
THU NHẬP PHI NÔNG NGHIỆP CỦA HỘ DÂN CƯ VÙNG ĐỒNG BẰNG SÔNG CỬU LONG

Nguyễn Tuấn Kiệt

Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

Email: ntkiet@ctu.edu.vn

Trịnh Công Đức

Tư vấn độc lập

Email: trinhcongduc2011@gmail.com

Từ Minh Lý

Trường Đại học Cần Thơ

Email: minhlytu37@gmail.com

Mã bài: JED - 280920

Ngày nhận: 28/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 19/11/2020

Ngày duyệt đăng: 05/10/2021

Tóm tắt

Mục tiêu của bài viết là cung cấp bằng chứng thực nghiệm về các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ dân cư ở đồng bằng sông Cửu Long trong giai đoạn 2012 đến 2016. Bài viết sử dụng số liệu khảo sát mức sống hộ dân cư gồm 5.715 quan sát. Kết quả phân tích cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp, tỷ lệ thu nhập tự kinh doanh, tỷ lệ thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp biến động tăng trong giai đoạn 2012-2016. Ước lượng Tobit cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tương quan cùng chiều với tổng thu nhập. Đồng thời nhân tố tuổi, nam giới, diện tích đất, số rủi ro, tiền trợ cấp tác động làm giảm tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp nhưng trình độ và số thành viên tác động làm tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Kết quả này có ý nghĩa quan trọng cho các địa phương xây dựng chiến lược nâng cao thu nhập theo hướng gia tăng kinh tế phi nông nghiệp ở cấp độ hộ.

Từ khóa: Hộ, thu nhập, đồng bằng sông Cửu Long, phi nông nghiệp, Tobit.

Mã JEL: D13, R20.

The non-farm income of households in the Mekong Delta

Abstract:

The paper is to provide empirical evidence on factors influencing non-farm income rates of the households in the Mekong Delta from 2012 to 2016. The data from the Vietnam Household Living Standards Survey is used and includes 5,715 observations. The analytical results show that the rates of non-farm aggregated income, self-employment income, and non-farm wage increased in the period 2012-2016. The Tobit estimation shows that the rate of non-farm income is positively correlated with aggregate income. Simultaneously, factors of age, male, land area, some risks, and remittance-receiving reduce the rate of non-farm income, while education and household size increase the rate of non-farm income. The results provide important implications for local authorities to develop the strategies of households' non-farm income increase.

Keywords: Household, income, Mekong Delta, non-farm, Tobit.

JEL codes: D13; R20.

1. Giới thiệu

Nguồn thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp có vai trò quan trọng giúp gia tăng tổng thu nhập của hộ (De Janvry & Sadoulet, 2001). Đã có nhiều bằng chứng cho thấy tại các nước đang phát triển, các hộ ở nông thôn có tỷ lệ và nguồn thu nhập từ phi nông nghiệp tăng lên đáng kể (Senadza, 2012). Các hoạt động phi nông nghiệp cũng được xem như một chiến lược thoát nghèo bền vững thông qua giảm áp lực đối với nhu cầu đất đai và phá vỡ vòng luẩn quẩn của “Nghèo - Thiếu đất canh tác - Suy thoái sinh thái - Nghèo” (Luo

& Zhu, 2006). Reardon & cộng sự (1998) cho thấy tỷ trọng thu nhập phi nông nghiệp trung bình khoảng 42% ở Châu Phi, 32% ở Châu Á và 40% ở Mỹ La-tinh từ 1970 đến 1990. Haggblade & cộng sự (2005) cho thấy ở các quốc gia đang phát triển thì thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp chiếm 30-45% trong tổng thu nhập của hộ. Thu nhập từ các nguồn phi nông nghiệp có xu hướng tăng về tỷ trọng trong tổng thu nhập của các hộ nông thôn (Imai & cộng sự, 2015). Điều này cho thấy các hộ ở nông thôn không nắm giữ tất cả tài sản của hộ dưới dạng một tài sản duy nhất mà họ cũng không triển khai các nguồn lực con người, vật chất, tài chính,... trong một hoạt động tạo thu nhập (Senadza, 2012). Đa dạng hóa nguồn thu nhập như là một lựa chọn an toàn đối với người nghèo và khả năng tích lũy đối với người giàu ở nông thôn (Ellis, 2000). Do vậy đối với nhiều hộ ở nông thôn thì đa dạng hóa là một tiêu chuẩn sinh kế (Barrett & Reardon, 2000).

Trong các tài liệu thực nghiệm đã cung cấp nhiều bằng chứng về các nhân tố ảnh hưởng đến đa dạng hóa thu nhập và hoạt động tạo thu nhập phi nông nghiệp của hộ (Barrett & cộng sự, 2001; Corral & Reardon, 2001; Escobal, 2001; Lanjouw & cộng sự, 2007; Lemi, 2009; Senadza, 2012; Imai & cộng sự, 2015; Pastusiak & cộng sự, 2017; Al-Amina & Hossain, 2019; Mukherjee & Kar, 2020). Việt Nam và đồng bằng sông Cửu Long, nhiều bằng chứng cho thấy thu nhập phi nông nghiệp tác động tích cực đến thu nhập của hộ (Mai Văn Nam, 2008; Đoàn Thị Cẩm Vân & cộng sự, 2010). Nhiều tài liệu cũng cho thấy các nhân tố đặc điểm kinh tế - xã hội và nhân khẩu học của hộ có ảnh hưởng đến mức độ tham gia đa dạng hóa thu nhập (Trần Tiến Khai & Nguyễn Ngọc Danh, 2014; Ong & cộng sự, 2015; Hứa Thị Phương Chi & Nguyễn Minh Đức, 2016; Khúc Văn Quý & cộng sự, 2016; Ho & Ha, 2017). Tuy nhiên, các nghiên cứu này chỉ giải thích chung theo chỉ số đa dạng hóa mà chưa đề cập đến các nhân tố tác động đến việc gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Hơn nữa, các kết quả trên cũng chưa phân biệt rõ thu nhập phi nông nghiệp tự kinh doanh và thu thập từ việc làm phi nông nghiệp. Thêm vào đó, các kết quả cũng bị giới hạn bởi phạm vi không gian và thời gian của dữ liệu nên mức độ đại diện của thông tin chưa cao.

