



Original Article

Assessing the relationship between two main agricultural commodities in Daklak province: Evidence from coffee and pepper

Dang Trung Tuyen¹, Nguyen Thi Hong^{2,*}, Nguyen Thi Thu Hoai¹

¹*VNU University of Economics and Business*

No. 144 Xuan Thuy Road, Cau Giay District, Hanoi, Vietnam

²*International Training and Cooperation Institute - East Asia University of Technology*

Trinh Van Bo Street, Nam Tu Liem District, Hanoi, Vietnam

Received: July 4, 2022

Revised: January 16, 2023; Accepted: February 25, 2023

Abstract: This paper analyzes the relationship between two main agricultural commodities of Daklak province (coffee and pepper) by using the Cointegration test, Granger causality test, and VAR model. The results reveal no cointegration between the two commodities. In addition, only the pepper price is in a Granger causality relationship with the coffee export price, but not vice versa. Finally, the study suggests that yesterday coffee and pepper prices are the most influential variables which have the greatest impact on the variation of the coffee export price and pepper price in the variables. The obtained results in this paper are very helpful for pepper and coffee farmers, exporters, and stakeholders in investment and risk management, and also for the Government of Vietnam and the authority of Daklak province for policymaking.

Keywords: Co-integration test, coffee price, pepper price, Granger causality, VAR model.

* Corresponding author

E-mail address: nguyen.hong.qlkt@gmail.com

<https://doi.org/10.57110/jebvn.v3i1.165>

Copyright © 2023 The author(s)

Licensing: This article is published under a CC BY-NC 4.0 license.

Đánh giá mối quan hệ giữa hai hàng hóa nông nghiệp chủ yếu của tỉnh Đắk Lắk: Bằng chứng từ cà phê và hồ tiêu

Đặng Trung Tuyền¹, Nguyễn Thị Hồng^{2,*}, Nguyễn Thị Thu Hoài¹

¹*Trường Đại học Kinh tế - Đại học Quốc gia Hà Nội
Số 144 Đường Xuân Thủy, Quận Cầu Giấy, Hà Nội, Việt Nam*

²*Viện Đào tạo và Hợp tác Quốc tế - Trường Đại học Công nghệ Đông Á
Phố Trịnh Văn Bô, Quận Nam Từ Liêm, Hà Nội, Việt Nam*

Nhận ngày 4 tháng 7 năm 2022

Chỉnh sửa ngày 16 tháng 1 năm 2023; Chấp nhận đăng ngày 25 tháng 2 năm 2023

Tóm tắt: Bài viết phân tích mối quan hệ giữa hai mặt hàng nông sản chính của tỉnh Đắk Lắk (cà phê và hồ tiêu) bằng cách sử dụng kiểm định đồng liên kết, kiểm định quan hệ nhân quả Granger và mô hình VAR. Kết quả cho thấy không có mối quan hệ đồng liên kết giữa hai mặt hàng. Ngoài ra, chỉ có giá hồ tiêu là có mối quan hệ nhân quả Granger với giá cà phê xuất khẩu, nhưng điều ngược lại không xảy ra. Cuối cùng, nghiên cứu cho rằng giá cà phê và giá tiêu ngày hôm qua là biến số ảnh hưởng chặt chẽ nhất, có ảnh hưởng lớn nhất đến sự biến động của giá cà phê xuất khẩu và giá hồ tiêu trong các biến số. Kết quả nghiên cứu cung cấp thông tin cho nông dân, nhà xuất khẩu và các bên liên quan trong việc đầu tư và quản lý rủi ro, cũng như Chính phủ Việt Nam và chính quyền tỉnh Daklak trong việc hoạch định chính sách.

Từ khóa: Kiểm định đồng liên kết, giá cà phê, giá hồ tiêu, quan hệ nhân quả Granger, mô hình VAR.

1. Mở đầu

Đắk Lắk là thủ phủ cà phê và hồ tiêu của khu vực Tây Nguyên nói riêng và của cả Việt Nam nói chung. Đây là hai cây trồng chủ yếu, góp phần xóa đói, giảm nghèo cho nhiều người dân địa phương. Cà phê và hồ tiêu được trồng ở hầu hết các huyện, thành phố, chiếm tới trên 33% diện tích cà phê và 26% diện tích hồ tiêu của cả nước. Toàn tỉnh Đắk Lắk hiện trồng khoảng 210 nghìn héc ta cà phê, với tổng sản lượng đạt khoảng 557 nghìn tấn. Với hồ tiêu, toàn tỉnh hiện có 33.100 héc ta, với tổng sản lượng đạt 76.700 tấn (GSO, 2020).

Trong những năm gần đây, mặc dù chịu ảnh hưởng rất lớn của đại dịch COVID-19 nhưng giá cà phê vẫn tương đối ổn định, dao động quanh mức giá từ 30.000 đồng/kg đến hơn 42.000 đồng/kg, trong khi đó, giá tiêu trên địa bàn tỉnh lại biến động tương đối mạnh với mức dao động rất lớn, từ mức giá thấp nhất khoảng 36.500 đồng/kg lên đến 87.500 đồng/kg.

