Tạp chí Khoa học Nông nghiệp Việt Nam, Tập 24, Số đặc biệt 2, 2026: 131-142 https://doi.org/10.31817/tckhnnvn.2026.24.SP02.01
vie.vjas.vn

DI CƯ VÀ CHI TIÊU CỦA HỘ GIA ĐÌNH KHU VỰC NÔNG THÔN VIỆT NAM

Trần Nguyên Thành

Khoa Kinh tế và Quản lý, Học viện Nông nghiệp Việt Nam

Tác giả liên hệ: trannguyenthanh@vnua.edu.vn

Ngày nhận bài: 10.04.2026 Ngày chấp nhận đăng: 01.08.2026

TÓM TẮT

Di cư có thể là một chiến lược sinh kế giúp hộ gia đình phân tán rủi ro và huy động thêm nguồn lực tài chính. Nghiên cứu này nhằm đánh giá mối liên hệ giữa di cư của thành viên hộ với quy mô và cơ cấu chi tiêu của hộ gia đình nông thôn Việt Nam. Sử dụng dữ liệu Thailand-Vietnam Social-Economic Panel (TVSEP) năm 2022 do Dự án TVSEP thu thập từ 1.227 hộ tại Hà Tĩnh và Đắk Lắk, nghiên cứu ước lượng bằng các phương pháp bình phương tối thiểu thông thường (OLS) với hiệu ứng cố định cấp xã, kết hợp ghép cặp điểm xu hướng, hồi quy hiệu chỉnh với trọng số xác suất nghịch đảo (IPWRA) và trọng số xác suất nghịch đảo tăng cường (AIPW) để kiểm tra độ vững. Kết quả cho thấy hộ có thành viên di cư có tổng chi tiêu bình quân đầu người cao hơn khoảng 12-14%. Mức tăng tập trung rõ nhất ở chi tiêu giáo dục và một phần ở chi tiêu y tế, trong khi ảnh hưởng lên chi tiêu thực phẩm không có ý nghĩa thống kê. Kết quả hàm ý rằng, trong mẫu nghiên cứu này, di cư có thể gắn với việc nới lỏng ràng buộc thanh khoản cho các khoản đầu tư vào vốn con người.

Từ khóa: Vốn con người, ràng buộc thanh khoản, phúc lợi hộ, TVSEP.

Migration and Household Expenditure in Rural Vietnam

ABSTRACT

Migration may serve as a livelihood strategy through which households diversify risks and mobilize additional financial resources. This study examined whether household migration was associated with changes in the level and composition of rural household expenditure in Vietnam. Using 2022 TVSEP data collected by the TVSEP project from 1,227 households in Ha Tinh and Dak Lak, this study estimated OLS models with commune fixed effects and assessed robustness using propensity score matching, IPWRA, and AIPW estimators. The results indicated that migrant-sending households had approximately 12-14% higher per capita total expenditure. The increase was concentrated mainly in education and, to a lesser extent, health expenditure, whereas food expenditure was not significantly affected. The findings suggest that migration may relax liquidity constraints for human-capital-related spending in this sample.

Keywords: Human capital, liquidity constraints, household welfare, TVSEP.

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Di cư là một chiến lược sinh kế quan trọng của hộ gia đình tại các quốc gia thu nhập thấp và trung bình, đặc biệt khi thị trường tín dụng, bảo hiểm và lao động còn chưa hoàn thiện (de Haas, 2021; Stark & Bloom, 1985; Taylor, 1999; Weldu & cs., 2026). Ở cấp hộ, di cư không chỉ giúp đa dạng hóa thu nhập và phân tán rủi ro, mà còn có thể làm thay đổi cách hộ phân bổ nguồn lực giữa tiêu dùng hiện tại và đầu tư cho tương lai. Nếu nguồn lực từ di cư chủ yếu được dùng cho nhu cầu thiết yếu, tác động chính là ổn định tiêu dùng; ngược lại, nếu được phân bổ nhiều hơn cho giáo dục và y tế, di cư có thể giúp hộ giảm khó khăn về tiền mặt và tăng đầu tư vào vốn con người (Lucas & Stark, 1985; Adams & Cuecuecha, 2010; Askarov & Doucouliagos, 2020).

Lý thuyết Kinh tế mới về Di cư Lao động (New Economics of Labour Migration - NELM) cung cấp nền tảng phù hợp cho lập luận rằng di cư là quyết định ở cấp hộ nhằm nới lỏng ràng