Do đó, bài viết này sẽ có đóng góp mới với bằng chứng thực nghiệm về các nhân tố ảnh hưởng đến gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và tương quan giữa tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và tổng thu nhập ở cấp độ hộ. Bài viết kiểm chứng cho trường hợp đồng bằng sông Cửu Long, vùng nông nghiệp lớn của cả nước, sử dụng dữ liệu bảng khảo sát mức sống hộ dân cư¹ của Tổng cục Thống kê các năm 2012, 2014, 2016. Kết quả ước lượng Tobit cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và tổng thu nhập tương quan cùng chiều; tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp, tỷ lệ thu nhập tự kinh doanh, tỷ lệ thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp biến động tăng trong giai đoạn 2012-2016; những hộ gặp nhiều rủi ro, thì tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp giảm đáng kể; tiền trợ cấp cũng tác động làm giảm tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Ngoài ra, các nhân tố nhân kinh tế xã hội cũng có tác động đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Kết quả này có ý nghĩa quan trọng trong chiến lược nâng cao thu nhập theo hướng gia tăng kinh tế phi nông nghiệp ở cấp độ hộ. Phần còn lại, bài viết cấu trúc thành 4 phần: phần 2 khung lý thuyết, phần 3 phương pháp nghiên cứu, phần 4 kết quả nghiên cứu và phần 5 kết luận.

2. Khung lý thuyết về các nhân tố ảnh hưởng đến thu nhập phi nông nghiệp

Các nhân tố ảnh hưởng đến thu nhập phi nông nghiệp và quyết định tham gia hoạt động phi nông nghiệp ở cấp độ hộ đã được cung cấp trong các tài liệu thực nghiệm đa dạng sinh kế. Các nhân tố này được phân loại thành: tài sản của hộ (con người, vật chất, xã hội, số lượng và chất lượng của mỗi tài sản), cơ sở hạ tầng và lợi thế vị trí (khả năng tiếp cận hàng hóa và dịch vụ công cộng), điều kiện khí hậu (lượng mưa, nhiệt độ, độ cao), giá cả và rủi ro liên quan (Ellis, 2000; Senadza, 2012). Theo khung lý thuyết sinh kế bền vững, các nguồn vốn của hộ (con người, tự nhiên, tài chính, xã hội, vật chất) và các cú sốc ảnh hưởng rất lớn đến chiến lược sinh kế của hộ (Chương trình Phát triển Liên Hiệp Quốc - UNDP, 2017). Escobal (2001) cho rằng việc sở hữu các tài sản cụ thể (kỹ năng công việc, tự kinh doanh, trình độ học vấn) sẽ quyết định việc hộ tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp. Trong đó, sở hữu đất là một nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến cả động lực và năng lực thực hiện hoạt động phi nông nghiệp (Reardon & cộng sự, 2006). Bằng chứng cho thấy đất đai của hộ tương quan nghịch với thu nhập từ tiền lương phi nông nghiệp (De Janvry & Sadoulet, 2001; Escobal, 2001; Barrett & Reardon, 2000; Mukherjee & Kar, 2020).

Bên cạnh đó, trình độ học vấn cũng là một nhân tố quan trọng để hộ nắm bắt cơ hội tiềm năng tham gia vào các hoạt động phi nông nghiệp mang lại lợi nhuận cao hơn (Reardon & cộng sự, 2006; Senadza, 2012; Mukherjee & Kar, 2020). Barrett & cộng sự (2001) cho rằng hộ có trình độ và kỹ năng kém sẽ bị phân biệt đối xử trong thị trường lao động, họ phụ thuộc nhiều hơn vào sự biến động của nguồn cung lao động phổ

thông và thường được trả lương thấp hơn. Ali & Peerlings (2012) và Al-Amina & Hossain (2019) cho thấy có sự khác về thu nhập phi nông nghiệp theo độ tuổi và giới tính. Một tổng hợp của Pastusiak & cộng sự (2017) đã chỉ ra những nhân tố ảnh hưởng đến thu nhập phi nông nghiệp là đặc điểm nhân khẩu học - xã hội của hộ, chính sách nông nghiệp, môi trường sinh sống, sự phát triển kinh tế địa phương. Ngoài ra, thu nhập từ trợ cấp của lao động di cư cũng tác động đến việc phân bổ lại lao động nông nghiệp của hộ sang các hoạt động tạo thu nhập phi nông nghiệp (Al-Amina & Hossain, 2019; Nguyen & cộng sự, 2019).

Các bằng chứng cho thấy rằng mức độ tác động của các nhân tố này đến sự tham gia và thu nhập từ phi nông nghiệp của hộ vẫn còn chưa đồng nhất. Tuy nhiên, các nhân tố được xác định trong các tài liệu trước là cơ sở thực nghiệm quan trọng để bài viết nghiên cứu kiểm chứng lặp lại trong bối cảnh mới tại đồng bằng sông Cửu Long.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn số liệu sử dụng

Bài viết sử dụng số liệu Khảo sát mức sống hộ dân cư Việt Nam các năm 2012, 2014, 2016 do Tổng cục Thống kê thực hiện, số liệu mang tính đại diện với độ tin cậy cao. Dữ liệu nghiên cứu được trích lọc từ 13 tỉnh thành ở đồng bằng sông Cửu Long với 5.715 quan sát. Thông tin trích lọc phục vụ trong nghiên cứu gồm: tuổi, học vấn, giới tính chủ hộ, dân tộc, số thành viên, thành thị – nông thôn, tín dụng, hộ nghèo, diện tích đất sản xuất, khoản trợ cấp trong và ngoài nước, số rủi ro hàng năm, thu nhập và thu nhập phi nông nghiệp.

