

SỰ BẤT BÌNH ĐẲNG TRONG CHI TIÊU GIỮA HỘ NÔNG NGHIỆP VÀ PHI NÔNG NGHIỆP Ở NÔNG THÔN ĐỒNG BẰNG SÔNG CỬU LONG

Hồ Nhật Phương Nhi

Khoa Kinh tế, Đại học Cần Thơ

Email: ho.phuongnhi94@gmail.com

Phạm Lê Thông

Khoa Kinh tế, Đại học Cần Thơ

Email: plthong@ctu.edu.vn

Ngày nhận: 10/4/2019

Ngày nhận bản sửa: 18/6/2019

Ngày duyệt đăng: 05/01/2020

Tóm tắt:

Bài viết áp dụng phương pháp phân rã Oaxaca-Blinder kết hợp hồi quy phân vị vô điều kiện nhằm phân tích sự bất bình đẳng trong chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp ở nông thôn Đồng bằng sông Cửu Long dựa trên số liệu từ cuộc Điều tra Mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2016. Với kết quả phân rã, khoảng cách chi tiêu bình quân đầu người giữa hai nhóm hộ không có sự chênh lệch đáng kể. Kết quả này cho thấy không tồn tại bất bình đẳng trong tổng chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp trên địa bàn nghiên cứu một cách rõ nét. Tuy nhiên, trong các thành phần của tổng chi tiêu, chi tiêu cho lương thực, thực phẩm và chi tiêu cho nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền giữa hai nhóm hộ có sự chênh lệch có ý nghĩa thống kê. Tác động biên của các yếu tố được quan sát đóng góp chủ yếu vào khoảng cách chi tiêu này, trong đó, thu nhập từ hoạt động kinh tế có ảnh hưởng nhiều nhất.

Từ khóa: Bất bình đẳng chi tiêu, hộ nông nghiệp và phi nông nghiệp, phân rã Oaxaca-Blinder, hồi quy phân vị vô điều kiện, Đồng bằng sông Cửu Long.

JEL: Q10, Q12

Consumption inequality between farm and non-farm households in rural Mekong Delta

Abstract:

This paper applies the Oaxaca-Blinder type decomposition for the unconditional quantile regression method to analyse consumption inequality between farm and non-farm households in rural Mekong Delta based on the data of Vietnam Household Living Standard Survey 2016. As the decomposition results, the overall difference in consumption expenditure per capita between two groups is not significant that means little inequality in total consumption expenditure between farm and non-farm household in study area is found. Among the components of total consumption expenditure, however, inequality in expenditure on food and on housing, electricity, water, waste and durable goods is found to be significant. Most of the attributes to expenditure gaps come from observed household characteristics, among which income from economic activities is the most important factor.

Keywords: Consumption inequality, farm and non-farm household, Oaxaca-Blinder decomposition, unconditional quantile regression, Mekong Delta.

JEL classification: Q10, Q12

1. Giới thiệu

Công cuộc “Đổi mới” từ năm 1986 đã giúp nền kinh tế Việt Nam tăng trưởng nhanh chóng. Tỷ lệ nghèo giảm trên cả nước từ hơn 37% năm 1998 xuống còn 5,8% vào năm 2016 (Tổng cục Thống kê, 2018). Dù vậy, khoảng cách giàu nghèo lại ngày một tăng, làm cho bất bình đẳng về kinh tế cũng tăng lên. Tỷ lệ Palma của Việt Nam năm 2012 là 1,74, cho thấy nhóm 10% hộ giàu nhất có thu nhập cao gấp 1,74 lần nhóm 40% hộ thu nhập thấp nhất (Oxfam, 2017). Đặc biệt, lợi ích từ tăng trưởng kinh tế không được chia sẻ công bằng giữa các hộ ở nông thôn với khoảng chênh lệch lớn trong phúc lợi cũng như khả năng tiếp cận các nguồn lực giữa các nhóm hộ (Tarp, 2017).

Bất bình đẳng sẽ xuất hiện ở nông thôn khi có sự chênh lệch phúc lợi trong việc phân phối thu nhập hay tiêu dùng giữa những hộ sản xuất nông nghiệp và những hộ thuộc lĩnh vực khác ngoài nông nghiệp. Theo Deaton (1997), các hộ nông nghiệp thường dễ bị tổn thương hơn các hộ phi nông nghiệp do sản xuất bị ảnh hưởng bởi thời tiết, cũng như giá cả hàng hóa nông nghiệp thường biến động nhiều hơn các loại hàng hóa khác. Tuy nhiên, theo Bùi Minh & cộng sự (2012), ở Đồng bằng sông Cửu Long - vùng sản xuất nông nghiệp quan trọng của Việt Nam, nhóm thu nhập cao nhất sở hữu diện tích đất nông nghiệp lớn nhất và tỉ lệ hộ trong nhóm này mong muốn gắn bó với nghề nông cao. Ở thái cực đối lập, nhóm thu nhập thấp nhất chủ yếu gồm những hộ không đất (chiếm 61,8%) và những hộ trong nhóm thu nhập càng thấp càng không muốn duy trì nghề nông mà muốn chuyển sang nghề khác. Điều này cho thấy, hộ nông nghiệp ở Đồng bằng sông Cửu Long thường là những hộ giàu và có diện tích đất canh tác lớn. Còn hộ phi nông nghiệp là những hộ không có đất hoặc có nhưng rất ít, bắt buộc họ phải tìm nguồn thu nhập từ các hoạt động phi nông nghiệp và đôi khi phải chấp nhận những việc làm có suất sinh lợi thấp để duy trì cuộc sống (Ellis, 2000).

Bài viết này nghiên cứu sự bất bình đẳng trong chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp ở nông thôn Đồng bằng sông Cửu Long nhằm xác định các yếu tố gây ra bất bình đẳng giữa hai nhóm hộ, từ đó đề xuất giải pháp nâng cao phúc lợi, cải thiện đời sống người dân. Tiêu dùng - được đo lường bằng chi tiêu, được chọn là chỉ tiêu phản ánh phúc lợi hộ gia đình bởi vì thu nhập nông nghiệp thường

không ổn định do sản xuất mang tính thời vụ. Đồng thời, thu nhập không bao gồm tiền tiết kiệm và các khoản nợ, cũng như công việc của hầu hết các hộ gia đình nông thôn đều là việc làm tự tạo nên việc đo lường thu nhập sẽ khó chính xác hơn chi tiêu (Liu, 2001). Mặc dù có những nghiên cứu về chênh lệch thu nhập giữa nông thôn và thành thị tại Việt Nam, tuy nhiên vấn đề bất bình đẳng phúc lợi giữa hộ nông nghiệp và phi nông nghiệp vẫn chưa được phân tích thấu đáo. Dựa vào các nghiên cứu trước đây, giả thuyết nghiên cứu được đặt ra là chi tiêu bình quân đầu người của hộ nông nghiệp có thể thấp hơn hộ phi nông nghiệp. Tuy nhiên, đặc điểm kinh tế hộ đặc biệt của Đồng bằng sông Cửu Long có thể có những ảnh hưởng khác biệt đến kết quả của sự tham gia phi nông nghiệp của nông hộ của vùng.

