efficiency of ecologically engineered rice production in the Mekong Delta of Vietnam. *Journal of Faculty of Agriculture, Kyushu university*, 60(2), 493-500. <https://doi.org/10.5109/1543414>
- Trang, N. T., Khải, H. V., Tú, V. H., & Hải, T. M. (2019). Cơ sở lý thuyết và thực tiễn đo lường hiệu quả môi trường trong sản xuất nông nghiệp: Trường hợp nuôi tôm vùng chuyên đổi tại Kiên Giang. *Tạp chí khoa học Đại học Mở TP. Hồ Chí Minh*, 14(1), 128-141.
- Unay-Gailhard, I., & Bojnec, Š. (2021). Gender and the environmental concerns of young farmers: Do young women farmers make a difference on family farms? *Journal of Rural Studies*, 88, 71-82. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2021.09.027>
- Wooldridge, J. M., Wadud, M., Lye, J., & Joyeux, R. (2020). *Introductory Econometrics: Asia-Pacific Edition*. Cengage AU.
- Yamane, T. (1967). *Statistics: An Introductory Analysis*. Harper & Row. <https://books.google.com.vn/books?id=W7rAAAAMAAJ>
- Yu, L., Nilsson, J., Li, Y., & Guo, M. (2023). Cooperative membership and farmers' environment-friendly practices: Evidence from Fujian, China. *Heliyon*, 9(10). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e20819>
- Yu, Y., Zhang, Y., Yang, B., Qian, C., Wang, Y., Chen, T., Han, X., Yang, L., & Xue, L. (2024). Nitrogen utilization and loss of the tea plantation system on sloped farmland: a short-term response to substitution with organic fertilizer. *Agronomy*, 14(2), 392. <https://doi.org/10.3390/agronomy14020392>
- Zachariou, M., Adenuga, A. H., & Jack, C. (2025). Education and farmers' environmental performance: a systematic literature review. *Sustainability*, 17(2), 796.
- Zhang, J., & Wang, Z.-W. (2013). Soluble dietary fiber from *Canna edulis* Ker by-product and its physicochemical properties. *Carbohydrate polymers*, 92(1), 289-296. <https://doi.org/10.1016/j.carbpol.2012.09.067>
- Zhang, L., Zhao, Z., Jiang, B., Baoyin, B., Cui, Z., Wang, H., Li, Q., & Cui, J. (2024). Effects of long-term application of nitrogen fertilizer on soil acidification and biological properties in China: A meta-analysis. *Microorganisms*, 12(8), 1683. DOI: 10.3390/microorganisms12081683
- Zhang, Y., Lu, Q., Yang, C., & Grant, M. K. (2023). Cooperative membership, service provision, and the adoption of green control techniques: evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, 384, 135462. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.135462>

Thông tin tác giả:

Nguyễn Bích Hồng

- Đơn vị công tác: Khoa Kinh tế Số, Trường Đại học Kinh tế và Quản trị kinh doanh

- Địa chỉ email: nguyen.bich.hong85@gmail.com

Ngày nhận bài: 06/11/2025

Ngày nhận bản sửa: 03/02/2026

Ngày duyệt đăng: 06/03/2026