Xu hướng biến động của giá cà phê và giá hồ tiêu, chủ yếu bao gồm hai giai đoạn. Giai đoạn 1 là xu hướng giảm bắt đầu từ quan sát 1 đến quan sát thứ 563. Sau đó, nó chuyển sang xu hướng tăng dần, từ quan sát 564 đến quan sát 1233.

Từ năm 2010-2018, khi giá hồ tiêu liên tiếp tăng mạnh, đặc biệt vào năm 2015, có thời điểm

* Tác giả liên hệ

Địa chỉ email: nguyen.hong.qlkt@gmail.com

<https://doi.org/10.57110/jebvn.v3i1.165>

Bản quyền © 2023 (Các) tác giả

Bài báo này được xuất bản theo CC-NC 4.0 license.

giá hồ tiêu được thương lái thu mua với mức giá từ 230.000-270.000 đồng/kg. Giá hồ tiêu tăng cao, trong khi giá cà phê không ổn định, cây cà phê bước vào thời kỳ già cỗi, năng suất thấp - đó là nguyên nhân dẫn đến hiện tượng rất phổ biến ở Đắk Lắk nói riêng và khu vực Tây Nguyên nói chung: người dân chặt bỏ cà phê để trồng hồ tiêu. Điều này đã phá vỡ quy hoạch nguồn cung cà phê lẫn hồ tiêu, dẫn đến sự sụt giảm liên tục giá hồ tiêu, khiến chính quyền các địa phương phải vào cuộc can thiệp.

Từ tình hình thực tế nêu trên, dường như có tồn tại mối quan hệ giữa giá cả của hai hàng hóa này. Vì khi giá cà phê sụt giảm sẽ dẫn đến thay đổi hành vi sản xuất của nông dân, thúc đẩy họ cắt giảm sản lượng cà phê và gia tăng sản xuất hồ tiêu, từ đó làm giảm giá hồ tiêu. Nói cách khác, dường như giá cả hai hàng hóa có mối quan hệ nhân quả với nhau, và chúng có xu hướng biến động cùng chiều trong dài hạn. Đây là giả thuyết mà nghiên cứu này sẽ xem xét. Mục tiêu của nghiên cứu là đánh giá mối quan hệ giữa giá cả hai hàng hóa trong ngắn hạn và dài hạn, đồng thời xác định, tính toán mức độ tương tác giữa chúng thông qua phương trình, mức độ, xu hướng và thời gian truyền dẫn biến động.

2. Tổng quan tài liệu nghiên cứu

Để nghiên cứu mối quan hệ, tác động qua lại giữa hai chuỗi giá của các hàng hóa hay tài sản tài chính, trên thế giới nói chung và Việt Nam nói riêng đã có một số tác giả sử dụng các phương pháp, mô hình phổ biến như kiểm định đồng liên kết, kiểm định nhân quả Granger, mô hình Véc tơ tự hồi quy (VAR), mô hình hồi quy đa biến, TVP-VAR, MS-VAR... Có thể kể đến một số nghiên cứu của Nazlioglu và Soytaş (2012), Jebabli và cộng sự (2014), Rahayu và cộng sự (2015), Beck và cộng sự (2016), Dang và cộng sự (2020).

Về các nghiên cứu liên quan đến giá cà phê Việt Nam, khi dự báo giá hàng hóa ở Việt Nam với hai đối tượng là giá gạo và giá cà phê, Nguyen và Tran (2015) đã xây dựng một quy trình ước tính khả năng tối đa hiệu quả dựa trên các đặc tính của chuỗi giá. Các tác giả ước tính

các tham số của một mô hình biến động ngẫu nhiên với độ lệch ngẫu nhiên sử dụng chuỗi thời gian. Cuối cùng, bằng cách sử dụng các tham số mô hình ước tính, các tác giả tính toán các thước đo rủi ro khác nhau như giá trị rủi ro hoặc mức thiếu hụt dự kiến. Trong khi đó, Hong (2015) sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính đa biến để xác định và đo lường tác động của một số yếu tố như tỷ giá hối đoái và giá xăng dầu đến giá cà phê xuất khẩu của Việt Nam trong giai đoạn 2008-2014. Tác giả phát hiện ra mối quan hệ đồng liên kết giữa giá cà phê Việt Nam và giá cà phê thế giới. Dựa trên kiểm định Granger theo cặp, tác giả ước tính giá cà phê Việt Nam không thể ảnh hưởng đến giá thế giới, nhưng điều ngược lại không xảy ra. Thêm vào đó, tỷ giá hối đoái và giá xăng dầu sẽ ảnh hưởng đến giá cà phê xuất khẩu của Việt Nam. Năm 2016, bằng việc sử dụng dữ liệu liên quan đến giá cà phê Việt Nam trong vòng 34 năm, với sự thay đổi theo chu kỳ là 5 năm tăng và sau đó là 7 năm giảm, một lần nữa, tác giả chỉ ra giá cà phê Việt Nam biến động theo xu hướng của giá cà phê thế giới (Hong, 2016). Thêm vào đó, giá cà phê Brazil dường như có ảnh hưởng quan trọng đến giá cà phê xuất khẩu của Việt Nam, ước tính tăng 0,31% với mức tăng 1% so với giá cũ.