2. Phương pháp luận và phương pháp nghiên cứu

2.1. Phân tích bất bình đẳng

Phương pháp phân rã Oaxaca-Blinder (OB) được phát triển bởi hai nghiên cứu độc lập của Blinder (1973) và Oaxaca (1973) nhằm xác định nguồn gốc của sự khác biệt trong giá trị trung bình giữa hai nhóm nhân khẩu học. Giả sử hai nhóm có hàm hồi quy tuyến tính như sau:

$$Y_l = X'_l \beta_l + \varepsilon_l \quad \text{với } E(\varepsilon_l) = 0; l = 0; 1 \quad (1)$$

Trong đó, X là véc-tơ của biến giải thích, β là véc-tơ các tham số hồi quy và ε là sai số ngẫu nhiên. Khi đó:

$$E(Y_l) = E(X'_l \beta_l + \varepsilon_l) = E(X'_l \beta_l) + E(\varepsilon_l) = E(X_l)' \beta_l \quad (2)$$

Khoảng cách trung bình của biến kết quả Y giữa hai nhóm 0 và 1 là:

$$R = E(Y_0) - E(Y_1) = E(X_0)' \beta_0 - E(X_1)' \beta_1 \quad (3)$$

Phương trình (3) được biến đổi bằng cách cộng và trừ đi $E(X_0)' \beta_1$, ta được mô hình phân rã OB¹:

$$\begin{aligned} R &= [E(X_0)'(\beta_0 - \beta_1)] + [(E(X_0) - E(X_1))' \beta_1] \\ &= \Delta_S^\mu + \Delta_X^\mu \quad (4) \end{aligned}$$

Δ_S^μ là hiệu ứng hệ số, thể hiện khoảng cách được gây ra bởi khác biệt hệ số giữa hai nhóm (khác biệt trong tác động biên) và Δ_X^μ là hiệu ứng đặc tính, thể hiện khoảng cách đến từ sự khác biệt về đặc tính cá nhân của các quan sát. Hai thành phần Δ_S^μ và Δ_X^μ

của mô hình phân rã “chi tiết” thể hiện sự đóng góp của từng biến giải thích vào khoảng cách trung bình giữa hai nhóm có dạng:

$$\Delta_S^\mu = \sum_{k=1}^K E(X_{0,k})'(\beta_{0,k} - \beta_{1,k}) \quad (5)$$

$$\Delta_X^\mu = \sum_{k=1}^K [E(X_{0,k}) - E(X_{1,k})]' \beta_{1,k} \quad (6)$$

Với giả định tuyến tính, β_l và $E(X_l)$ được ước lượng từ hồi quy OLS cho từng nhóm 0 và 1 riêng biệt. Mô hình OB cổ điển này tập trung chủ yếu vào giá trị trung bình của biến kết quả. Nếu kết hợp phương pháp phân rã OB với mô hình hồi quy phân vị vô điều kiện² (UQR) sẽ cho phép tính toán trên bất kỳ giá trị phân phối nào cần quan tâm. Mô hình UQR được Firpo & cộng sự (2009) xây dựng dựa trên “hàm ảnh hưởng” (IF - *influence function*). Theo Hampel (1974), hàm IF tại một giá trị thống kê $v(F)$ thể hiện sự ảnh hưởng của một quan sát riêng biệt tại giá trị thống kê đó. Khi cộng $v(F_Y)$ với hàm IF ta được “hàm ảnh hưởng trung tâm” (RIF - *recentered influence function*):

$$\text{RIF}(y; v, F_Y) = v(F_Y) + \text{IF}(y; v, F_Y) \quad (7)$$

Bởi vì giá trị kỳ vọng của hàm IF bằng không nên $E[\text{RIF}(Y; v, F_Y)|X] = v(F_Y)$. Tại phân vị q_τ , khi kỳ vọng có điều kiện của hàm RIF được biểu diễn theo hàm số của các biến giải thích, $E[\text{RIF}(Y; q_\tau)|X] = m_\tau(X)$, ta được mô hình UQR³. Mô hình phân rã OB kết hợp UQR được ước lượng tương tự mô hình OB cổ điển, hai phần Δ_S^μ và Δ_X^μ được tính toán theo hệ số ước lượng từ mô hình UQR.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Phương pháp phân rã OB kết hợp UQR được nhiều tác giả áp dụng trong nghiên cứu bất bình đẳng chi tiêu giữa các nhóm hộ gia đình như nghiên cứu của Chang (2012), Fang và Sakellariou (2013), Agyire-Tettey & cộng sự (2018), và Thu Le & Booth (2014).

Thu Le & Booth (2014) đã áp dụng mô hình phân rã “hai lần” (“*twofold*” *decomposition*) dựa trên giả định tuyến tính và sử dụng hệ số không phân biệt từ kết quả ước lượng mô hình hồi quy gộp để tính toán mô hình OB. Chang (2012) và Agyire-Tettey & cộng sự (2018) cũng xây dựng mô hình OB dựa trên giả thiết tuyến tính đối với kỳ vọng có điều kiện và sử dụng hệ số ước lượng từ mô hình hồi quy của một

trong hai nhóm để tính phần hiệu ứng đặc tính. Trong khi đó, Fang và Sakellariou (2013) theo hướng tiếp cận của Firpo & cộng sự (2007) - tiền thân của Firpo & cộng sự (2018), đã sử dụng mô hình OB “lai” để phân rã khoảng cách chi tiêu trên từng phân vị bằng ước lượng UQR theo hướng tiếp cận tái trọng số (*reweighting approach*). Mô hình OB “lai” sẽ cho kết quả khách quan hơn mô hình OB kết hợp UQR thông thường do có xem xét đến khả năng vi phạm giả định tuyến tính. Tuy nhiên, việc phân tích lại phức tạp hơn khi phải xác định hai thành phần của mô hình OB bằng cách tiếp cận tái trọng số.