buộc thanh khoản, phân tán rủi ro và tái phân bổ nguồn lực giữa tiêu dùng hiện tại và đầu tư dài hạn. Theo cách tiếp cận đó, di cư không đơn thuần là quyết định riêng lẻ của cá nhân mà là chiến lược của hộ gia đình nhằm ứng phó với sự vận hành chưa hoàn hảo của các thị trường (Stark & Bloom, 1985). Trong khuôn khổ này, tiền gửi về có thể tác động đến chi tiêu hộ qua ba kênh chính: trực tiếp mở rộng ngân sách, nới lỏng ràng buộc thanh khoản đối với các khoản chi lớn như học phí hay chi phí khám chữa bệnh và đóng vai trò như một cơ chế bảo hiểm phi chính thức giúp ổn định chi tiêu trước các cú sốc bất lợi (Randazzo & Piracha, 2019; Selod & Shilpi, 2021; Nguyen & cs., 2017). Tuy nhiên, tác động của di cư không phải lúc nào cũng tích cực và đồng nhất. Chi tiêu tăng lên có thể phản ánh sự phụ thuộc nhiều hơn vào thị trường thay vì sự cải thiện phúc lợi thực chất, trong khi thu nhập từ di cư cũng có thể được phân bổ cho các khoản chi không tạo ra tích lũy dài hạn. Do đó, tác động ròng của di cư đến chi tiêu và phúc lợi hộ gia đình vẫn còn gây tranh luận và phụ thuộc đáng kể vào loại hình di cư cũng như bối cảnh địa phương (Nguyen & Winters, 2011; Nguyen & Vu, 2018; Vo, 2023).

Tại Việt Nam, mối quan hệ giữa di cư và cơ cấu chi tiêu hộ nông thôn càng đáng chú ý sau đại dịch Covid-19. Trước đại dịch, di cư đã là một hiện tượng mang tính cấu trúc, với khoảng 6,4 triệu người di cư nội địa vào năm 2019 (GSO & UNFPA, 2020). Covid-19 sau đó làm gián đoạn mạnh dòng dịch chuyển lao động và ảnh hưởng đến sinh kế của hàng triệu người, trong khi dòng tiền gửi về vẫn duy trì tương đối ổn định, cho thấy vai trò hỗ trợ của nguồn lực này trong giai đoạn khủng hoảng và phục hồi.

Tuy vậy, bằng chứng thực nghiệm vẫn chưa thống nhất về việc nguồn lực gắn với di cư chủ yếu được dùng cho tiêu dùng thiết yếu hay cho các khoản đầu tư vào vốn con người như giáo dục và y tế. Mặt khác, tại khu vực nông thôn Việt Nam, phần lớn nghiên cứu hiện có tập trung vào thu nhập, tổng chi tiêu hoặc một số chỉ tiêu phúc lợi riêng lẻ, trong khi còn thiếu bằng chứng xem xét đồng thời cả quy mô và cơ cấu chi tiêu của hộ.

Khoảng trống này quan trọng vì cùng một mức tăng chi tiêu có thể hàm ý khác nhau về phúc lợi, tùy thuộc vào việc khoản chi tăng thêm được dùng cho thực phẩm, y tế, giáo dục hay các khoản phi thực phẩm khác. Vì vậy, nghiên cứu này phân tích mối liên hệ giữa tình trạng hộ có người di cư và các nhóm chi tiêu chính của hộ gia đình nông thôn Việt Nam, qua đó làm rõ hơn vai trò của di cư trong phân bổ nguồn lực ở cấp hộ và cung cấp bằng chứng cho các chính sách hỗ trợ di cư, giáo dục và y tế ở khu vực nông thôn.

2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Mô hình kinh tế

Xét hộ gia đình i tại xã j, nghiên cứu phân tích năm biến kết quả: tổng chi tiêu bình quân đầu người, chi tiêu thực phẩm bình quân đầu người, chi tiêu phi thực phẩm bình quân đầu người, chi tiêu y tế bình quân đầu người và chi tiêu giáo dục bình quân trên mỗi thành viên đang đi học. Các biến này được sử dụng như các chỉ tiêu kết quả riêng biệt. Chi tiêu y tế và giáo dục được tách ra để nhận diện cơ chế liên quan đến vốn con người. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất mô hình sau:

$$Y_{ij} = f(M_{ij}, X_{ij}) \quad (1)$$

Trong đó, M_{ij} là biến chỉ báo nhận giá trị bằng 1 nếu hộ có ít nhất một thành viên di cư; X_{ij} là vector các đặc điểm của hộ và của chủ hộ. Hệ số của M_{ij} được diễn giải là mức co giãn của di cư đối với chi tiêu.

2.2. Mô hình kinh tế lượng

Đầu tiên, nghiên cứu ước lượng mô hình (1) bằng phương pháp OLS có đưa vào hiệu ứng cố định cấp xã và sai số chuẩn được cụm hóa ở cấp xã với hàm ước lượng dạng bán logarit như sau:

$$\ln Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 M_{ij} + \gamma M_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij}$$

Hiệu ứng cố định cấp xã μ_j được đưa vào dưới dạng tập biến giả cho từng xã, nhằm kiểm soát các đặc điểm chung khó quan sát ở cấp xã như hạ tầng, khoảng cách thị trường, điều kiện tự nhiên, chất lượng dịch vụ công và mạng lưới di cư địa phương. Do nghiên cứu sử dụng dữ liệu

cắt ngang, μ_j được hiểu là kiểm soát khác biệt không quan sát được giữa các xã. Hệ số β_1 phản ánh khác biệt về chi tiêu giữa hộ có và không có người di cư trong cùng xã, sau khi đã kiểm soát các đặc điểm quan sát được của hộ (Cameron & Miller, 2015). Tuy nhiên, kết quả OLS thu được vẫn chỉ mang tính liên hệ, do tình trạng di cư không được phân bổ ngẫu nhiên.