Trong những năm gần đây, biến động giá cà phê Việt Nam xuất khẩu và tác động của các nhân tố đã được một số tác giả tiếp tục nghiên cứu với những mô hình tương đối mới. Nhóm tác giả này cũng đã tìm ra mối tương quan giữa giá các hàng hóa khác (giá cà phê Robusta, giá cà phê Arabica), tỷ giá hối đoái, giá dầu... với giá cà phê Việt Nam xuất khẩu (Tuyen và cộng sự, 2020; Tuyen và cộng sự, 2020; Dang và cộng sự, 2020; Dang và cộng sự, 2021).

Rõ ràng có một số lượng nghiên cứu thực nghiệm lớn về mối quan hệ giữa hai hay nhiều chuỗi dữ liệu thời gian với nhau. Tuy nhiên, kết luận từ các nghiên cứu trên dường như có sự khác biệt. Sự khác biệt có thể phát sinh từ các khoảng thời gian, tập dữ liệu, tần suất, phương pháp luận, mô hình sử dụng và loại hàng hóa nghiên cứu là khác nhau. Hơn nữa, mặc dù có một số bằng chứng về ảnh hưởng của các yếu tố đến giá cà phê Việt Nam xuất khẩu nhưng vẫn

chưa có nghiên cứu nào xem xét mối tương quan giữa giá của hai mặt hàng chủ lực (cà phê và hồ tiêu) trong nội địa Việt Nam.

Với nỗ lực khắc phục những hạn chế trong đối tượng nghiên cứu và những thiếu sót khi áp dụng mô hình hồi quy bội, nghiên cứu này cố gắng phân tích, đánh giá mối liên hệ giữa giá của hai hàng hóa chủ lực của tỉnh Đắk Lắk bằng cách áp dụng kiểm định đồng liên kết, kiểm định quan hệ nhân quả Granger và mô hình VAR.

3. Phương pháp và mô hình nghiên cứu

3.1. Kiểm tra đồng liên kết

Trong thập niên 1980, Engle và Granger đã đề xuất khái niệm đồng liên kết (đồng tích hợp) (Engle và Granger, 1987). Nếu chuỗi thời gian ($t = 1, 2, \dots$) trở thành chuỗi thời gian dừng yên sau bậc d và hiệu số của chuỗi là $d - 1$ lần, thì chuỗi X_t được gọi là chuỗi số nguyên đơn có thứ tự d , được ký hiệu là $X_t \sim I(d)$. Nếu hai chuỗi thời gian X_t và Y_t đều $I(d)$ thì bất kỳ kết hợp tuyến tính nào của X_t và Y_t cũng sẽ là $I(d)$. Tuy nhiên, nếu tồn tại một vector sao cho tổ hợp $St = aX_t + bY_t$ là $I(d-c)$ ($d \geq c \geq 0$), thì X_t và Y_t được gọi là $(d-c)$ bậc đồng liên kết. Đối với những biến chuỗi thời gian không dừng yên, nếu một số tổ hợp tuyến tính của chúng là dừng yên, thì tổ hợp tuyến tính phản ánh mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến, đó là mối quan hệ đồng tích hợp.

Kiểm định đồng tích hợp là một bước quan trọng để kiểm tra các mối quan hệ có ý nghĩa thực nghiệm hiện có trong mô hình hay không. Nếu các biến có các quy trình xu hướng khác nhau, chúng không thể ở trong một mối quan hệ lâu dài cố định, ngụ ý rằng bạn không thể lập mô hình dài hạn và thường không có cơ sở hợp lệ để suy luận dựa trên các phân phối chuẩn. Mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến có thể được kiểm tra bằng cách sử dụng phương pháp đồng tích hợp Johansen (Johansen và Juselius, 1990) và phương pháp đồng tích hợp hai bước Engle-Granger (Engle & Granger, 1987).

3.2. Kiểm định quan hệ nhân quả Granger

Kiểm định quan hệ nhân quả Granger (Granger, 1969) giả định rằng tất cả thông tin về

các dự đoán của y và x được chứa trong chuỗi thời gian của các biến này. Việc kiểm định yêu cầu ước tính như các hồi quy sau:

$$y_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j y_{t-j} + u_{1t} \quad (1)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^s \lambda_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^s \delta_j y_{t-j} + u_{2t} \quad (2)$$

Trong đó: x_t, y_t đại diện cho hai biến; y_{t-j}, x_{t-i} lần lượt là độ trễ của y_t, x_t ; $\alpha_i, \beta_j, \lambda_i, \delta_j$ biểu thị ước lượng hệ số của thời hạn trễ; i, j, q, s biểu thị thứ tự trễ; u_{1t} và u_{2t} là nhiễu trắng và được cho là không liên quan.

Phương trình (1) giả định rằng y hiện tại có liên quan đến chính y và giá trị trong quá khứ của x , và phương trình (2) giả định hành vi tương tự đối với x . Đối với (1), giả thuyết $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$; đối với (2), giả thuyết rằng $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_s = 0$. Giá trị của thống kê F và xác suất P được sử dụng để đưa ra quyết định chấp nhận (nếu giá trị P lớn hơn 5%) hoặc bác bỏ (nếu giá trị P nhỏ hơn 5%) giả thuyết.