3.2. Mô hình định lượng

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Tobit, mô hình đưa ra các giả thuyết về sự tồn tại của các biến tiềm ẩn (không quan sát được) là hàm tuyến tính của các biến độc lập khi biến phụ thuộc bị kiểm duyệt, được giới

Bảng 1: Định nghĩa và dấu kỳ vọng các biến trong mô hình định lượng

Tên biến	Diễn giải	Dấu
Biến giải thích		
Tuổi	Tuổi của chủ hộ (Năm)	-
Giới tính	Giới tính chủ hộ: Nam = 1; Nữ = 0	-
Dân tộc	Hộ dân tộc: Dân tộc kinh = 1; Dân tộc khác = 0	+
Khu vực	Khu vực sinh sống: Thành thị = 1; Nông thôn = 0	+
Học vấn	Số năm đi học của chủ hộ (Năm)	+
Hộ nghèo	Hộ nghèo = 1; Khác = 0	-
Tiếp cận tín dụng	Có vay vốn = 1; Không vay vốn = 0	+
Số thành viên	Tổng số thành viên trong hộ (Người/hộ)	+
Diện tích đất	Diện tích đất sản xuất nông nghiệp của hộ (m ²)	-
Diện tích đất *Hộ nghèo	Diện tích đất sản xuất nông nghiệp của hộ*Hộ nghèo (m ²)	-
Số rủi ro	Số rủi ro của hộ gặp phải (Lần/năm)	-
Trợ cấp trong nước	Nhận tiền trợ cấp từ người thân ở trong nước (nghìn đồng/năm)	+
Trợ cấp ngoài nước	Nhận tiền trợ cấp từ người thân ở nước ngoài (nghìn đồng/năm)	+
Năm 2014	Năm 2014 = 1; Năm khác = 0	+
Năm 2016	Năm 2016 = 1; Năm khác = 0	+
Biến phụ thuộc		
Tỷ lệ tổng thu nhập phi nông nghiệp	Phần trăm thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp của hộ trong tổng thu nhập (Thu nhập phi nông nghiệp/Tổng thu nhập) (%)	
Tỷ lệ thu nhập tự kinh doanh	Phần trăm thu nhập phi nông nghiệp tự kinh doanh trong tổng thu nhập (Thu nhập phi nông nghiệp tự kinh doanh/Tổng thu nhập) (%)	
Tỷ lệ thu nhập tiền lương phi nông nghiệp	Phần trăm thu nhập phi nông nghiệp từ tiền lương phi nông nghiệp trong tổng thu nhập (Thu nhập từ lương phi nông nghiệp/Tổng thu nhập)(%)	

Nguồn: Nhóm nghiên cứu đề xuất.

hạn trong khoảng (0;1) (Greene, 2003). Về thực nghiệm De Janvry & Sadoulet (2001) và Senadza (2012) cũng sử dụng Tobit để kiểm chứng. Do đó, mô hình hồi quy Tobit cho dữ liệu bảng, được sử dụng cho phân tích, có dạng sau:

$$y_{it} = \beta_j X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{với} \quad y_{it} = \begin{cases} y_{it} \leq y_{it}^o \\ y_{it} = y_{it}^o \\ y_{it} > y_{it}^o \end{cases} \quad (2)$$

- Trong đó, y_{it} là biến phụ thuộc ẩn nên y_{it}^o đại diện cho quan sát ẩn của y_{it} ; nếu kiểm duyệt trái thì $y_{it} \leq y_{it}^o$; nếu kiểm duyệt phải thì $y_{it} \geq y_{it}^o$; nếu không kiểm duyệt khi $y_{it} = y_{it}^o$; β_j là vector hệ số hồi quy của mô hình; X_{it} là vector các biến độc lập (đặc điểm nhân khẩu học và kinh tế xã hội của hộ); $i = 1, \dots, n$ là số quan sát (hộ) và $t = 1, \dots, T_t$ là thời gian. Hiệu ứng ngẫu nhiên là v_i khi và chỉ khi $N(0, \sigma_v^2)$ và ε_{it} độc lập với v_i khi và chỉ khi $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Bảng 1 trình bày các biến trong mô hình định lượng được xây dựng dựa vào cơ sở thực nghiệm. Phương trình (1) được ước lượng bằng phương pháp hiệu ứng ngẫu nhiên (Skrondal & Rabe-Hesketh, 2004).

- Đo lường biến phụ thuộc: Tỷ lệ tổng thu nhập phi nông nghiệp được xác định trong nghiên cứu là thu nhập từ hoạt động tự kinh doanh và thu nhập từ tiền lương của việc làm công, làm thuê trong lĩnh vực phi nông nghiệp của hộ. Do đó, nếu hộ không tham gia bất kỳ vào một trong hai hoạt động trên thì tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của quan sát đó được kiểm duyệt ở mức 0 và nếu hộ có tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp từ lớn hơn 0 đến 1, tức là hộ có ít nhất một nguồn thu nhập từ tham gia hoạt động phi nông nghiệp (Senadza, 2012). Các biến được sử dụng trong phân tích được định nghĩa và kỳ vọng về dấu như trong Bảng 1.

Bảng 2: Thống kê mô tả biến định lượng

Tên biến	Giá trị	Tổng (N)	Tham gia phi nông nghiệp		Chênh lệch [1] - [2]
			Có [1]	Không [2]	
Độ tuổi (năm)	Trung bình	51,84	50,00	54,00	-4***
	Độ lệch chuẩn	13,56	12,65	14,45	
Học vấn (năm)	Trung bình	5,78	6,10	5,37	0,73***
	Độ lệch chuẩn	3,65	3,63	3,65	
Diện tích đất (m ²)	Trung bình	6.578	4.498	9.297	-4.799***
	Độ lệch chuẩn	12.430	9.264	15.209	
Số thành viên (người/hộ)	Trung bình	4,00	4,00	3,56	0,44***
	Độ lệch chuẩn	1,56	1,54	1,54	
Số rủi ro (lần/năm)	Trung bình	0,67	0,60	0,76	-0,16***
	Độ lệch chuẩn	1,19	1,14	1,24	
Trợ cấp trong nước (nghìn/năm)	Trung bình	6.076	5.098	7.353	-2.255***
	Độ lệch chuẩn	12.698	11.645	13.853	
Trợ cấp ngoài nước (nghìn/năm)	Trung bình	3.090	3.706	2.285	1.421**
	Độ lệch chuẩn	24.261	28.078	18.069	
Tổng quan sát	Số quan sát	5.715	3.238	2.477	-

Ghi chú: Kiểm định t-test *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%.