Để xử lý sai lệch lựa chọn trên các đặc điểm quan sát được, nghiên cứu áp dụng các phương pháp dựa trên điểm xu hướng theo Rosenbaum & Rubin (1983). Cụ thể, nghiên cứu ước lượng điểm xu hướng $p(X) = Pr(M = 1|X)$ bằng mô hình probit, và thực hiện ghép cặp theo điểm xu hướng bằng các thuật toán hạt nhân, lân cận gần nhất (1, 3, 5 lân cận gần nhất) và bán kính trong miền hỗ trợ chung (Stuart, 2010). Biến phụ thuộc là tình trạng hộ có người di cư năm 2022. Biến nhận giá trị bằng 1 nếu hộ có ít nhất một thành viên di cư. Trong nghiên cứu này, "hộ có người di cư" được hiểu là hộ có thành viên rời khỏi hộ để sinh sống hoặc làm việc ở địa bàn khác tại thời điểm khảo sát, không phân biệt là di cư trong nước, di cư quốc tế, di cư trong tỉnh hay di cư ngoài tỉnh. Các biến giải thích của mô hình probit bao gồm: tình trạng di cư của hộ năm 2017, giới tính chủ hộ, tuổi chủ hộ, dân tộc, số năm đi học của chủ hộ, quy mô hộ, diện tích đất nông nghiệp, tình trạng vay vốn, số tiền tiết kiệm, số thiên tai hộ gặp phải trong 3 năm gần nhất và hiệu ứng cố định cấp xã. Kiểm định về vùng hỗ trợ chung và kiểm định cân bằng sau khi ghép cặp được trình bày trong phần bảng 3 và hình 1.

Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng ước lượng các mô hình bền vững kép, bao gồm IPWRA và AIPW - kết hợp giữa mô hình xác suất tham gia và mô hình kết quả - qua đó vẫn cho ước lượng nhất quán nếu một trong hai mô hình được ước lượng đúng (Bang & Robins, 2005). Thông qua các mô hình này, nghiên cứu đánh giá mức độ cân bằng mẫu, độ chồng lấn giữa các nhóm, và độ nhạy của kết quả đối với lựa chọn trọng số (Hirano& cs., 2003; Chernozhukov & cs., 2018).

Ngoài ra, do các yếu tố không quan sát được vẫn có thể đồng thời ảnh hưởng đến quyết định di cư và mức chi tiêu, nghiên cứu tiếp tục kiểm định các ngưỡng ổn định hệ số theo cách tiếp cận của Oster (Oster, 2019). Các ngưỡng này được sử dụng như một kiểm định độ nhạy nhằm đánh giá mức độ mạnh của sai lệch do biến bị bỏ sót cần phải lớn đến đâu mới có thể làm thay đổi đáng kể tác động ước lượng của di cư (Cinelli & Hazlett, 2020). Kiểm định này được trình bày trong bảng 1.

Bảng 1. Đánh giá thiên lệch - Kiểm định Oster

	δ	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5
$\hat{\beta}_1$	Các yếu tố không thể quan sát có thể giải thích được sự thay đổi của biến đầu ra gấp 1,5 lần các biến kiểm soát[a]	0,0975	0,0894	0,0811	0,0726	0,0638	0,0547	0,0452	0,0354	0,0252	0,0146	0,0035
	Các yếu tố không thể quan sát có thể giải thích được sự thay đổi của biến đầu ra gấp 2 lần các biến kiểm soát[b]	0,0840	0,0727	0,0610	0,0487	0,0359	0,0225	0,0084	-0,0065	-0,0222	-0,0389	-0,0568

Ghi chú: [a]*: Đặt* $R^2_{Tối\ đa} = 2{,}5R^2_{Có\ biến\ kiểm\ soát} - 1{,}5R^2_{Không\ có\ biến\ kiểm\ soát} = 0{,}5877;$

[b]*:* $Đặt\ R^2_{Tối\ đa} = 3R^2_{Có\ biến\ kiểm\ soát} - 2R^2_{Không\ có\ biến\ kiểm\ soát} = 0{,}6769.$