3.3. Mô hình Véc tơ tự hồi quy (VAR)

Mô hình VAR đã được giới thiệu như một kỹ thuật có thể được sử dụng bởi các nhà kinh tế học vĩ mô để mô tả hành vi của một tập hợp các biến mà không yêu cầu các hạn chế mạnh để xác định các tham số cấu trúc cơ bản (Sims, 1980). Nó đã trở thành một phương pháp phổ biến của mô hình chuỗi thời gian.

Biểu thức của mô hình VAR có thể được biểu thị như sau:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + B v_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Trong đó: z_t là vector k -chiều của vector biến nội sinh, t là số quan sát, p là bậc của biến trễ và v_t là vector biến ngoại sinh d -chiều. $A_1, \dots, A_p$ là các ma trận chiều $(k \times k)$ và $(k \times d)$. B là ma trận hệ số được sử dụng để ước lượng. ε_t là một vector sai số k chiều. Đối với mô hình VAR, để phản ánh đầy đủ các đặc tính động của mô hình nói chung, p và R bình phương phải đủ lớn. Nhưng độ chính xác của mô hình không phụ thuộc vào độ lớn của p , do đó phải thiết lập trạng thái cân bằng giữa p và R bình phương. Sự cân bằng này có thể được xác định bởi 5 tiêu chí gồm LR

(Likelihood - Ratio), FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criterion), SC (Schwarz Information Criterion), HQ (Hannan-Quinn Information Criterion) (Ng & Perron, 2001).

Phần mềm Eviews 10.0 được sử dụng để ước tính và kiểm tra tất cả các giả thuyết của thử nghiệm và mô hình trên.

4. Phân tích kết quả

4.1. Thống kê mô tả

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu giá bán cà phê và giá bán hồ tiêu hàng ngày do thương lái thu mua tại công trại theo thời gian trong khoảng từ ngày 1/6/2018 đến ngày 31/5/2022, bao gồm 1.233 quan sát cho mỗi biến. Giá cà phê và giá hồ tiêu tại Đắk Lắk được thu thập từ trang web <https://giacaphe.com/gia-ca-phe-noi-dia/>. Tất cả dữ liệu sau đó được chuyển đổi thành phương trình log-log để xử lý số liệu chuỗi thời gian.

4.2. Kiểm định nghiệm đơn vị

Để xem xét mối quan hệ giữa giá cà phê và giá hồ tiêu, nhóm tác giả sẽ kiểm định tính dừng của tất cả các biến. Trước khi thử nghiệm tính dừng được thực hiện, cần phải đảm bảo tất cả các biến thay đổi có phải là có xu hướng và/hoặc có hệ số chặn hay không? Từ bộ dữ liệu cho thấy kiểm định tính dừng của các biến sẽ được thực hiện với điều kiện sự biến động của các biến là có bị chặn và có xu hướng tăng. Theo Schwert (2002), chúng ta tính toán được $P_{max} = 22$, như vậy độ trễ 22 được sử dụng để kiểm tra tính dừng của các biến. Tính dừng được kiểm tra bằng cách sử dụng các phương pháp Augmented Dickey-Fuller (ADF) và Phillips Perron (PP). Bảng 1 mô tả kết quả kiểm định ADF và kiểm định PP tại sai phân bậc 0 và sai phân bậc 1. Trong cả hai phương pháp, giả thuyết H_0 là các biến đều có nghiệm đơn vị.

Bảng 1: Kết quả kiểm định theo ADF và PP

Biến	(C,T,L)*	Kiểm định ADF	Kiểm định PP	Mức 1%	Mức 5%	Kết luận
LNCAPHE	(1,1,22)	-1,1812	-0,8186	-3,4354	-2,8637	Không dừng
DLNCAPHE	(1,1,22)	-37,9219	-38,4529	-3,4354	-2,8637	Dừng
LNHOTIEU	(1,1,22)	-0,5978	-0,6729	-3,4354	-2,8637	Không dừng
DLNHOTIEU	(1,1,22)	-19,8503	-31,7988	-3,4354	-2,8637	Dừng

*Ghi chú: C là hằng số hoặc hệ số chặn, T là xu hướng (T = 1 nếu biến biến động có xu hướng) và L là lựa chọn trễ. D đại diện cho sai phân bậc nhất đối với chuỗi thời gian.

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Từ kết quả kiểm nghiệm đơn vị, các biến này không dừng ở mức sai phân bậc 0. Các biến tiếp tục được thử nghiệm lại bằng cách lấy sai phân bậc 1. Sau khi thử nghiệm, hai logarit của các biến dừng ở mức sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1%. Nó có nghĩa là tất cả các biến dừng tại cùng một bậc sai phân. Do đó, chúng ta có thể chạy kiểm định đồng liên kết cho tất cả các biến và mô hình VAR cho các phân tích tiếp theo.