Về mặt nội dung, trong các nghiên cứu trên, chỉ có nghiên cứu của Chang (2012) là phân tích khoảng cách chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp, còn ba nghiên cứu còn lại so sánh giữa thành thị và nông thôn. Kết quả nghiên cứu của Chang (2012) cho thấy, chi tiêu hộ phi nông nghiệp cao hơn hộ nông nghiệp và hiệu ứng đặc tính đóng góp vào khoảng cách này nhiều hơn hiệu ứng hệ số. Có nghĩa là, sự khác biệt trong các đặc điểm nhân khẩu học được quan sát của chủ hộ, cấu trúc hộ gia đình và sự khác biệt vùng miền có thể giải thích hầu hết khoảng cách chi tiêu giữa hai nhóm hộ. Bốn đặc điểm có đóng góp vào tổng thể hiệu ứng đặc tính là thu nhập khả dụng, mức độ đô thị hóa, học vấn và tuổi của chủ hộ. Trong đó, thu nhập khả dụng, mức độ đô thị hóa và học vấn của chủ hộ có đóng góp tích cực vào tổng thể hiệu ứng đặc tính, tuy nhiên thu nhập khả dụng và mức độ đô thị hóa có tác động không đồng nhất dọc theo toàn bộ phân phối.

Nói tóm lại, đề tài phân tích bất bình đẳng phúc lợi kinh tế giữa các nhóm hộ gia đình được khá nhiều nhà nghiên cứu quan tâm và thực hiện. Tuy nhiên, các nghiên cứu thường chủ yếu hướng đến so sánh phúc lợi hộ gia đình giữa thành thị và nông thôn. Nghiên cứu về sự chênh lệch phúc lợi thông qua tiêu dùng giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp vẫn còn giới hạn.

2.3. Số liệu nghiên cứu và mô hình thực nghiệm

Bài viết sử dụng số liệu thuộc bộ dữ liệu Điều tra Mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2016 (VHLSS 2016). Đây là cuộc khảo sát toàn quốc được tổ chức hai năm một lần với mẫu khảo sát được chọn theo phương pháp ngẫu nhiên hệ thống. Thông tin được thu thập là những thông tin phản ánh mức sống của hộ dân cư như thu nhập, chi tiêu; những đặc điểm nhân khẩu học và các hoạt động kinh tế mang lại thu

nhập cho hộ.

Trong nghiên cứu này, hộ nông nghiệp được định nghĩa là những hộ thuần nông, tức là các thành viên trong hộ chỉ tham gia các hoạt động tạo thu nhập từ nông nghiệp. Những hộ gia đình có thành viên tham gia vào các hoạt động phi nông nghiệp và làm công ăn lương là hộ phi nông nghiệp. Còn những hộ có thành viên tham gia cả hoạt động nông nghiệp và hoạt động phi nông nghiệp sẽ được xếp vào nhóm hộ phi nông nghiệp. VHLSS 2016 thu thập được thông tin của 9.399 hộ gia đình, trong đó có 1.389 hộ thuộc khu vực nông thôn Đồng bằng sông Cửu Long bao gồm 264 hộ nông nghiệp (19%) và 1.125 hộ phi nông nghiệp (81%) sau khi đã loại bỏ những quan sát bị lỗi do không phù hợp với định nghĩa.

Chỉ tiêu là chỉ tiêu được dùng để đo lường phúc lợi của hộ gia đình trong nghiên cứu này. Để phân tích sự bất bình đẳng chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp, trước tiên, các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu của hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp được ước lượng bằng mô hình hồi quy của biến chi tiêu bình quân đầu người theo các biến giải thích cho từng nhóm riêng biệt tại giá trị trung

bình và từng phân vị của biến Y_i . Mô hình cụ thể như sau:

$$Y_{ij} = \alpha + \beta_{1j}Tuoi_{ij} + \beta_{2j}DanToc_{ij} + \beta_{3j}HocVan_{ij} + \beta_{4j}QuyMoHo_{ij} + \beta_{5j}TyLe15_{ij} + \beta_{6j}TyLe65_{ij} + \beta_{7j}lnBieuTangTN_{ij} + \beta_{8j}lnBieuTangNN_{ij} + \beta_{9j}lnThuNhap_{ij} + u_{ij} \quad (8)$$

Trong đó:

- Biến Y_{ij} là logarit tự nhiên của chi tiêu bình quân đầu người của hộ i thuộc nhóm j ($j = 0$ nếu là hộ phi nông nghiệp, $j = 1$ nếu là hộ nông nghiệp). Với chi tiêu bình quân đầu người được tính bằng cách chia tổng chi tiêu⁴ trong năm của hộ gia đình cho số nhân khẩu của hộ.

- α là hệ số chặn, $\beta_{1j}, \beta_{2j}, \dots, \beta_{9j}$ là các hệ số hồi quy của các biến giải thích. Các biến giải thích được lựa chọn dựa vào nghiên cứu của Chang (2012) và Thu Le & Booth (2014). Các yếu tố này bao gồm các đặc điểm nhân khẩu học; đặc điểm cấu trúc hộ gia đình; và các yếu tố kinh tế của hộ được trình bày trong Bảng 1.

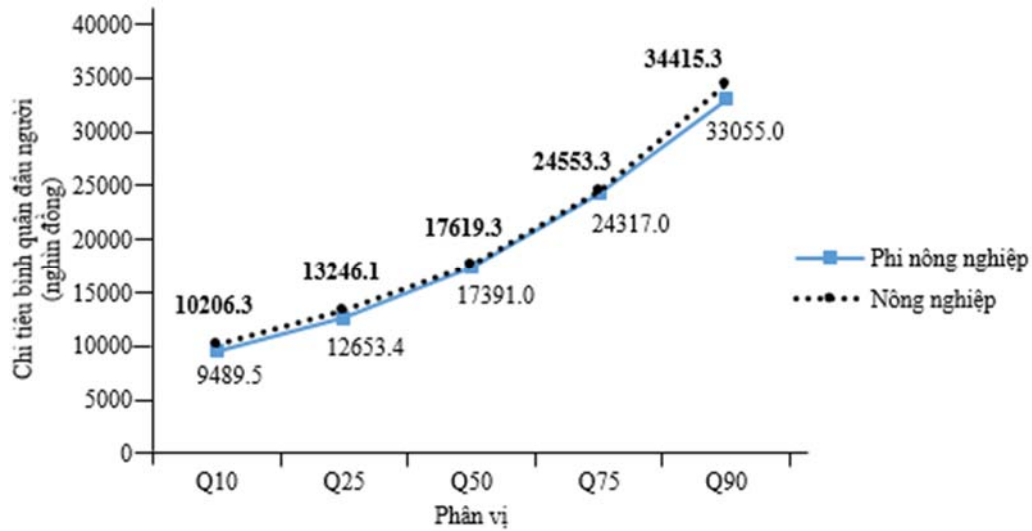
Sau đó, khoảng cách chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp sẽ được phân tích bằng mô hình phân rã OB kết hợp UQR, và cả mô hình OB