Bảng 2. Đặc điểm của các hộ điều tra

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa
Chi tiêu trung bình (đô la Mỹ)	1.227	1.870,848	1.752,397	107,0251	34.042,11
Chi tiêu thực phẩm trung bình (đô la Mỹ)	1.227	684,6863	436,3727	11,233	4.151,515
Chi tiêu phi thực phẩm trung bình (đô la Mỹ)	1.227	320,8694	532,6243	13,105	10.233,23
Chi tiêu y tế trung bình (đô la Mỹ)	1.227	264,5609	712,3141	1,56	17.485,19
Chi tiêu giáo dục trung bình (đô la Mỹ)	513	768,8419	1.746,362	0,1	31.202,67
Hộ có người di cư (1: Có; 0: Không)	1.227	0,5077	0,5001	0	1
Chủ hộ là nữ (1: Đúng; 0: Sai)	1.227	0,24287	0,4290	0	1
Tuổi của chủ hộ	1.227	59,6773	11,9675	22	97
Chủ hộ là người dân tộc Kinh (1: Đúng; 0: Sai)	1.227	0,8020	0,3987	0	1
Số năm đi học của chủ hộ	1.227	7,0856	3,5876	0	20
Số người trong hộ (người)	1.227	3,7115	1,7633	1	12
Diện tích đất nông nghiệp (1.000m^2)	1.227	5,8186	9,4223	0	120
Hộ có vay vốn (1: Có; 0: Không)	1.227	0,4205	0,4938	0	1
Số tiền tiết kiệm của hộ (đô la Mỹ)	1.227	3.920,043	10.705,89	0	132.611,3
Số thiên tai hộ gặp phải trong 3 năm	1.227	0,0831	0,3250	0	5
Năm 2017 hộ có người di cư (1: Có; 0: Không)	1.227	0,7698	0,4211	0	1

Ghi chú: 1 đô la Mỹ (ngang giá sức mua với giá cố định 2005) = 12.819,4176 đồng (hệ số quy đổi của TVSEP).

Nguồn: Tính toán từ TVSEP (2022).

2.3. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu điều tra năm 2022 của dự án TVSEP được thu thập trong giai đoạn từ tháng 9 đến tháng 12 năm 2022 (TVSEP, 2022). TVSEP là dự án điều tra dài hạn ở nông thôn Việt Nam và Thái Lan (Hardeweg & cs., 2013). Về thiết kế mẫu, dự án sử dụng quy trình chọn mẫu ngẫu nhiên phân tầng nhiều giai đoạn; ở Việt Nam, mẫu được hình thành qua các bước chọn xã, chọn thôn theo xác suất tỷ lệ với quy mô, rồi chọn ngẫu nhiên hộ từ danh sách hộ của thôn. Dữ liệu được thu thập bằng bảng hỏi cấu trúc và phỏng vấn trực tiếp có hỗ trợ máy tính (CAPI); trong điều tra hộ, người trả lời thường là chủ hộ, và thông tin về thu nhập, tiêu dùng được ghi nhận theo kỳ tham chiếu 12 tháng (Do & cs., 2026). Mẫu nghiên cứu năm 2022 gồm 1.227 hộ gia đình tại Hà Tĩnh và Đắk Lắk, hai tỉnh được lựa chọn nhằm phản ánh các bối cảnh nông thôn khác biệt ở khu vực miền Trung và Tây Nguyên. Do cuộc điều tra được triển khai ngay trong giai đoạn hậu Covid-19, bộ dữ liệu này cung cấp một bối cảnh phù hợp để xem xét các mô thức di cư và chi tiêu của hộ sau đại dịch.

Biến quan tâm là biến nhị phân nhận giá trị bằng 1 nếu hộ có ít nhất một thành viên di cư (không phân biệt khu vực di cư tới). Các biến kết quả bao gồm logarit của tổng chi tiêu bình quân, chi tiêu thực phẩm bình quân, chi tiêu phi thực phẩm bình quân, chi tiêu y tế bình quân, và chi tiêu giáo dục tính trên mỗi thành viên đang đi học. Nhóm biến kiểm soát bao gồm đặc điểm của chủ hộ, quy mô hộ, dân tộc, quy mô đất đai, khả năng tiếp cận tín dụng, tiết kiệm, các cú sốc gần đây mà hộ gặp phải, cùng với hiệu ứng cố định cấp xã. Thống kê mô tả các hộ điều tra được trình bày trong bảng 2.

3. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

3.1. Di cư và chi tiêu hộ gia đình - kết quả OLS cơ sở

Kết quả mô hình OLS ở bảng 4 cho thấy di cư có liên hệ dương với tổng chi tiêu, chi tiêu phi thực phẩm, chi tiêu y tế, và đặc biệt là chi tiêu

giáo dục trên mỗi thành viên đi học, trong khi tác động đối với chi tiêu thực phẩm không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cho thấy nguồn lực gắn với di cư được phân bổ nhiều hơn cho các khoản chi phi thiết yếu và đầu tư vào vốn con người hơn là cho tiêu dùng cơ bản. Xu hướng này phù hợp với quy luật Engel (Cirera & Masset, 2010), với các bằng chứng trước đây về vai trò của di cư trong tái phân bổ chi tiêu hộ gia đình sang giáo dục, y tế và các khoản chi dài hạn hơn (Adams & Cuecuecha, 2010; Bui & cs., 2015; Nguyen & Mont, 2012; Nguyen & Winters, 2011; Yang, 2008), đồng thời nhất quán với lập luận của NELM rằng di cư có thể nới lỏng ràng buộc thanh khoản (Stark & Bloom, 1985). Đáng chú ý nhất, hệ số của chi tiêu giáo dục hàm ý rằng di cư gắn với mức đầu tư giáo dục cao hơn trên mỗi người đang đi học.