4.3. Xác định độ trễ tối ưu cho mô hình VAR

Để lựa chọn được độ trễ tối ưu cho ước lượng mô hình VAR, các tác giả sử dụng điều kiện giá

trị nhỏ nhất của 5 chỉ tiêu, gồm: LR, FPE, AIC, SC và HQ. Dựa trên kết quả tính toán, các tác giả lựa chọn độ trễ tối ưu là 3 cho các phân tích tiếp theo (Bảng 2).

4.4. Kiểm định đồng liên kết

Mức độ đồng liên kết được kiểm định bằng cách sử dụng phương pháp Johansen. Cách tiếp cận của Johansen đưa ra hai công cụ ước tính khả năng đồng liên kết: Kiểm định Trace và kiểm tra giá trị tối đa Eigen. Kết quả kiểm định đồng liên kết ở Bảng 3 cho thấy không tồn tại phương trình đồng liên kết ở mức ý nghĩa 5% giữa hai biến.

Có nghĩa là sẽ không tồn tại mối quan hệ dài hạn nào giữa hai biến trong thời gian nghiên cứu. Đây là một phát hiện tương đối bất ngờ so với

tình hình thực tế đang diễn ra khi có xu hướng chuyển dịch cây trồng từ cà phê sang hồ tiêu như phân tích ở trên.

Bảng 2: Xác định độ trễ tối ưu

Độ trễ	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,000186	-2,914768	-2,906424	-2,911628
1	12135,47	9,10e-09	-12,83907	-12,81403	-12,82965
2	36,18217	8,89e-09	-12,86219	-12,82047	-12,84649
3	36,48005*	8,69e-09*	-12,88561*	-12,82720*	-12,86363*
4	4,864739	8,71e-09	-12,88308	-12,80799	-12,85482
5	0,917504	8,76e-09	-12,87731	-12,78552	-12,84277
6	3,846721	8,79e-09	-12,87395	-12,76548	-12,83313
7	0,870711	8,84e-09	-12,86814	-12,74298	-12,82104
8	4,618953	8,86e-09	-12,86543	-12,72359	-12,81205

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Bảng 3: Kết quả kiểm định đồng liên kết

Kiểm định bậc đồng liên kết không giới hạn (Trace)				
Giả thuyết	Giá trị Eigen	Thống kê Trace Statistic	0,05	Xác suất
Số bậc đồng liên kết			Giá trị tới hạn	
Bậc 0	0,008999	12,13394	15,49471	0,1506
Bậc 1	0,000833	1,023654	3,841466	0,3117
Kiểm định Trace cho rằng không có đồng liên kết tại mức 0,05.				
Kiểm định bậc đồng liên kết không giới hạn (Giá trị tối đa Eigen)				
Giả thuyết	Giá trị Eigen	Thống kê tối đa Eigen	0,05	Xác suất
Số bậc đồng liên kết			Giá trị tới hạn	
Bậc 0	0,008999	11,11029	14,26460	0,1488
Bậc 1	0,000833	1,023654	3,841466	0,3117
Kiểm định giá trị tối đa Eigen cho rằng không có đồng liên kết tại mức 0,05.				

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

4.5. Mô hình VAR

Vì không tồn tại đồng liên kết giữa hai biến, do đó, chúng ta chỉ có thể hồi quy mô hình VAR để phân tích chi tiết mối quan hệ giữa hai biến nêu trên.

Bảng 4 cho thấy, giá cà phê chịu tác động chủ yếu của giá ngày trước đó với hệ số lên tới 0,9078. Giá cà của hai và ba ngày trước đó cũng có ảnh hưởng tới giá cà phê kỳ nghiên cứu, nhưng mức độ tác động không đáng kể, khi hệ số ảnh hưởng tương đối nhỏ lần lượt là 0,0099 và

0,0656. Thêm vào đó, giá hồ tiêu cũng ảnh hưởng tới giá cà phê, nhưng mức độ ảnh hưởng tương đối nhỏ và đa số có xu hướng tác động ngược chiều, với các hệ số lần lượt là -0,273, 0,085 và -0,051. Tương tự, mức độ ảnh hưởng của giá cà phê đến giá hồ tiêu cũng chủ yếu là tác

động ngược chiều và với một mức độ ảnh hưởng tương đối nhỏ, lần lượt là 0,07, -0,047 và -0,028. Giá hồ tiêu cũng chủ yếu chịu sự tác động của giá ngày hôm trước khi hệ số ảnh hưởng lên lời 1,11, giá của hai hoặc ba ngày trước đều có mức độ ảnh hưởng không đáng kể.