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến số	Hộ nông nghiệp		Hộ phi nông nghiệp	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Chi tiêu bình quân đầu người (Nghìn đồng/người/năm)	21.204,78	15.928,26	20.092,12	13.317,20
Đặc điểm chủ hộ				
Tuổi	56,92	13,24	50,93	12,88
Dân tộc (0 = Kinh; 1 = Khác)	0,07	0,25	0,09	0,29
Học vấn (Năm)	5,00	3,12	5,97	3,91
Đặc điểm hộ				
Quy mô hộ (Người)	3,41	1,57	3,91	1,38
Tỷ lệ thành viên dưới 15 tuổi	0,17	0,20	0,21	0,19
Tỷ lệ thành viên trên 65 tuổi	0,16	0,29	0,07	0,17
Đặc điểm kinh tế				
Thu nhập được biếu tặng từ người thân trong nước (Nghìn đồng/năm)	11.883,84	19.678,01	5.265,15	10.267,65
Thu nhập được biếu tặng từ người thân ở nước ngoài (Nghìn đồng/năm)	2.860,49	20.795,87	3.321,72	31.496,71
Thu nhập từ hoạt động kinh tế bình quân đầu người (Nghìn đồng/người/năm)	24.232,61	31.721,45	30.210,69	45.012,36

Nguồn: Tác giả tính toán từ VHLSS 2016.

Hình 1. Phân phối chi tiêu của hộ nông nghiệp và phi nông nghiệp



Ghi chú: Giá trị của mức chi tiêu bình quân đầu người của hộ nông nghiệp được in đậm
 Nguồn: Tác giả tính toán từ VHLSS 2016

cổ điển tại giá trị trung bình của biến chi tiêu bình quân đầu người. Mô hình phân rã “chi tiết” tại phân vị bậc τ có dạng:

$$R = \hat{Y}_0 - \hat{Y}_1 = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{0k} - \bar{X}_{1k}) \hat{Y}_{1k,\tau} + \sum_{k=1}^K \bar{X}_{0k} (\hat{Y}_{0k,\tau} - \hat{Y}_{1k,\tau}) = \Delta_X^\tau + \Delta_S^\tau \quad (9)$$

Trong đó: $\hat{Y}_0 - \hat{Y}_1$ là khoảng cách trong giá trị dự báo của chi tiêu bình quân đầu người giữa hộ phi nông nghiệp ($j = 0$) và hộ nông nghiệp ($j = 1$); $\hat{Y}_{jk,\tau}$ là véc-tơ hệ số ước lượng của biến thứ k của nhóm j trên từng phân vị; \bar{X}_{jk} là véc-tơ giá trị trung bình của biến thứ k của nhóm j .

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình

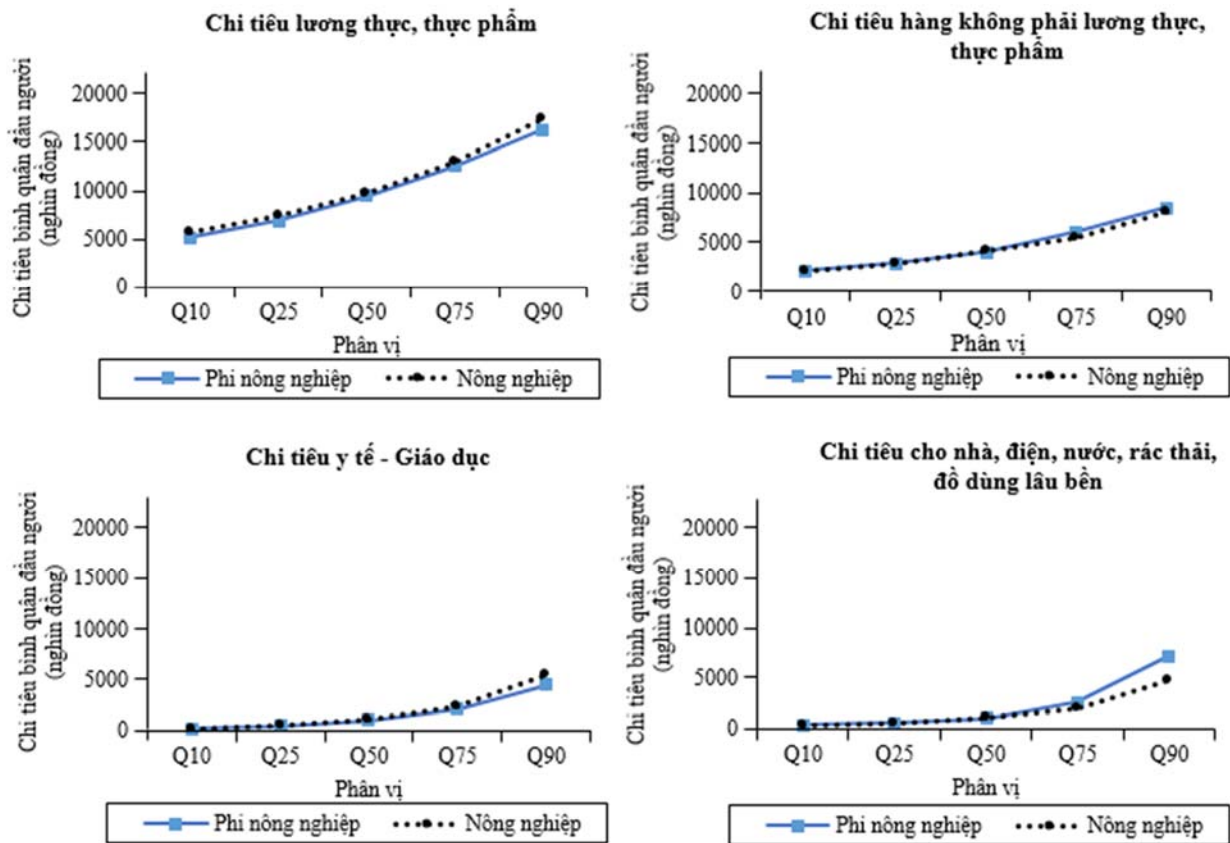
Đặc điểm của hai nhóm hộ gia đình được mô tả trong Bảng 1. Tuổi trung bình của chủ hộ nông nghiệp cao hơn chủ hộ phi nông nghiệp. Học vấn trung bình của chủ hộ cả hai nhóm đều khá thấp và chỉ ở mức tiểu học. Số nhân khẩu của hộ phi nông nghiệp nhiều hơn và có đông thành viên dưới độ tuổi lao động hơn hộ nông nghiệp, nhưng lại có tỷ lệ người già thấp hơn hộ nông nghiệp. Thu nhập từ hoạt động kinh tế và thu nhập được biểu tặng từ

người thân ở nước ngoài của hộ phi nông nghiệp nhiều hơn hộ nông nghiệp. Tuy nhiên, khoản thu nhập được biểu tặng trong nước của hộ nông nghiệp lại nhiều gấp 2 lần hộ phi nông nghiệp.