3.2. Yếu tố ảnh hưởng tới quyết định di cư

Kết quả probit ở bảng 5 cho thấy quyết định di cư mang tính phi ngẫu nhiên. Cụ thể, hộ có người di cư vào năm 2017 có xác suất tiếp tục có di cư vào năm 2022 cao hơn, hàm ý sự phụ thuộc vào lịch sử di cư và vai trò của mạng lưới di cư trong việc làm giảm chi phí thông tin, chi phí gia nhập và bất định cho các đợt di cư tiếp theo (McKenzie & Rapoport, 2007). Các biến kiểm soát cũng cho thấy tính chọn lọc rõ rệt của quá trình này: quy mô hộ lớn hơn và thuộc nhóm dân tộc đa số làm tăng khả năng di cư, trong khi tuổi chủ hộ cao hơn làm giảm xác suất đó.

Bảng 3. Kiểm định cân bằng

Biến quan sát	Chưa ghép cặp (U) / Đã ghép cặp (M)	Giá trị trung bình: Hộ có người di cư	Giá trị trung bình: Hộ không có người di cư	% thiên lệch	% giảm thiên lệch	Kiểm định sự khác biệt
Chủ hộ là nữ	U	0,209	0,2769	-15,9		-2,78***
	M	0,2136	0,196	4,1	74,1	0,76
Tuổi của chủ hộ	U	58,164	61,214	-25,6		-4,49***
	M	58,305	57,287	8,5	66,6	1,54
Chủ hộ là người dân tộc Kinh	U	0,8585	0,7446	28,8		5,05***
	M	0,8543	0,8215	8,3	71,2	1,55
Số năm đi học của chủ hộ	U	7,5386	6,6385	25,3		4,43***
	M	7,5513	7,7019	-4,2	83,3	-0,73
Số thành viên của hộ	U	4,0193	3,3914	36,1		6,33***
	M	3,9669	4,0309	-3,7	89,8	-0,62
Diện tích đất nông nghiệp	U	6,1994	5,4352	8,1		1,42
	M	6,043	6,5901	-5,8	28,4	-0,90
Hộ có vay vốn	U	0,4486	0,3914	11,6		2,03**
	M	0,4470	0,4729	-5,2	54,7	-0,90
Số tiền tiết kiệm của hộ	U	4378,9	3448,1	8,7		1,52
	M	4425,1	4815,8	-3,7	58	-0,56
Số thiên tai hộ gặp phải trong 3 năm	U	0,0756	0,0912	-4,8		-0,84
	M	0,0778	0,0763	0,5	90,4	0,08
Năm 2017 hộ có người di cư	U	0,8296	0,7081	29,1		5,10
	M	0,8262	0,8228	0,8	97,2	0,16

*Ghi chú: ***: p-val <0,01; **: p-val <0,05; *: p-val <0,1.*

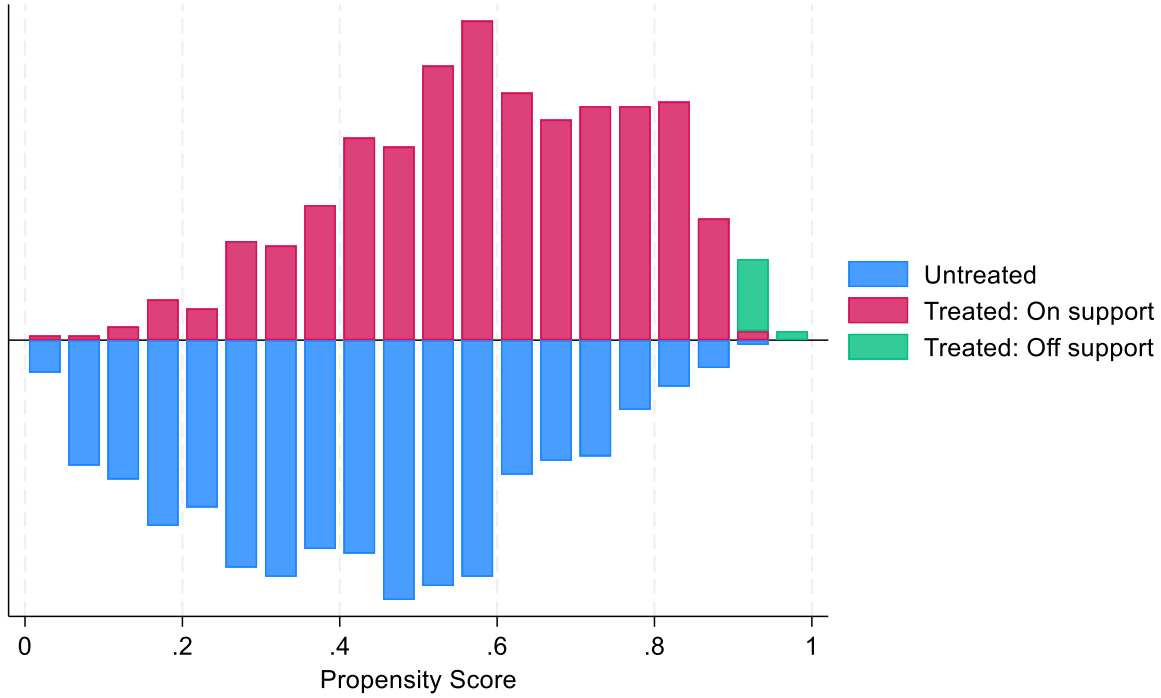
	Ps R^2	*LR χ^2*	*P > χ^2*	*MeanBias*	*MedBias*	*B*	*R*
Chưa ghép cặp	*0,143*	*242,81*	*0,000*	*7,6*	*6,2*	*93,2*	*0,8*
Đã ghép cặp	*0,009*	*15,7*	*1,000*	*2,2*	*1,8*	*22,9*	*1,07*