Nguồn: Kết quả tính toán từ Bộ dữ liệu Điều tra mức sống dân cư (VHLSS) 2012, 2014, 2016.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

Số liệu Bảng 2 trình bày kết quả phân tích thống kê và kiểm định t-test các biến định lượng trong mô hình nghiên cứu. Kiểm định t-test cho thấy có sự khác biệt trung bình giữa hai nhóm “tham gia phi nông nghiệp” và “không tham gia phi nông nghiệp”. Về độ tuổi trung bình, tuổi của chủ hộ (50 tuổi) tham gia phi nông nghiệp trẻ hơn tuổi chủ hộ (54 tuổi) không tham gia phi nông nghiệp. Về trình độ học vấn trung bình, chủ hộ tham gia phi nông nghiệp (6,10 năm) có số năm đi học nhiều hơn chủ hộ không tham gia phi nông nghiệp (5,37 năm). Nhưng học vấn trung bình của chủ hộ ở đồng bằng sông Cửu Long tương đối thấp, xấp xỉ lớp 6.

Diện tích đất nông nghiệp trung bình của hộ tham gia phi nông nghiệp là (4.498m²) thấp hơn hộ không tham gia phi nông nghiệp (9.297m²). Điều này cho thấy hộ có ít đất sản xuất thì tham gia phi nông nghiệp nhiều hơn. Theo đó, hộ có nhiều thành viên thì họ cũng tham gia phi nông nghiệp nhiều hơn. Về số rủi ro gặp phải hàng năm (như thiên tai, mất mùa, mất việc, bệnh,...) cũng cho thấy có sự chênh lệch đáng kể giữa hai nhóm. Về nhận trợ cấp từ người thân, trung bình, hộ tham gia phi nông nghiệp nhận tiền trợ cấp từ trong nước thấp hơn hộ không tham gia, trong khi đó hộ tham gia phi nông nghiệp lại nhận tiền trợ cấp từ nước ngoài nhiều hơn hộ không tham gia phi nông nghiệp.

Số liệu Bảng 3 cho thấy hộ sống ở thành thị chiếm 24,51%. Hộ có tiếp cận tín dụng chỉ chiếm 17,83%. Hộ nghèo chiếm tỷ lệ 9,71%. Hộ dân tộc khác kinh chiếm 8% (Hoa, Chăm, Khmer). Giới tính của chủ hộ nam chiếm đa số so với chủ hộ nữ. Các biến này cũng được kiểm soát trong mô hình ước lượng. Tương tự như trong tài liệu của De Janvry & Sadoulet (2001) cho thấy rằng giới tính, dân tộc, khu vực sinh sống và tiếp cận nguồn vốn chính thức có vai trò quan trọng góp phần để làm gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ.

Bảng 3: Tính toán thống kê mô tả biến định danh

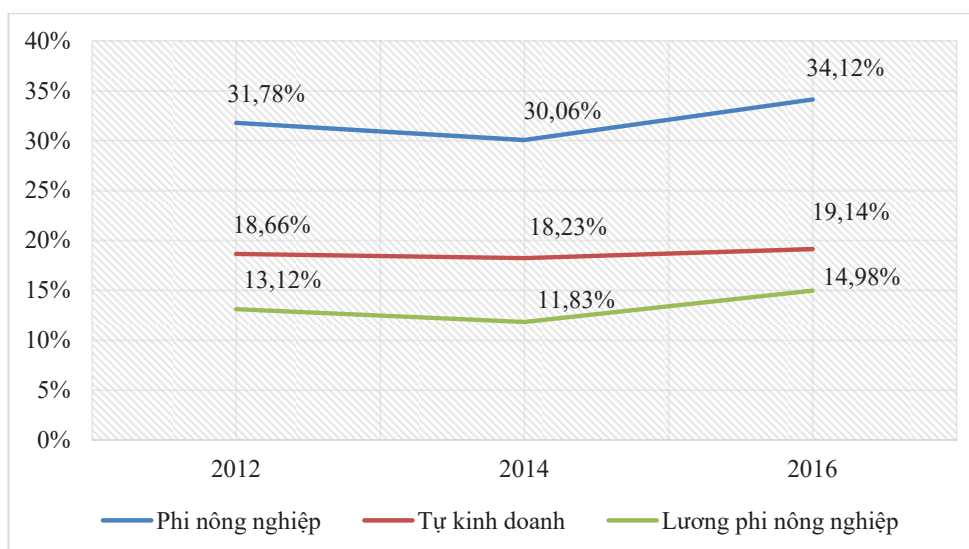
Tên biến	Tần số	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	4.115 72,00
	Nữ	1.600 28,00
Dân tộc	Kinh	5.258 92,00
	Khác	457 8,00
Khu vực	Thành thị	1.401 24,51
	Nông thôn	4.314 75,49
Tín dụng	Có vay vốn	1.019 17,83
	Không vay vốn	4.696 82,17
Hộ nghèo	Hộ nghèo	555 9,71
	Không nghèo	5.160 90,29

Nguồn: Kết quả tính toán từ Bộ dữ liệu Điều tra mức sống dân cư (VHLSS) 2012, 2014, 2016.

4.2. Sự thay đổi của nguồn thu nhập phi nông nghiệp qua các năm

Biểu đồ Hình 1 cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp có sự thay đổi theo xu hướng tăng theo thời gian. Năm 2012, tỷ lệ thu nhập tổng từ phi nông nghiệp chiếm 31,78% trong tổng thu nhập, sang năm 2014 giảm nhẹ (chiếm 30,06%), sang năm 2016 tăng mạnh trở lại, chiếm 34,12% trong tổng thu nhập của hộ. Trong tổng số phần trăm thu nhập từ phi nông nghiệp của hộ cho thấy hoạt động tự kinh doanh phi nông nghiệp

Hình 1: Sự thay đổi của nguồn thu nhập phi nông nghiệp qua các năm



Nguồn: Kết quả tính toán từ VHLSS 2012, 2014, 2016.

có xu hướng đóng góp nhiều hơn đóng góp từ việc làm phi nông nghiệp. Nhìn chung, so sánh tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp năm 2012 với năm 2016 thì cả hai nguồn thu nhập biến động tăng. Điều này cho thấy tầm quan trọng ngày càng tăng của nguồn thu nhập phi nông nghiệp và sự phù hợp với chuyển dịch cơ cấu kinh tế của vùng đồng bằng sông Cửu Long.