3.2. Sự khác biệt trong phân phối chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp

Sự khác biệt chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp được kiểm tra bằng cách hồi quy hàm chi tiêu theo hệ số chặn, biến giả nông nghiệp và tập hợp các biến giải thích tại giá trị trung bình và các phân vị bậc 10; 25; 50; 75 và 90. Kết quả cho thấy hệ số ước lượng của biến giả nông nghiệp tại giá trị trung bình và các phân vị được chọn đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này chứng tỏ chi tiêu bình quân đầu người của hộ nông nghiệp cao hơn hộ phi nông nghiệp. Theo số liệu điều tra, giá trị trung bình của tổng chi tiêu của hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp tương ứng đạt 68,04 triệu đồng/năm và 75,75 triệu đồng/năm. Tuy nhiên, số nhân khẩu trung bình của hộ phi nông nghiệp nhiều hơn hộ nông nghiệp và chênh lệch chi tiêu giữa hai nhóm hộ lại không quá lớn, nên chi tiêu bình quân đầu người của nhóm hộ phi nông nghiệp thấp hơn nhóm hộ nông nghiệp. Nguyên nhân sâu xa của việc mức sống hộ phi nông nghiệp ở nông thôn Đồng bằng sông Cửu Long thấp hơn hộ nông nghiệp có thể vì họ tham gia đa dạng hóa thu nhập

Hình 2. Phân phối các chi tiêu thành phần trong tổng chi tiêu của các nhóm hộ



Nguồn: Tác giả tính toán từ VHLSS 2016.

do nhu cầu cấp thiết. Theo Ellis (2000), đa dạng hóa cấp thiết là khi nông dân không tự nguyện thực hiện đa dạng hóa thu nhập mà vì họ không còn bất cứ sự lựa chọn nào khác, bắt buộc họ phải tìm kiếm việc làm phi nông nghiệp để gia tăng thu nhập. Nói cách khác, đây là đối sách cuối cùng chứ không phải là một sinh kế thay thế tiềm năng. Vì vậy, đa dạng hóa cấp thiết có kết quả không tốt do năng suất của các hoạt động này thường thấp hơn mong đợi (Ellis, 2000). Khi đó, nhờ việc đa dạng hóa thu nhập mà thu nhập của hộ phi nông nghiệp được cải thiện và cao hơn so với hộ nông nghiệp, song thực tế mức sống - phản ánh qua chi tiêu, của họ lại thấp hơn hộ nông nghiệp.

Để thấy được bức tranh tổng thể về khoảng cách chi tiêu giữa hai nhóm hộ, Hình 1 phát họa phân phối chi tiêu bình quân đầu người của hai nhóm hộ, phân vị càng cao ứng với mức chi tiêu bình quân đầu người của hộ gia đình càng lớn.

Một điều đáng ngạc nhiên là đường biểu diễn phân phối chi tiêu của hai nhóm hộ gần như trùng nhau. Điều này cho thấy, mặc dù chi tiêu bình quân

đầu người của hộ nông nghiệp có khác biệt so với hộ phi nông nghiệp nhưng khoảng chênh lệch này không quá lớn. Câu hỏi đặt ra là tổng chi tiêu không có nhiều khác biệt, vậy các chi tiêu thành phần của hai nhóm hộ này có khác biệt nhau hay không? Bởi vì hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp thường khác nhau về nhiều khía cạnh nên mô hình tiêu dùng của họ sẽ không giống nhau (Lee & Philips, 1971).

Như khẳng định của Lee & Philips (1971), mô hình chi tiêu của hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp nông thôn không có nhiều khác biệt như giữa hộ nông nghiệp và phi nông nghiệp thành thị. Hình 2 phát họa từng thành phần chi tiêu của hai nhóm hộ cho thấy, chỉ có chi tiêu cho lương thực, thực phẩm là có sự chênh lệch rõ nét tại các phân vị thấp và chi tiêu của hộ nông nghiệp cao hơn hộ phi nông nghiệp. Tại các phân vị cao, hộ nông nghiệp chi tiêu cho y tế, giáo dục và lương thực, thực phẩm nhiều hơn hộ phi nông nghiệp. Còn chi tiêu cho nhà ở, điện, nước, rác thải và đồ dùng lâu bền có khoảng cách khá lớn ở phân vị bậc 75 và 90 khi hộ phi nông nghiệp chi nhiều hơn hộ nông nghiệp. Chi tiêu cho

Bảng 2: Các yếu tố tác động đến chi tiêu hộ gia đình tại giá trị trung bình và các phân vị

	Trung bình		Phân vị bậc 10		Phân vị bậc 25		Phân vị bậc 50		Phân vị bậc 75		Phân vị bậc 90	
	Nông nghiệp	Phi nông nghiệp	Nông nghiệp	Phi nông nghiệp	Nông nghiệp	Phi nông nghiệp	Nông nghiệp	Phi nông nghiệp	Nông nghiệp	Phi nông nghiệp	Nông nghiệp	Phi nông nghiệp
Tuoi	0,004 (0,003)	-0,003** (0,001)	0,002 (0,006)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,004)	-0,002 (0,002)	0,002 (0,004)	-0,001 (0,002)	0,006 (0,004)	-0,003 (0,002)	0,011** (0,005)	-0,006** (0,002)
DanToc	-0,091 (0,114)	-0,055 (0,042)	-0,072 (0,186)	-0,155 (0,099)	0,080 (0,127)	-0,030 (0,065)	-0,194 (0,168)	-0,010 (0,058)	-0,159 (0,177)	-0,055 (0,055)	-0,145 (0,189)	-0,047 (0,051)
HocVan	0,023** (0,010)	0,029*** (0,003)	0,016 (0,016)	0,019*** (0,007)	0,019 (0,013)	0,028*** (0,006)	0,024** (0,012)	0,035*** (0,005)	0,018 (0,016)	0,035*** (0,006)	0,026 (0,021)	0,030*** (0,008)
QuyMoHo	-0,078*** (0,025)	-0,059*** (0,010)	-0,020 (0,037)	-0,069*** (0,022)	-0,052 (0,033)	0,070*** (0,015)	0,085*** (0,032)	-0,075*** (0,015)	-0,115*** (0,039)	-0,060*** (0,016)	0,141*** (0,041)	-0,042** (0,018)
TyLe15	-0,336* (0,201)	-0,102 (0,076)	0,738** (0,354)	-0,203 (0,156)	-0,685** (0,270)	-0,108 (0,120)	-0,580** (0,251)	-0,078 (0,113)	-0,289 (0,293)	0,027 (0,126)	0,237 (0,322)	-0,077 (0,142)
TyLe65	-0,320*** (0,121)	0,117 (0,080)	-0,089 (0,169)	-0,043 (0,156)	-0,198 (0,155)	0,139 (0,116)	-0,304* (0,160)	0,137 (0,122)	-0,578*** (0,168)	0,079 (0,139)	0,529*** (0,137)	0,225 (0,151)
BieuTangTN	0,000 (0,007)	0,010*** (0,003)	0,001 (0,011)	0,008 (0,006)	0,008 (0,009)	0,009* (0,005)	0,006 (0,009)	0,006 (0,005)	0,001 (0,012)	0,012** (0,005)	-0,011 (0,015)	0,005 (0,007)
BieuTangNN	0,012 (0,014)	0,033*** (0,006)	0,024 (0,026)	0,019*** (0,007)	0,037** (0,019)	0,028*** (0,006)	-0,001 (0,018)	0,032*** (0,008)	0,013 (0,019)	0,043*** (0,011)	0,014 (0,026)	0,057*** (0,017)
ThuNhap	0,043* (0,022)	0,288*** (0,017)	0,056 (0,038)	0,241*** (0,056)	0,028 (0,034)	0,282*** (0,060)	0,034 (0,038)	0,290*** (0,067)	0,036 (0,049)	0,305*** (0,053)	0,056 (0,077)	0,275*** (0,056)
Hang so	9,445*** (0,305)	7,037*** (0,186)	8,728*** (0,600)	6,973*** (0,586)	9,452*** (0,442)	6,787*** (0,616)	9,619*** (0,453)	6,943*** (0,693)	9,887*** (0,528)	7,107*** (0,543)	9,778*** (0,840)	7,890*** (0,567)
R ²	0,177	0,377	0,086	0,114	0,131	0,209	0,198	0,257	0,130	0,224	0,076	0,161