Nhìn chung, các kết quả này cho thấy hộ có di cư và hộ không có di cư khác nhau một cách có hệ thống ngay từ đầu, nên việc ước lượng tác động của di cư đối với chi tiêu cần tính đến sai lệch chọn mẫu.

3.3. Tác động của di cư đến chi tiêu của hộ gia đình

Kết quả PSM (Bảng 6 và Bảng 7) củng cố kết luận từ hồi quy OLS cơ sở. Sau khi ghép cặp theo các đặc điểm quan sát được (Bảng 3), tác động trung bình của can thiệp lên chủ thể (ATT) đối với tổng chi tiêu vẫn dương (0,12, khoảng 13,1%), với chi tiêu y tế dương (0,14, khoảng 15,5%), và với chi tiêu giáo dục trên mỗi thành viên tham gia vẫn rất lớn (0,82, khoảng 127,3%), trong khi với chi tiêu thực phẩm tiếp tục âm và không có ý nghĩa thống kê. Các kiểm định độ mạnh với nhiều quy tắc ghép cặp thay thế đều cho kết luận tương tự: tác động đối với tổng chi tiêu và giáo dục là dương, còn tác động đối với thực phẩm yếu và kém chính xác. Theo logic của PSM, sự nhất quán này làm giảm khả năng các phát hiện chính chỉ phản ánh lựa chọn thuật toán hoặc khác biệt quan sát được giữa hai nhóm hộ (Abadie & Imbens, 2006; Caliendo & Kopeinig, 2008; Rosenbaum & Rubin, 1983).

Các ước lượng bền vững kép (AIPW và IPWRA) trong bảng 8 tiếp tục cho kết quả nhất quán. ATT đối với tổng chi tiêu dao động khoảng 0,125-0,128; ATT đối với chi tiêu giáo dục khoảng 0,80-0,82; ATT đối với chi tiêu thực phẩm vẫn âm; còn ATT đối với chi tiêu y tế vẫn dương nhưng nhỏ hơn và yếu hơn về ý nghĩa thống kê trong một số mô hình. Sự tương đồng giữa hồi quy, ghép cặp và bền vững kép làm tăng độ tin cậy của kết quả, vì các phương pháp này điều chỉnh sai lệch theo những cách khác nhau. Về nguyên tắc, ước lượng doubly robust vẫn đáng tin cậy nếu một trong hai mô hình - mô hình kết quả hoặc mô hình xác suất tham gia - được ước lượng đúng (Bang & Robins, 2005). Do đó, với dữ liệu quan sát, việc dấu và độ lớn của tác động ổn định qua nhiều mô hình là một bằng chứng thực nghiệm quan trọng.



Ghi chú: Untreated: Hộ không có người di cư; Treated: On support: Hộ có người di cư nằm trong vùng hỗ trợ chung; Treated: Off support: Hộ có người di cư nằm ngoài vùng hỗ trợ chung.