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình VAR

	LNCAPHE	LNHOTIEU
LNCAPHE(-1)	0,907808	0,071010
LNCAPHE(-2)	0,009988	-0,047365
LNCAPHE(-3)	0,065663	-0,028216
LNHOTIEU(-1)	-0,027334	1,111707
LNHOTIEU(-2)	0,085494	0,037079
LNHOTIEU(-3)	-0,051770	-0,148124
C	0,103262	0,040657
R ²	0,990131	0,998553
R ² hiệu chỉnh	0,990083	0,998546
Giá trị thống kê F	20450,52	140681,7

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Bảng 5: Kết quả kiểm định Granger

Giả thuyết H ₀	Số quan sát	Giá trị thống kê F	Xác suất
LNCAPHE không có quan hệ nhân quả với LNHOTIEU	1.230	2,57929	0,0522
LNHOTIEU không có quan hệ nhân quả với LNCAPHE		5,36	0,0011

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

4.5. Kiểm định nhân quả Granger

Mặc dù kiểm định đồng liên kết giữa các biến không tìm thấy mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn giữa các biến và cũng không xác định được hướng của mối quan hệ nhân quả, trong khi đó, lý thuyết kinh tế cho rằng thường sẽ tồn tại quan hệ nhân quả Granger theo ít nhất một hướng giữa các biến. Do đó, một kiểm định nhân quả Granger với độ trễ (3) được thực hiện để xác minh mối quan hệ nhân quả giữa hai biến. Tác giả sử dụng thống kê F và giá trị xác suất để kiểm định nhân quả giữa các biến, với giả thuyết H₀ là không có mối quan hệ nhân quả Granger giữa hai biến này.

Bảng 5 cho thấy, tại mức ý nghĩa 5%, chỉ tồn tại một mối quan hệ nhân quả duy nhất giữa giá

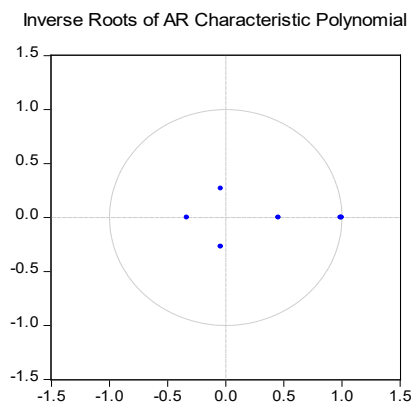
hồ tiêu với giá cà phê chứ không có chiều ngược lại. Điều này đã giải thích được một phần hiện tượng hành vi chuyển đổi cây trồng dưới tác động của yếu tố giá cả hàng hóa giữa hồ tiêu và cà phê trong thực tế.

4.6. Hàm phản ứng xung và phân tích phân rã phương sai

Trong bước cuối cùng của phân tích mô hình thực nghiệm VAR, các tác giả sẽ phân tích phản ứng của một biến lên biến còn lại khi có một cú sốc xuất hiện. Về vấn đề này, các hàm phản ứng xung tổng quát được rút ra từ các mô hình VAR cho hai biến. Độ trễ tối ưu trong hệ thống VAR được xác định thông qua tiêu chí thông tin Schwartz - với độ trễ là 3. Trước khi phân tích

hàm phản ứng xung, chúng ta phải kiểm định sự phân bố các điểm của mô hình VAR có nằm trong vòng tròn đơn vị hay không.

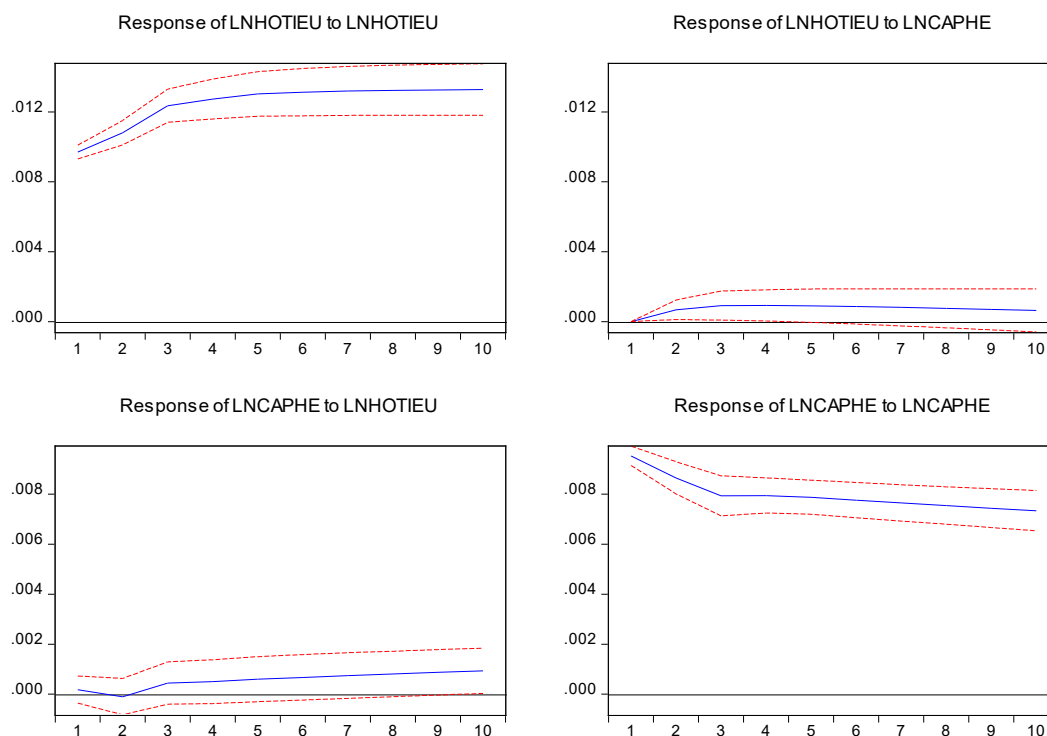
Hình 1 cho thấy, phân bố của mô hình VAR đảm bảo phân bố hoàn toàn trong vòng tròn đơn vị. Điều này đảm bảo sự chính xác của việc phân tích hàm phản ứng xung cũng như phân tích mức độ phân rã phương sai.