Ghi chú: Sai số chuẩn trình bày trong dấu ngoặc được tính bằng phương pháp Bootstrap lặp lại 500 lần.
***, **, * tương ứng với ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tác giả tính toán từ VHLSS 2016

các mặt hàng không phải lương thực, thực phẩm không có sự chênh lệch đáng kể giữa hai nhóm hộ trên toàn bộ phân phối.

3.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu của các nhóm hộ

Hồi quy OLS và UQR được sử dụng để xác định các yếu tố tác động đến chi tiêu của từng nhóm hộ riêng biệt tại giá trị trung bình và các phân vị bậc 10; 25; 50; 75 và 90 được trình bày trong Bảng 2.

Các giá trị R² cho thấy mô hình phù hợp với bộ dữ liệu ở giá trị trung bình và trung vị, và phần lớn hệ số ước lượng có dấu phù hợp với kỳ vọng. Tại phân vị bậc 90, biến tuổi có tác động cùng chiều với chi tiêu bình quân đầu người của hộ nông nghiệp, và ngược lại đối với nhóm hộ phi nông nghiệp. Điều này cho thấy tuổi của chủ hộ phi nông nghiệp càng cao, chi tiêu bình quân đầu người càng giảm. Trình độ học vấn của chủ hộ có tác động tích cực đến chi tiêu bình quân đầu người với ý nghĩa thống kê cao trên toàn bộ phân phối, nhưng duy chỉ đối với nhóm hộ

phi nông nghiệp. Và sự tác động thể hiện mạnh mẽ ở trung vị, khi số năm đi học của chủ hộ tăng thêm 1 năm, chi tiêu bình quân đầu người của hộ phi nông nghiệp tăng thêm 3,5% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi.

Với đặc điểm hộ gia đình, biến quy mô hộ có tác động mạnh và nghịch chiều đến chi tiêu bình quân đầu người với độ tin cậy cao. Ở các phân vị cao, biến này tác động đến hộ nông nghiệp nhiều hơn hộ phi nông nghiệp. Khi tăng thêm 1 nhân khẩu, chi tiêu bình quân đầu người của hộ nông nghiệp sẽ giảm 14,1%, còn hộ phi nông nghiệp chỉ giảm 4,2% với các yếu tố khác không đổi (phân vị bậc 90). Tỷ lệ trẻ em và tỷ lệ người già đều có tác động âm nhưng chỉ tác động đến hộ nông nghiệp. Trong đó, tỷ lệ trẻ em chỉ có ảnh hưởng ở phân vị thấp còn tỷ lệ người già chỉ có tác động tại phân vị cao. Điều này có nghĩa là những hộ nghèo càng có nhiều trẻ em, chi tiêu bình quân đầu người sẽ càng giảm; còn chi tiêu bình quân của những hộ giàu sẽ giảm nếu có gia đình có nhiều

Bảng 3: Tóm tắt kết quả mô hình phân rã OB của chi tiêu bình quân đầu người

	Khoảng cách dự báo		Hiệu ứng đặc tính		Hiệu ứng hệ số	
	Giá trị ước lượng	Sai số chuẩn	Giá trị ước lượng	Sai số chuẩn	Giá trị ước lượng	Sai số chuẩn
Trung bình	-0,045	0,035	-0,006	0,027	-0,039	0,038
Phân vị						
Q10	-0,075	0,049	0,002	0,032	-0,077	0,055
Q25	-0,045	0,041	0,004	0,027	-0,049	0,043
Q50	-0,012	0,039	-0,019	0,030	0,007	0,042
Q75	-0,009	0,045	-0,021	0,036	0,012	0,054
Q90	-0,046	0,060	-0,024	0,044	-0,022	0,068

Nguồn: Tác giả tính toán từ VHLSS 2016.

người lớn tuổi.

Không như kỳ vọng, các đặc điểm kinh tế hộ gia đình hầu như chỉ có tác động đến chi tiêu của hộ phi nông nghiệp. Trong đó, nguồn thu nhập do người thân trong nước biếu tặng chỉ tác động đến hộ phi nông nghiệp ở giá trị trung bình, phân vị bậc 25 và 75. Phần thu nhập được biếu tặng từ nước ngoài cũng có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê cao đến chi tiêu hộ phi nông nghiệp nhưng trên toàn bộ phân phối. Thu nhập từ hoạt động kinh tế (trừ hai khoản biếu tặng) có tác động mạnh mẽ đến hộ phi nông nghiệp trên toàn bộ phân phối chi tiêu, song chỉ tác động đến hộ nông nghiệp tại giá trị trung bình và cũng cải thiện chi tiêu bình quân đầu người không nhiều như hộ phi nông nghiệp. Nhìn chung, tác động biên của biên thu nhập từ hoạt động kinh tế đến chi tiêu hộ phi nông nghiệp càng về sau phân phối càng tăng.

3.4. Kết quả phân rã khoảng cách chi tiêu giữa các nhóm hộ

Kết quả phân rã mô hình OB ở Bảng 3 cho thấy, khoảng cách chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp mang dấu âm do chi tiêu của hộ nông nghiệp cao hơn hộ phi nông nghiệp. Tuy nhiên các khoảng chênh lệch tại giá trị trung bình và các phân vị được lựa chọn đều không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy không có nhiều sự bất bình đẳng trong chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp ở nông thôn Đồng bằng sông Cửu Long vào năm 2016.