Hình 1. Vùng hỗ trợ chung

Bảng 4. Di cư và Chi tiêu hộ gia đình - Mô hình cơ sở

Biến đầu ra	Log. Chi tiêu bình quân	Log. Chi tiêu thực phẩm bình quân	Log. Chi tiêu phi thực phẩm bình quân	Log. Chi tiêu y tế bình quân	Log. Chi tiêu giáo dục bình quân 1 người đi học
Hộ có người di cư	0,1345***	-0,0290	0,1000**	0,1536**	0,7363***
	(0,0397)	(0,0424)	(0,0409)	(0,0694)	(0,1616)
Chủ hộ là nữ	-0,1449***	-0,0892*	-0,0944*	-0,0706	-0,3086
	(0,0431)	(0,0470)	(0,0556)	(0,0792)	(0,1896)
Tuổi của chủ hộ	-0,0054***	-0,0004	-0,0070***	0,0063**	0,0003
	(0,0017)	(0,0017)	(0,0018)	(0,0026)	(0,0063)
Chủ hộ là người dân tộc Kinh	0,5261***	0,3950***	0,6566***	0,1383	0,9854***
	(0,0855)	(0,0943)	(0,0992)	(0,1624)	(0,2407)
Số năm đi học của chủ hộ	0,0399***	0,0345***	0,0379***	0,0342***	0,0454**
	(0,0057)	(0,0066)	(0,0073)	(0,0122)	(0,0192)
Số người trong hộ	-0,0772***	-0,0880***	-0,0953***	-0,1540***	-0,0550
	(0,0113)	(0,0124)	(0,0128)	(0,0214)	(0,0439)
Diện tích đất nông nghiệp	0,0067***	0,0044**	0,0061**	0,0044	0,0087
	(0,0021)	(0,0019)	(0,0030)	(0,0035)	(0,0061)
Hộ có vay vốn	0,1133**	-0,0055	0,0859*	0,0960	0,0114
	(0,0437)	(0,0354)	(0,0508)	(0,0659)	(0,1642)
Số tiền tiết kiệm của hộ	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000	0,0000*
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Số thiên tai hộ gặp phải trong 3 năm	-0,0052	-0,0058	-0,0280	0,0993	-0,0897
	(0,0418)	(0,0452)	(0,0563)	(0,0935)	(0,0964)
Số thành viên bị ốm				0,4019***	
				(0,0274)	
Số thành viên đang đi học					0,1570**
					(0,0760)
Hệ số tự do	7,0549***	6,1187***	5,2295***	3,9757***	4,2059***
	(0,1541)	(0,1529)	(0,1749)	(0,2089)	(0,5994)
Hiệu ứng cố định cấp xã	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	1227	1227	1227	1218	505
R^2 hiệu chỉnh	0,272	0,213	0,261	0,249	0,220

*Ghi chú: Sai số chuẩn cụm cấp xã trong ngoặc đơn; ***: p-val <0,01; **: p-val <0,05; *: p-val <0,1.*

Từ các kết quả trên, nghiên cứu này chưa tìm thấy bằng chứng đủ ổn định về tác động rõ rệt đối với tổng chi tiêu thực phẩm. Điều này phù hợp với bối cảnh Việt Nam hiện nay, khi quá trình chuyển đổi dinh dưỡng diễn ra nhanh và cơ cấu chi tiêu thực phẩm thay đổi cùng với tăng trưởng thu nhập (Harris & cs., 2020). Bairagi & cs. (2020) cũng cho thấy các nhóm thực phẩm phản ứng khác nhau theo thu nhập: thực phẩm thiết yếu thường phản ứng yếu hơn, trong khi các nhóm có giá trị cao hơn phản ứng mạnh hơn. Vì vậy, nguồn lực bổ sung từ di cư có thể được dùng để cải thiện chất lượng thực phẩm, ăn ngoài gia đình, dịch vụ hoặc các khoản phi thực phẩm, thay vì làm tăng rõ rệt tổng chi tiêu thực phẩm. Nói cách khác, kết quả này nên được hiểu là bằng chứng về thay đổi ưu tiên chi tiêu, không phải bằng chứng rằng tiêu dùng dinh dưỡng không đổi.

Bảng 5. Hộ có người di cư - Ước lượng probit

Biến đầu ra	Hộ có người di cư
Năm 2017 hộ có người di cư	0,3936***
	(0,1089)
Chủ hộ là nữ	-0,0573
	(0,1073)
Tuổi của chủ hộ	-0,0146***
	(0,0035)
Chủ hộ là người dân tộc Kinh	0,8144***
	(0,1781)
Số năm đi học của chủ hộ	0,0008
	(0,0146)
Số người trong hộ	0,1803***
	(0,0340)
Diện tích đất nông nghiệp	0,0012
	(0,0056)
Hộ có vay vốn	0,1082
	(0,0841)
Số tiền tiết kiệm của hộ	-0,0000
	(0,0000)
Số thiên tai hộ gặp phải trong 3 năm	-0,1497
	(0,1206)
Hệ số tự do	-0,2967
	(0,3680)
Hiệu ứng cố định cấp xã	Có
Quan sát	1227
R^2 giả lập	0,1430

*Ghi chú: Sai số chuẩn cụm cấp xã trong ngoặc đơn; ***: p-val <0,01; **: p-val <0,05; *: p-val <0,1.*

Bảng 6. Kết quả PSM - ghép cặp hạt nhân

	ATT
Log. Chi tiêu bình quân	0,1232*** (0,0461)
Log. Chi tiêu thực phẩm bình quân	-0,0639 (0,0460)
Log. Chi tiêu phi thực phẩm bình quân	0,0845 (0,0562)
Log. Chi tiêu y tế bình quân	0,1444* (0,0869)
Log. Chi tiêu giáo dục bình quân	0,8211*** (0,1615)

*Ghi chú: Sai số chuẩn hiệu chỉnh trong ngoặc đơn; ***: p-val <0,01; **: p-val <0,05; *: p-val <0,1.*