4.3. Các nhân tố tác động đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp

Số liệu Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng Tobit các nhân tố tác động đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ ở đồng bằng sông Cửu Long. Trong đó, mô hình (1) là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp, mô hình (2) là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tự kinh doanh, mô hình (3) là tỷ lệ thu nhập từ tiền lương phi nông nghiệp. Các kết quả ước lượng đều có ý nghĩa thống kê ($p = 0,000$). Các kết quả được giải thích như sau:

Nhân tố nguồn vốn con người của hộ: Tuổi và Giới tính của chủ hộ tương quan nghịch với biến phụ thuộc trong cả ba mô hình (1) (2) (3). Điều này cho thấy chủ hộ càng lớn tuổi thì khả năng tham gia vào phi nông nghiệp càng giảm. Tuổi tác cao có thể mong muốn mức an toàn cao hơn nên họ ngại mạo hiểm để gia tăng thu nhập phi nông nghiệp. Kết quả này tương tự với Senadza (2012), Weldegebriel & cộng sự (2015). Pham & cộng sự (2010) và Al-Amina & Hossain (2019) cũng cho thấy phụ nữ tham gia phi nông nghiệp nhiều hơn nam giới, đặc biệt là tự làm kinh doanh. Phụ nữ ngày nay giữ vai trò quan trọng trong phát triển kinh tế hộ, họ được trao quyền về kinh tế nhiều hơn trong xã hội. Các chính sách hỗ trợ cho phụ nữ đang được mở rộng như hỗ trợ lao động nữ khởi nghiệp, xây dựng phát triển làng nghề, phát triển du lịch sinh thái,... Đồng bằng sông Cửu Long là khu vực có lợi thế nông nghiệp và nhiều làng nghề truyền thống nên điều này cũng tạo cơ hội cho phụ nữ tham gia vào hoạt động phân phối đầu vào – đầu ra nông nghiệp, và phát triển làng nghề.

Về Trình độ học vấn của chủ hộ, mô hình (1) và (2) tác động tích cực đến biến phụ thuộc nhưng mô hình (3) tác động tiêu cực đến biến phụ thuộc. Điều này cho thấy học vấn tạo ra ảnh hưởng quan trọng đến tăng thu nhập phi nông nghiệp (Reardon, 2000), học vấn cao hơn sẽ giúp chủ hộ có cơ hội tiếp cận và nắm bắt tốt hơn các hoạt động phi nông nghiệp có lợi nhuận cao (Reardon & cộng sự, 2006; De Janvry & Sadoulet, 2001; Hứa Thị Phương Chi & Nguyễn Minh Đức, 2016). Tuy nhiên, học vấn của chủ hộ cao hơn sẽ làm giảm tỷ lệ thu nhập đối với công việc làm công, làm thuê phi nông nghiệp, điều này có thể do chuyển dịch lao động sang lĩnh vực có thu nhập cao hơn. Về Số thành viên có tác động tích cực đến gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp. Điều này cho thấy khi nguồn lực tự nhiên như đất đai kham hiếm thì hộ nhiều thành viên sẽ dư lao động do vậy một số thành viên của hộ phải tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp để gia tăng nguồn thu nhập của cá nhân cũng như hộ (Ellis, 2000; Escobal, 2001; Senadza, 2012; Weldegebriel & cộng sự, 2015; Ho & Ha, 2017).

Nhân tố nguồn vốn tự nhiên: Diện tích đất tác động tiêu cực với tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Tại đồng bằng sông Cửu Long, nông nghiệp là sinh kế chính của người dân. Do đó, đất đai là tư liệu sản xuất chính, việc thiếu đất sản xuất buộc các hộ phải bù đắp thu nhập từ việc tự kinh doanh hoặc cung ứng sức lao động cho doanh nghiệp. Tuy nhiên, Reardon & cộng sự (2006) cho rằng sở hữu đất được coi là quan trọng trong các hoạt động đa dạng hóa thu nhập vì đất là nguồn tài sản của hộ có khả năng ảnh hưởng đến các ưu đãi, năng lực thực hiện hoạt động phi nông nghiệp. Nhưng trong một số nghiên cứu khác đã chỉ ra việc sở hữu đất có mối quan hệ tiêu cực đến quyết định tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp của hộ (Barrett & Reardon, 2000; Escobal, 2001; Senadza, 2012). Điều này cho thấy hộ sở hữu ít đất đai sẽ tăng khả năng tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp.

Nhân tố nguồn vốn tài chính: Kết quả cho thấy nguồn vốn trợ cấp của người thân chưa mang lại hiệu quả vì thu nhập từ trợ cấp tương quan nghịch với tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp (bao gồm tự kinh doanh và tiền lương từ việc làm phi nông nghiệp). Điều này có thể là các hộ không sử dụng nguồn tiền trợ cấp cho hoạt động gia tăng thu nhập phi nông nghiệp (ví dụ: đầu tư kinh doanh, tìm kiếm cơ hội việc làm, nâng cao chuyên môn) mà có thể các hộ sử dụng tiền trợ cấp này cho hoạt động nông nghiệp hoặc sử dụng cho mục đích gia tăng tiêu dùng. Bằng chứng của Senadza (2012) cũng kết luận tương tự. Nguyen & cộng sự (2019) cho thấy tiền trợ cấp làm tăng năng suất đất đai và đa dạng hóa cây trồng của hộ. Nguyễn Thị Kim Pha (2016) cũng cho thấy tiền trợ cấp từ người thân tác động tích cực đến chi tiêu của hộ nhưng khoản chi tiêu

chủ yếu vẫn phục vụ cho nhu cầu hàng ngày hơn là đầu tư và tích lũy.