Khi xét mô hình OB của bốn loại chi tiêu chính của hộ gia đình, chỉ có chi tiêu cho lương thực, thực phẩm và chi tiêu cho nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền có sự khác biệt có ý nghĩa thống

kê giữa hai nhóm hộ. Kết quả từ Bảng 4 cho thấy, khoảng cách trong chi tiêu lương thực, thực phẩm giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp chỉ có ý nghĩa thống kê ở phân vị bậc 10. Dấu âm của khoảng cách dự báo chứng tỏ những hộ nông nghiệp nghèo có xu hướng chi tiêu cho hàng ăn uống nhiều hơn những hộ phi nông nghiệp nghèo. Còn chi tiêu cho nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê giữa hai nhóm hộ gia đình ở phân vị cao (bậc 75 và bậc 90). Đối với những hộ giàu có, hộ phi nông nghiệp sẽ dành nhiều tiền để chi cho các khoản chi phí sinh hoạt như tiền nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền hơn là hộ nông nghiệp.

Khoảng cách chi tiêu giữa hai nhóm hộ chủ yếu xuất phát từ hiệu ứng hệ số (Bảng 4), tức là tác động biên của các yếu tố được quan sát đã gây ra chênh lệch chi tiêu lương thực, thực phẩm và chi cho nhà ở, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền giữa hai nhóm hộ. Đối với khoảng cách chi tiêu cho lương thực, thực phẩm, hiệu ứng hệ số chủ yếu được đóng góp bởi biến quy mô hộ và thu nhập từ hoạt động kinh tế. Trong đó, sự khác biệt trong tác động biên của biến quy mô hộ sẽ làm mở rộng khoảng cách chi tiêu bình quân đầu người giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp. Ngược lại, tác động biên của thu nhập từ hoạt động kinh tế sẽ góp phần thu hẹp khoảng cách chi tiêu giữa hai nhóm hộ một cách đáng kể. Đối với khoảng cách trong chi tiêu nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền, khác biệt tác động biên của thu nhập từ hoạt động kinh tế lại góp phần làm mở rộng khoảng cách chi tiêu giữa hai nhóm hộ ở cả phân vị bậc 75 và 90. Ngoài ra, ở phân vị bậc 90 của chi tiêu cho nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền có

Bảng 4: Kết quả mô hình phân rã OB “chi tiết” của các loại chỉ tiêu thành phần

	Lương thực, thực phẩm		Nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền			
	Q10		Q75		Q90	
	Giá trị ước lượng	Sai số chuẩn	Giá trị ước lượng	Sai số chuẩn	Giá trị ước lượng	Sai số chuẩn
Khoảng cách dự báo	-0,119**	0,048	0,276**	0,109	0,389**	0,192
Hiệu ứng đặc tính	0,036	0,031	-0,026	0,065	-0,133	0,152
Tuoi	0,000	0,031	-0,014	0,053	-0,138	0,106
DanToc	0,001	0,006	-0,001	0,010	-0,013	0,022
HocVan	0,008	0,018	0,023	0,037	-0,026	0,070
QuyMoHo	-0,001	0,018	-0,044	0,043	-0,162*	0,088
TyLe15	-0,020	0,016	-0,048	0,032	0,004	0,053
TyLe65	0,014	0,019	0,040	0,037	0,137**	0,059
BieuTangTN	0,000	0,005	-0,010	0,015	-0,006	0,029
BieuTangNN	0,000	0,005	0,000	0,015	0,000	0,029
ThuNhap	0,034	0,020	0,028	0,056	0,071	0,145
Hiệu ứng hệ số	-0,155***	0,049	0,302**	0,121	0,522**	0,219
Tuoi	0,075	0,282	-0,744	0,551	-2,279**	0,931
DanToc	-0,011	0,020	0,003	0,035	0,037	0,058
HocVan	0,058	0,112	0,139	0,253	0,290	0,438
QuyMoHo	-0,257*	0,152	0,459	0,371	1,507**	0,641
TyLe15	0,075	0,077	0,220	0,154	-0,086	0,269
TyLe65	0,014	0,019	0,035	0,042	0,182***	0,061
BieuTangTN	0,065	0,073	0,041	0,182	0,135	0,322
BieuTangNN	-0,002	0,013	0,019	0,029	-0,007	0,060
ThuNhap	1,818**	0,748	6,700***	1,558	5,301*	2,934
Hằng số	-1,990**	0,845	-6,570***	1,730	-4,558	3,149

Ghi chú: Sai số chuẩn trình bày trong dấu ngoặc được tính bằng phương pháp Bootstrap lặp lại 500 lần.

***, **, * tương ứng với ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tác giả tính toán từ VHLSS 2016.

thêm sự ảnh hưởng từ tác động biên của biến tuổi, quy mô hộ và tỷ lệ người già trong hộ. Trong đó, chỉ có sự khác biệt trong tác động biên của tuổi chủ hộ làm giảm khoảng cách chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp.

Dựa vào kết quả nghiên cứu, những ngụ ý chính sách có thể được rút ra để giảm bất bình đẳng trong chi tiêu giữa các nhóm hộ như sau. Những hộ tham gia phi nông nghiệp có ít đất sản xuất nên thúc đẩy các thành viên tham gia các hoạt động phi nông nghiệp một cách bức thiết mà ít có sự lựa chọn trong các phương án sử dụng nguồn lực của hộ một cách hiệu quả. Vì thế, địa phương cần mở những lớp đào tạo nghề, nâng cao trình độ chuyên môn kỹ thuật cho những người lao động phi nông nghiệp để cải thiện

hiệu quả hoạt động phi nông nghiệp. Bên cạnh đó, cần có những chính sách hỗ trợ việc làm, tạo điều kiện cho người lao động tham gia làm việc tại các cơ sở, nhà máy, xí nghiệp để ổn định thu nhập, cải thiện đời sống. Xét về mặt kinh tế, chi tiêu bình quân đầu người của hộ nông nghiệp tuy cao hơn hộ phi nông nghiệp nhưng thu nhập bình quân của họ lại thấp hơn hộ phi nông nghiệp. Như vậy, để cải thiện thu nhập cho các hộ nông nghiệp, các địa phương cũng cần tăng cường công tác khuyến nông, hỗ trợ phát triển nông nghiệp từ đầu vào đến đầu ra, lựa chọn chính sách chuyển đổi cây trồng thích hợp giúp tăng lợi nhuận từ nông nghiệp.