Hình 1: Các gốc nghịch đảo của đa thức đặc trưng AR

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.



Hình 2. Phản ứng xung Cholesky ± 2 SE.

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

4.6.1. Phân tích hàm phản ứng xung

Nghiên cứu lựa chọn phương pháp được sử dụng phổ biến nhất để phân tích hàm phản ứng xung, đó là phương pháp Cholesky.

Hình 2 chỉ ra rằng khi gặp một cú sốc, giá hồ tiêu tự phản ứng mạnh nhất, bắt đầu tăng dần từ 0,97% ở kỳ đầu tiên, tăng lên 1,3% trong kỳ 9. Đứng thứ hai là sự tự phản ứng giảm dần của giá cà phê, bắt đầu từ mức 0,95% ở kỳ 1 giảm xuống

0,73% ở kỳ thứ 10. Trong khi đó, mức độ phản ứng của biến dưới sự tác động của các cú sốc đến từ các biến còn lại là không đáng kể khi xét cả hai trường hợp.

Sau khi xác định mức độ phản ứng của các biến trong trường hợp một cú sốc xuất hiện, nghiên cứu sẽ chuyển sang bước tiếp theo để xem xét biến động phương sai của giá cà phê và giá hồ tiêu.

Bảng 6: Phân tích phân rã phương sai của các biến

Giai đoạn	Phân rã phương sai của giá cà phê			Phân rã phương sai của giá hồ tiêu		
	S.E.	LNCAPHE	LNHOTIEU	S.E.	LNCAPHE	LNHOTIEU
1	0,009532	100,0000	0,000000	0,009705	0,036257	99,96374
2	0,012874	99,95756	0,042444	0,014537	0,384547	99,61545
3	0,015127	99,93150	0,068499	0,019099	0,585601	99,41440
4	0,017094	99,90515	0,094850	0,022969	0,664021	99,33598
5	0,018831	99,86495	0,135046	0,026420	0,693533	99,30647
6	0,020378	99,81882	0,181181	0,029515	0,699282	99,30072
7	0,021779	99,76608	0,233923	0,032341	0,691169	99,30883
8	0,023063	99,70837	0,291625	0,034951	0,675180	99,32482
9	0,024249	99,64546	0,354538	0,037388	0,654678	99,34532
10	0,025351	99,57737	0,422626	0,039681	0,631656	99,36834

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

4.6.2. Phân tích phân rã phương sai

Bảng 6 cho thấy, trong kỳ 1, 100% biến động của phương sai giá cà phê đến từ chính nó. Có sự sụt giảm nhẹ từ 99,95756% trong kỳ 2 xuống 99,57737% trong kỳ 10. Ảnh hưởng của giá hồ tiêu đến sự biến động của phương sai giá cà phê là không giống nhau và chiếm tỷ lệ rất nhỏ, cao nhất chỉ ở mức 0,422662% tại kỳ thứ 10. Khác với sự biến động của phương sai giá cà phê, sự biến động phương sai giá hồ tiêu ngay kỳ thứ nhất đã chịu ảnh hưởng phần lớn bởi chính nó (99,96374%) và một chút ít đến từ ảnh hưởng của giá cà phê (0,036257%). Sự ảnh hưởng của giá cà phê lên biến động phương sai giá hồ tiêu

có sự gia tăng khi đến kỳ thứ 10 đã đạt 0,631656%.

4. Kết luận

Sự biến động giá của các mặt hàng nông sản luôn là vấn đề nan giải đối với các nước có nền nông nghiệp chưa phát triển đầy đủ như Việt Nam. Giá cà phê và hồ tiêu của tỉnh Đắk Lắk là những ví dụ điển hình, chúng luôn biến động khó lường, rất khó dự báo. Sự biến động này không chỉ ảnh hưởng trực tiếp đến kim ngạch xuất khẩu mà còn ảnh hưởng không nhỏ đến thu nhập của nông dân cũng như quy hoạch của địa phương.

Sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian từ ngày 1/6/2018 đến ngày 31/5/2022, bao gồm 1.233 quan sát cho mỗi biến, nghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa giá cà phê với giá hồ tiêu - hai trong số những mặt hàng nông nghiệp chủ lực của tỉnh. Kết quả cho thấy giữa hai biến không tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp ở độ tin cậy 99%, kiểm định nhân quả Granger khẳng định chỉ có giá hồ tiêu là có quan hệ nhân quả Granger với giá cà phê tại mức ý nghĩa 5%, nhưng điều ngược lại thì không xảy ra. Kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra mức độ tác động qua lại lẫn nhau tương đối yếu giữa hai hàng hóa chủ lực. Giá của hai sản phẩm nông nghiệp này chủ yếu chịu sự tác động của giá ngày hôm trước.