Nhân tố nguồn vốn xã hội: Hộ ở thành thị và Hộ dân tộc kinh có lợi thế nhiều hơn để tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp nên họ có tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp cao hơn hộ nông thôn và dân tộc thiểu số (Khmer, Chăm). Thành thị thuận lợi về cơ sở hạ tầng, việc làm phong phú, thị trường trao đổi hàng hóa đa dạng. Trong khi người dân tộc thiểu số thường ít đất (hoặc không có đất), học vấn thấp, và thiếu vốn tài chính. Trần Tiến Khai & Nguyễn Ngọc Danh (2014) cũng cho thấy nhân tố dân tộc và gần chợ có tác động đến đa dạng hóa thu nhập của hộ. Tương tự Hộ nghèo có tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp trung bình thấp hơn hộ giàu vì hộ nghèo thường không có đất sản xuất, họ cũng thiếu kiến thức chuyên môn để tham gia làm việc

Bảng 4: Kết quả ước lượng các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp giai đoạn 2012 - 2016

Biến	Phi nông nghiệp (1)		Tự kinh doanh (2)		Lương phi nông nghiệp (3)	
	Hệ số hồi quy	dy/dx	Hệ số hồi quy	dy/dx	Hệ số hồi quy	dy/dx
Tuổi chủ hộ	-0,005*** (0,001)	-0,001	-0,003*** (0,001)	-0,000	-0,005*** (0,001)	-0,001
Giới tính chủ hộ (Nam)	-0,083*** (0,018)	-0,021	-0,121*** (0,026)	-0,017	-0,019 (0,022)	-0,003
Học vấn chủ hộ	0,006*** (0,002)	0,002	0,026*** (0,003)	0,004	-0,016*** (0,003)	-0,003
Số thành viên	0,062*** (0,005)	0,016	0,042*** (0,007)	0,006	0,082*** (0,006)	0,015
Dân tộc (Kinh)	0,043 (0,029)	0,011	0,089** (0,044)	0,013	-0,035 (0,035)	-0,006
Khu vực (Thành thị)	0,247*** (0,020)	0,066	0,250*** (0,029)	0,038	0,153*** (0,025)	0,029
Diện tích đất	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000
Hộ nghèo	-0,045 (0,029)	-0,011	-0,135*** (0,046)	-0,019	0,004 (0,035)	0,001
Diện tích đất*Hộ nghèo	-0,000 (0,000)	-0,000	-0,000* (0,000)	-0,000	-0,000 (0,000)	-0,000
Số rủi ro	-0,026*** (0,006)	-0,007	-0,034*** (0,010)	-0,005	-0,009 (0,008)	-0,002
Tiếp cận tín dụng	0,017 (0,019)	0,004	0,014 (0,029)	0,002	0,021 (0,025)	0,004
Trợ cấp trong nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000
Trợ cấp ngoài nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	-0,000 (0,000)	-0,000	-0,000*** (0,000)	-0,000
Năm 2014	-0,006 (0,016)	-0,002	-0,003 (0,024)	-0,000	-0,015 (0,021)	-0,003
Năm 2016	0,080*** (0,016)	0,021	0,033 (0,024)	0,005	0,108*** (0,021)	0,021
Hằng số	0,245*** (0,050)	-	-0,362*** (0,076)	-	-0,092 (0,063)	-
/sigma_u	0,256*** (0,010)	-	0,391*** (0,016)	-	0,278*** (0,015)	-
/sigma_e	0,441*** (0,007)	-	0,560*** (0,012)	-	0,485*** (0,011)	-
Log likelihood	-4,096,713	-	-3,856,880	-	-3,250,127	-
Số quan sát	5,715	-	5,715	-	5,715	-

Ghi chú: Phương pháp ước lượng hiệu ứng ngẫu nhiên (Random effects); *, **, *** mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%, tương ứng;

Giá trị sai số chuẩn trong ngoặc đơn.

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu từ VHLSS 2012, 2014, 2016.

các ngành nghề có thu nhập cao cũng như tự kinh doanh như hộ giàu (Barrett & Reardon, 2000). Hơn nữa, khi hộ nghèo có đất sản xuất (Diện tích đất*Hộ nghèo) thì tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp cũng sẽ giảm do họ sẽ ưu tiên theo đuổi hoạt động nông nghiệp hơn là tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp (Senadza, 2012).

Nhân tố các cú sốc (rủi ro): Kết quả cho thấy Số rủi ro tác động làm giảm tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Điều này cho thấy hộ gặp nhiều rủi ro thì hoạt động phi nông nghiệp bị giảm đáng kể. Những rủi ro như thời tiết, thiên tai, bệnh, mất việc, mất đất, ... đã làm cho người dân khó khăn hơn để khôi phục lại cũng như duy trì củng cố, cải thiện năng lực sản xuất, tài sản và các hoạt động của hộ sau những cú sốc. Vì vậy, buộc các hộ lựa chọn tối đa hóa thu nhập dựa trên ràng buộc của nguồn thu nhập hạn chế và đánh đổi để giảm thiểu số rủi ro (Barrett & Reardon, 2000; Barrett & cộng sự, 2001; Janvry & Sadoulet, 1996). Có thể đây là chiến lược ứng phó rủi ro trước những tổn thất trong dòng thu nhập của hộ.

Sự thay đổi tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp theo thời gian: Kết quả cho thấy năm 2016 tỷ lệ thu nhập từ phi nông nghiệp trung bình cao hơn năm 2012, đặc biệt là hoạt động tạo thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp. Nhiều hộ đã lựa chọn gia tăng thu nhập thông qua tham gia làm việc cho các doanh nghiệp tại địa phương hoặc các khu công nghiệp. Có thể thấy rằng việc làm phi nông nghiệp ngày càng có ý nghĩa trong cơ cấu thu nhập của hộ, thu nhập có sự chuyển dịch cơ cấu từ thuần nông nghiệp sang tăng dần tỷ lệ đóng góp của thu nhập từ việc làm phi nông nghiệp trong giai đoạn 2012-2016.

4.4. Môi quan hệ giữa tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và thu nhập

Số liệu Bảng 5 cho biết mối quan hệ giữa tổng thu nhập và tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ. Kết quả ước lượng Tobit trong cả hai mô hình (1) (2) đều cho thấy thu nhập của hộ và tỷ lệ tổng thu nhập phi nông nghiệp tương quan cùng chiều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, mức tác động biên cao nhất so với các biến còn lại. Như vậy, để tăng tổng thu nhập, các hộ có thể tham gia vào hoạt động phi nông nghiệp hoặc sử dụng thu nhập để đầu tư tạo thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp. Điều này cho thấy có sự đóng góp rất lớn vào việc tăng thu nhập của hộ ở đồng bằng sông Cửu Long. Kết quả cũng phù hợp với bằng chứng của Reardon & cộng sự (1992) và Reardon (1997).