4. Kết luận

Bài viết sử dụng số liệu VHLSS 2016 để phân

tích bất bình đẳng trên toàn bộ phân phối chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và phi nông nghiệp ở nông thôn Đồng bằng sông Cửu Long bằng phương pháp phân rã OB kết hợp UQR. Kết quả cho thấy không có sự chênh lệch có ý nghĩa thống kê trong chi tiêu bình quân đầu người giữa hộ nông nghiệp và hộ phi nông nghiệp thuộc địa bàn nghiên cứu. Khi phân rã các loại chi tiêu thành phần của tổng chi tiêu, chỉ có khoảng cách chi tiêu cho lương thực, thực phẩm ở phân vị bậc 10 và khoảng cách chi tiêu cho nhà, điện, nước, rác thải, đồ dùng lâu bền ở phân vị bậc 75 và 90 có ý nghĩa thống kê. Khoảng cách trong hai loại chi tiêu này chủ yếu được giải thích bởi sự khác biệt trong tác động biên của các biến giải thích do

hiệu ứng hệ số chiếm phần lớn khoảng cách dự báo. Trong đó, tác động biên của thu nhập từ hoạt động kinh tế đóng góp vào khoảng cách chi tiêu giữa hai nhóm hộ nhiều nhất trong tất cả các yếu tố có ảnh hưởng về mặt thống kê.

Để củng cố thêm các bằng chứng thực nghiệm về sự bất bình đẳng giữa các nông hộ trong vùng, cần thực hiện thêm các nghiên cứu sử dụng số liệu của nhiều năm giúp có cái nhìn tổng quát và chính xác hơn về bất bình đẳng chi tiêu giữa hộ nông nghiệp và phi nông nghiệp ở nông thôn Đồng bằng sông Cửu Long. Cũng như cần nghiên cứu thêm tại các vùng khác để xem có sự khác biệt với vùng Đồng bằng sông Cửu Long hay không.

Ghi chú:

1. Mô hình phân rã OB có nhiều dạng biến thể khác nhau được trình bày trong tài liệu của Jann (2008) và Fortin & cộng sự (2011). Việc sử dụng một phiên bản nào đó bất kỳ cũng không ảnh hưởng đến kết quả ước lượng.
2. Theo Firpo & cộng sự (2009), “phân vị vô điều kiện” là phân vị thuộc phân phối biên của biến kết quả. Tuy nhiên, dùng từ “biên” thay vì “vô điều kiện” sẽ gây nhầm lẫn vì từ “biên” thường được dùng để chỉ lượng thay đổi của biến kết quả khi biến giải thích thay đổi 1 đơn vị.
3. Việc ước lượng mô hình UQR được trình bày chi tiết trong tài liệu của Firpo & cộng sự (2009).
4. Tổng chi tiêu của hộ bao gồm: chi cho lương thực, thực phẩm (chi tiêu cho ăn, uống thường xuyên và trong các dịp lễ, Tết); chi cho hàng không phải lương thực, thực phẩm; chi cho nhà ở, điện, nước, rác thải và trị giá đồ dùng lâu bền được mua, nhận, tự làm trong năm; chi cho y tế, giáo dục.

Tài liệu tham khảo:

- Agyire-Tettey, F., Ackah, C.G., & Asuman, D. (2018), ‘An unconditional quantile regression based decomposition of spatial welfare inequalities in Ghana’, *The Journal of Development Studies*, 54(3), 537-556.
- Blinder, A.S. (1973), ‘Wage discrimination: reduced form and structural estimates’, *Journal of Human resources*, 436-455.
- Bùi Minh, Bé Quỳnh Nga & Đặng Thị Việt Phương (2012), ‘Ruộng đất, nông dân và mấy vấn đề phát triển nông thôn’, *Xã hội học*, 3(119), 26-34.
- Chang, H.H. (2012), ‘Consumption inequality between farm and nonfarm households in Taiwan: a decomposition analysis of differences in distribution’, *Agricultural Economics*, 43(5), 487-498.
- Deaton, A. (1997), *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*, The World Bank, last retrieved on January 29th 2019, from <<http://documents.worldbank.org/curated/en/593871468777303124/pdf/multi-page.pdf>>.
- Ellis, F. (2000), ‘The determinants of rural livelihood diversification in developing countries’, *Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 289-302.
- Fang, Z. & Sakellariou, C. (2013), ‘Evolution of Urban-rural Living Standards Inequality in T hailand: 1990-2006’, *Asian Economic Journal*, 27(3), 285-306.
- Firpo, S., Fortin, N. & Lemieux, T. (2007), ‘Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions, Unpublished Manuscript, University of British Columbia, last retrieved on December 12th 2018, from <<https://www.economics.uci.edu/files/docs/micro/f07/lemieux.pdf>>.

- Firpo, S., Fortin, N. & Lemieux, T. (2009), 'Unconditional quantile regressions', *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Firpo, S., Fortin, N. & Lemieux, T. (2018), 'Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions', *Econometrics*, 6(2), 28.
- Fortin, N., Lemieux, T. & Firpo, S. (2011), 'Decomposition methods in economics'. In *Handbook of labor economics*, Elsevier, Amsterdam, Vol. 4, pp. 1-102.
- Hampel, F.R. (1974), 'The influence curve and its role in robust estimation', *Journal of the American Statistical Association*, 69(346), 383-393.
- Jann, B. (2008), 'The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models', *The Stata Journal*, 8(4), 453-479.
- Katchova, A.L. (2008), 'A comparison of the economic well-being of farm and nonfarm households', *American Journal of Agricultural Economics*, 90(3), 733-747.
- Lee, F.Y. & Phillips, K.E. (1971), 'Differences in consumption patterns of farm and nonfarm households in the United States', *American Journal of Agricultural Economics*, 53(4), 573-582.
- Liu, A.Y. (2001), 'Markets, inequality and poverty in Vietnam', *Asian Economic Journal*, 15(2), 217-235.
- Oaxaca, R. (1973), 'Male-female wage differentials in urban labor markets', *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- Oxfam (2017), 'Thu hẹp khoảng cách - Cùng giảm bất bình đẳng ở Việt Nam', *Hội thảo: Thu hẹp khoảng cách*, Oxfam, Hà Nội, ngày 12 tháng 01 năm 2017, truy cập lần cuối ngày 25 tháng 02 năm 2019, từ <https://www.oxfam.org/sites/www.oxfam.org/files/file_attachments/bp-vietnam-inequality-120117-vn.pdf>.
- Tarp, F. (Ed.), (2017), *Growth, Structural Transformation, and Rural Change in Viet Nam: A Rising Dragon on the Move*, Oxford University Press, Oxford.
- Thu Le, H. & Booth, A. L. (2014), 'Inequality in Vietnamese urban-rural living standards, 1993-2006', *Review of Income and Wealth*, 60(4), 862-886.
- Tổng Cục Thống kê (2018), *Số liệu thống kê - Y tế, văn hóa và đời sống*, truy cập lần cuối ngày 20 tháng 1 năm 2019, từ <<http://www.gso.gov.vn/default.aspx?tabid=723>>.