Tóm lại, những phát hiện mới của bài báo này sẽ góp phần cải thiện hơn nữa các nghiên cứu về biến động giá cũng như đánh giá mối quan hệ giữa hai chuỗi giá khi sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian trên thực tế và lý thuyết. Về giá trị lý thuyết, nghiên cứu này áp dụng kiểm định đồng liên kết, kiểm định nhân quả Granger và mô hình VAR để xem xét hai đối tượng nghiên cứu mới (giá cà phê và giá hồ tiêu của tỉnh Đắk Lắk). Về giá trị thực tiễn, nghiên cứu đưa ra những gợi ý giá trị cho chính quyền tỉnh Đắk Lắk, các doanh nghiệp cà phê, hồ tiêu và nông dân; giúp họ hiểu rõ mối liên hệ giữa hai hàng hóa chủ lực của tỉnh để từ đó có các chiến lược và giải pháp quản lý cũng như trồng trọt phù hợp. Trong ngắn hạn, các đối tượng liên quan nên chú ý đến diễn biến giá trong thời gian trước của bản thân hàng hóa đó để dự báo biến động giá cho hiện tại. Trong dài hạn, giá hai hàng hóa này biến động gần như độc lập với nhau nên có thể loại bỏ tác động qua lại giữa giá của hai hàng hóa này trong công tác lập quy hoạch hay kế hoạch chuyển đổi cây trồng của địa phương. Người nông dân cũng không nên căn cứ biến động giá của hai hàng hóa này trong ngắn hạn để chuyển đổi qua lại giữa hai cây trồng.

Dù vậy, nghiên cứu này vẫn còn một số hạn chế, đây có thể là gợi ý cho các nghiên cứu trong tương lai. Theo đó, các nghiên cứu trong tương lai có thể tiến hành theo hai cách để phát hiện ra các kết luận mới: Thứ nhất, tăng số lượng các biến độc lập hoặc kéo dài khoảng thời gian thu thập dữ liệu. Thứ hai, các nhà nghiên cứu có thể

mở rộng số lượng các biến độc lập và sử dụng một mô hình khác để kiểm định, chẳng hạn như TVP-VAR, MS-VAR, GVAR, SVAR... với cùng một dữ liệu.

Tài liệu tham khảo

- Dang, T. et al. (2021). The volatility characteristics of Vietnamese coffee export price and transmission mechanism of influencing factors: A Markov switching approach. *Journal of Asia Business Studies*, 15(5), 784-803. <https://doi.org/10.1108/JABS-04-2019-0134>
- Dang, T. T. et al. (2020). Assessing the influence of exchange rate on agricultural commodity export price: Evidence from Vietnamese coffee. *Journal of Economics and Development*, 22(2), 297-309. <https://doi.org/10.1108/JED-02-2020-0014>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- GSO (2020). *Social and Economic Situation in 2020*. Vietnam.
- Hong, T. T. K. (2015). Effect of Exchange rates and gasoline price on export price of Vietnamese coffee. *Journal of Science Ho Chi Minh City Open University*, 4, 8. <https://doi.org/10.46223/HCMCOUJS.econ.en.5.2.64>. 2015
- Hong, T. T. K. (2016). The volatility and competitiveness of Vietnam coffee export on world market. *Van Hien University Journal Of Science*, 4, 7. <https://js.vhu.edu.vn/index.php/vhujs/article/view/165>
- Jebabli, I., Arouri, M., & Teulon, F. (2014). On the effects of world stock market and oil price shocks on food prices: An empirical investigation based on TVP-VAR models with stochastic volatility. *Energy Economics*, 45, 66-98. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.06.008>
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. <http://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2012). Oil Price, Agricultural Commodity Prices, and the Dollar: A Panel Cointegration and Causality Analysis. *Energy Economics*, 34(4), 1098-1104. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.09.008>

- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554. <https://www.columbia.edu/~sn2294/pub/ecta01.pdf>
- Nguyen, T. N. T., & Tran, N. T. (2015). A methodology to forecast commodity prices in Vietnam. *International Journal of Economics and Finance*, 7(5). <https://doi.org/10.5539/ijef.v7n5p44>
- Rahayu, M. F. et al. (2015). Volatility analysis and volatility spillover analysis of Indonesia's coffee price using Arch/Garch, and Egarch model. *Journal of Agricultural Studies*, 3(2), 37-48. <http://doi.org/10.5296/jas.v3i2.7185>
- Schwert, G. W. (2002). Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 5-17. <https://ssrn.com/abstract=254517>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Tuyen, D. T., Caihong, Z., & Hong, N. T. (2020). Assessing the relationship between international market and agricultural commodity export prices: Evidence from Vietnamese coffee. *Dalat University Journal of Science*, 10(4), 57-73. [http://doi.org/10.37569/DalatUniversity.10.4.673\(2020\)](http://doi.org/10.37569/DalatUniversity.10.4.673(2020))
- Tuyen, D. T. et al. (2020). Assessing the effect of factors on agricultural commodity export price volatility: evidence from Vietnamese coffee. *Fresenius Environmental Bulletin*, 29(12), 11151-11164.