Bảng 5: Mối quan hệ giữa tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp và thu nhập

Biến	Hệ số hồi quy (1)	dx/dy	Hệ số hồi quy (2)	dx/dy
Tuổi chủ hộ	-0,005*** (0,001)	-0,001	0,000 (0,001)	0,000
Giới tính chủ hộ (Nam)	-0,093*** (0,017)	-0,025	0,090*** (0,021)	0,000
Dân tộc (Kinh)	0,018 (0,028)	0,005	0,114*** (0,033)	0,000
Khu vực (Thành thị)	0,199*** (0,019)	0,057	0,152*** (0,024)	0,001
Học vấn chủ hộ	-0,003 (0,002)	-0,001	0,044*** (0,003)	0,000
Hộ nghèo	0,052* (0,029)	0,014	-0,541*** (0,034)	-0,002
Tiếp cận tín dụng	0,001 (0,019)	0,003	0,056** (0,023)	0,000
Số thành viên	0,024*** (0,005)	0,006	0,199*** (0,006)	0,001
Diện tích đất	-0,000*** (0,000)	-0,000	0,000*** (0,000)	0,000
Diện tích đất*Hộ nghèo	-0,000 (0,000)	-0,000	0,000 (0,000)	0,000
Số rủi ro	-0,001 (0,006)	-0,000	-0,135*** (0,007)	-0,001
Trợ cấp trong nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	0,000*** (0,000)	0,000
Trợ cấp ngoài nước	-0,000*** (0,000)	-0,000	0,000*** (0,000)	0,000
Năm 2014	-0,043*** (0,016)	-0,012	0,189*** (0,019)	0,001
Năm 2016	0,011 (0,016)	0,003	0,329*** (0,019)	0,001
Tổng thu nhập	0,193*** (0,011)	0,053	-	-
Tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp	-	-	0,400*** (0,026)	0,002
Hằng số	-1,700*** (0,123)	-	9,984*** (0,059)	-
/sigma_u	0,239*** (0,010)		0,291*** (0,012)	
/sigma_e	0,430*** (0,007)		0,576*** (0,007)	
Log likelihood	-3.945,412		-5.498,348	
Số quan sát	5.715		5.715	

*Ghi chú: Phương pháp ước lượng Tobit hiệu ứng ngẫu nhiên; Mô hình 1 biến phụ thuộc là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp; Mô hình 2 biến phụ thuộc là tổng thu nhập được lấy Ln; Thu nhập được điều chỉnh theo chỉ số lạm phát 2014; *, **, *** mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%, tương ứng; Giá trị sai số chuẩn trong ngoặc đơn.*

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu từ VHLSS 2012, 2014, 2016.

5. Kết luận

Bài viết kiểm chứng các nhân tố ảnh hưởng đến gia tăng tỷ lệ thu nhập từ hoạt động phi nông nghiệp và tương quan giữa thu nhập phi nông nghiệp với thu nhập của hộ ở đồng bằng sông Cửu Long, giai đoạn 2012-2016. Kết quả phân tích Tobit hiệu ứng ngẫu nhiên (N = 5.715) đã cho thấy tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tác động làm tăng tổng thu nhập của hộ và ngược lại. Kết quả này khuyến nghị các hộ tham gia vào hoạt động kinh doanh hoặc việc làm phi nông nghiệp để gia tăng thu nhập cho hộ. Đồng thời, kiến nghị đến lãnh đạo các tỉnh đồng bằng sông Cửu Long cần tạo ra nhiều việc làm hơn cho lao động địa phương đặc biệt là nữ giới, người trẻ tuổi, khu vực nông thôn, hộ nghèo không có đất. Hỗ trợ đào tạo nghề, tập huấn mở rộng mô hình sản xuất có hiệu quả, hỗ trợ khởi sự, nâng cao khả năng quản lý rủi ro trong sản xuất và đời sống cho người dân. Vì nghiên cứu cho thấy các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp của hộ bao gồm giới, tuổi, học vấn, khu vực sống, hộ nghèo, dân tộc, trợ cấp của người thân, số rủi ro, và đất đai. Kết quả nghiên cứu cũng đóng góp mới về cách tiếp cận giải thích vừa tổng quát vừa chi tiết về các nhân tố của nguồn vốn sinh kế của hộ (như con người, tài chính, tự nhiên, xã hội) ảnh hưởng không đồng nhất đến việc gia tăng tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp khi được phân tích theo ba cách đo lường khác nhau là tỷ lệ thu nhập phi nông nghiệp tổng hợp, tỷ lệ thu nhập tự kinh doanh, và tỷ lệ thu nhập tiền lương phi nông nghiệp. Điều này có ý nghĩa quan trọng để xác định chiến lược nâng cao thu nhập hộ theo hướng tự kinh doanh và việc làm phi nông nghiệp.

Ghi chú: Thuật ngữ Hộ: “Hộ dân cư (viết tắt là hộ - household) là một hoặc một nhóm người ăn chung, ở chung trong một chỗ từ 6 tháng trở lên trong thời kỳ khảo sát và có chung quỹ thu chi”. Theo Quyết định số 1095/QĐ-TCTK ngày 18 tháng 11 năm 2015 của Tổng cục trưởng Tổng cục Thống kê.

Lời thừa nhận/ Cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Trường Đại học Cần Thơ, trong đề tài mã số T2020-42.

Tài liệu tham khảo

- Ali, M. & Peerlings, J. (2012), 'Farm households and non-farm activities in Ethiopia: Does clustering influence entry and exit?', *Agricultural Economics*, 43, 253-266.
- Al-Amin, A.A. & Hossain, M.J. (2019), 'Impact of non-farm income on welfare in rural Bangladesh: Multilevel mixed-effects regression approach', *World Development Perspectives*, 13, 95-102.
- Barrett, C.B. & Reardon, T. (2000), *Asset, activity, and income diversification among African agriculturalists: Some practical issues*, retrieved on February 20th 2020, from <<https://ssrn.com/abstract=257344>>.
- Barrett, C.B., Reardon, T. & Webb, P. (2001), 'Nonfarm income diversification and household livelihood strategies in rural Africa: Concepts, dynamics, and policy implications', *Food Policy*, 26(4), 315-331.
- Corral, L. & Reardon, T. (2001), 'Rural nonfarm incomes in Nicaragua', *World Development*, 29(3), 427-442.
- De Janvry, A. & Sadoulet, E. (2001), 'Income strategies among rural households in Mexico: The role of off-farm activities', *World Development*, 29(3), 467-480.
- Đoàn Thị Cẩm Vân, Lê Long Hậu & Vương Quốc Duy (2010), 'Vai trò của các hoạt động phi nông nghiệp đối với việc xóa đói giảm nghèo ở Trà Vinh', *Tạp chí Phát Triển Kinh tế*, 241, 44-47.
- Ellis, F. (2000), 'The determinants of rural livelihood diversification in developing countries', *Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 289-302.
- Escobal, J. (2001), 'The determinants of nonfarm income diversification in rural Peru', *World Development*, 29(3), 497-508.
- Greene, W.H. (2003), *Econometric Analysis*, 5th edition, New York: Prentice Hall.
- Haggblade, S., Hazell, P. & Reardon, T. (2005), 'The rural nonfarm economy: Pathway out of poverty or pathway in?', *The future of small farms: Proceedings of a research workshop*, International Food Policy Research Institute (IFPRI), Wye, UK, 151-178.
- Ho, T.N.D. & Ha, T.V. (2017), 'Determinants of income diversification and its effects on rural household income in Vietnam', *Can Tho University Journal of Science*, 6, 153-162.
- Hứa Thị Phương Chi & Nguyễn Minh Đức (2016), 'Những nhân tố ảnh hưởng đến đa dạng hóa thu nhập của nông hộ ở vùng Đồng bằng Sông Cửu Long', *Tạp chí khoa học Trường Đại học Văn Hiến*, 4(3), 46-55.
- Imai, K.S., Gaiha, R. & Thapa, G. (2015), 'Does non-farm sector employment reduce rural poverty and vulnerability? Evidence from Vietnam and India', *Journal of Asian Economics*, 36, 47-61.
- Janvry, A. & Sadoulet, E. (1996), 'Household modeling for the design of poverty alleviation strategies', *CUDARE Working Papers 25121*, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley.
- Khúc Văn Quý, Trần Quang Bảo & Hoàng Liên Sơn (2016), 'Phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới sự đa dạng hóa thu nhập của hộ đình tại vùng đệm Vườn Quốc gia U Minh Hạ, tỉnh Cà Mau', *Tạp chí Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn*, 1, 1-11.
- Lanjouw, P., Shariff, A. & Rahut, D.B. (2007), 'Rural non-farm employment in India: Access, income, farm, poverty impact', *Working Papers id: 913*, eSocialSciences.
- Lemi, A. (2009), 'Determinants of income diversification in rural Ethiopia: Evidence from panel data', *Ethiopian Journal of Economics*, 18(1), 35-69.
- Luo, X. & Zhu, N. (2006), 'Nonfarm activity and rural income inequality: A case study of two provinces in China', *Policy Research Working Paper No. 3811*, World Bank, Washington, DC.
- Mai Văn Nam (2008), 'Phát triển đa dạng ngành nghề: tăng thu nhập và ổn định đời sống nông dân', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 360(5), 67-73.
- Mukherjee, S. & Kar, S. (2020), 'Leveraging non-farm income: Micro-evidence of occupational choice for rural households in India', *Aarthika Charche*, 5(1), 37-48.
- Nguyen, D.L., Grote, U. & Nguyen, T.T. (2019) 'Migration, crop production and non-farm labor diversification in rural Vietnam', *Economic Analysis and Policy*, 63, 175-187.
- Nguyễn Thị Kim Pha (2016), 'Tác động của di cư lao động đến chi tiêu của hộ gia đình khu vực đồng bằng sông Cửu Long', Luận văn Thạc sĩ Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ.

-
- Ong, N.C., Nguyen, T.P.T. & Tran, L.Y.H. (2015), *Rural livelihood diversification in the South Central Coast of Vietnam*, retrieved on February 20th 2020, from <<http://hdl.handle.net/10625/54706>>.
- Pastusiak, R., Jasiniak, M., Soliwoda, M. & Stawska, J. (2017), 'What may determine off-farm income? A review', *Agricultural Economics*, 63(8), 380-391.
- Pham, T.H., Bui, A.T. & Dao, L.T. (2010), 'Is nonfarm diversification a way out of poverty for rural households? Evidence from Vietnam in 1993-2006', *Working Papers PMMA 2010-17*, PEP-PMMA.
- Reardon, T. (1997), 'Using evidence of household income diversification to inform study of the rural nonfarm labor market in Africa', *World Development*, 25(5), 735-747.
- Reardon, T. (2000), 'Interactions between the agricultural system and non-agricultural activities of farm households in developing countries', in *Research on Agricultural Systems: Accomplishments, Perspectives, and Issues*, Colin, J.P. & Crawford, E.W. (Eds.), Nova Science, Huntington, 163-178.
- Reardon, T., Berdegue, J., Barrett, C.B. & Stamoulis, K. (2006), 'Household income diversification into rural nonfarm activities', in *Transforming the rural nonfarm economy: Opportunities and threats in the developing world*, Haggblade, S., Hazell, P. & Reardon, T. (Eds.), Johns Hopkins University Press, 115-140.
- Reardon, T., Delgado, C. & Matlon, P. (1992), 'Determinants and effects of income diversification amongst farm households in Burkina Faso', *The Journal of Development Studies*, 28(2), 264-296.
- Reardon, T., Stamoulis, K., Balisacan, A., Cruz, M.E., Berdegue, J. & Banks, B. (1998), 'Rural non-farm income in developing countries', *The State of Food and Agriculture*, 1998, 283-356.
- Senadza, B. (2012), 'Non-farm income diversification in rural Ghana: Patterns and determinants', *African Development Review*, 24(3), 233-244.
- Skrondal, A. & Rabe-Hesketh, S. (2004), *Generalized latent variable modeling: Multilevel, longitudinal, and structural equation models*, Chapman and Hall/CRC, United Kingdom.
- Trần Tiến Khai & Nguyễn Ngọc Danh (2014), 'Những yếu tố quyết định đa dạng hóa thu nhập và ảnh hưởng đối với thu nhập hộ gia đình nông thôn Việt Nam', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 284, 22-43.
- UNDP (2017), *Guidance Note. Application of the Sustainable Livelihoods Framework in Development Projects*, United Nations Development Programme.
- Weldegebriel, Z.B., Folloni, G. & Prowse, M. (2015), 'The Determinants of Non-Farm Income Diversification in Rural Ethiopia', *Journal of Poverty Alleviation & International Development*, 6(1), 109-130.