Ngược lại, tác động mạnh đối với chi tiêu giáo dục phù hợp với lập luận rằng di cư có thể giúp hộ gia đình bớt thiếu tiền mặt khi đầu tư cho giáo dục. Giáo dục thường gắn với các khoản chi tương đối lớn, có thời điểm cụ thể và khó trì hoãn. Do đó, dòng tiền từ di cư hoặc

kiều hối có thể tạo ra thay đổi rõ hơn so với chi tiêu cho thực phẩm thiết yếu. Các nghiên cứu trước cũng ủng hộ hướng này: Askarov & Doucouliagos (2020) cho thấy tiền gửi về có tác động dương đến chi tiêu giáo dục; Adams & Cuecuecha (2010) và Ajefu & Ogebe (2021) cũng nhấn mạnh rằng tiền gửi về thường làm hộ tái phân bổ chi tiêu sang giáo dục và các khoản phi thực phẩm. Tuy vậy, chi tiêu giáo dục tăng chưa chắc đồng nghĩa với tăng tỷ lệ đi học hoặc cải thiện kết quả học tập khi McKenzie & Rapoport (2011) cho thấy di cư cũng có thể làm tăng chi phí cơ hội của việc học trong một số bối cảnh.

Bảng 7. Kết quả PSM - Các phương pháp ghép cặp khác

	Phương pháp ghép	ATT
Log. Chi tiêu bình quân	1 lân cận gần nhất	0,1482***
	3 lân cận gần nhất	0,1266***
	5 lân cận gần nhất	0,1188***
	Bán kính	0,1234***
Log. Chi tiêu thực phẩm bình quân	1 lân cận gần nhất	-0,0603
	3 lân cận gần nhất	-0,0790
	5 lân cận gần nhất	-0,0830*
	Bán kính	-0,0629
Log. Chi tiêu phi thực phẩm bình quân	1 lân cận gần nhất	0,1460**
	3 lân cận gần nhất	0,0817
	5 lân cận gần nhất	0,0721
	Bán kính	0,0831
Log. Chi tiêu y tế bình quân	1 lân cận gần nhất	0,2528**
	3 lân cận gần nhất	0,1728*
	5 lân cận gần nhất	0,1259
	Bán kính	0,1474*
Log. Chi tiêu giáo dục bình quân	1 lân cận gần nhất	0,7507***
	3 lân cận gần nhất	0,7112***
	5 lân cận gần nhất	0,6824***
	Bán kính	0,8258***

*Ghi chú: ***: p-val <0,01; **: p-val <0,05; *: p-val <0,1.*

Bảng 8. Các ước lượng bền vững kép khác

	ATT	
	AIPW	IPWRA
Log. Chi tiêu bình quân	0,1277***	0,1245***
Log. Chi tiêu thực phẩm bình quân	-0,0710*	-0,0676*
Log. Chi tiêu phi thực phẩm bình quân	0,0730	0,0700
Log. Chi tiêu y tế bình quân	0,0861	0,0814
Log. Chi tiêu giáo dục bình quân	0,8205***	0,8002***

*Ghi chú: ***: p-val <0,01; **: p-val <0,05; *: p-val <0,1.*

Đối với chi tiêu y tế, bằng chứng trong nghiên cứu này là tích cực. Hệ số dương phù hợp với cơ chế phúc lợi: di cư và tiền gửi về có thể giúp hộ sử dụng dịch vụ y tế nhiều hơn. Bằng chứng từ Nepal cho thấy tiền gửi về làm tăng chi tiêu y tế của hộ gia đình (Kapri & Jha, 2020). Tuy nhiên, vẫn có khả năng cú sốc sức khỏe vừa làm tăng chi y tế vừa thúc đẩy di cư, tạo ra lo ngại về quan hệ nhân quả ngược. Vì vậy, kết quả về y tế nên được trình bày như bằng chứng hỗ trợ, thay vì phát hiện chính. Nhìn rộng hơn, việc các kết quả chính ổn định qua các phương pháp ước lượng cho thấy mối liên hệ giữa di cư và chi tiêu không chỉ do khác biệt quan sát được giữa hai nhóm hộ. Dù vậy, các phương pháp này chưa loại bỏ hoàn toàn sai lệch từ yếu tố không quan sát được và phân tích độ nhạy theo Oster (2019) lúc này là một bước bổ sung có giá trị.

Nhìn chung, các kết quả cho thấy di cư có liên hệ tích cực với tổng chi tiêu bình quân đầu người, nhất là thông qua các khoản phi thực phẩm và chi cho giáo dục, trong khi tác động đối với chi tiêu thực phẩm là yếu và không ổn định. Trong bối cảnh nông thôn Việt Nam, xu hướng này phù hợp với cách hiểu rằng di cư không chỉ giúp hộ ổn định tiêu dùng ngắn hạn, mà còn là một chiến lược phân bổ nguồn lực cho các mục tiêu phúc lợi dài hạn hơn.

3.4. Hàm ý chính sách

Kết quả cho thấy di cư gắn với gia tăng chi tiêu cho giáo dục và, ở mức độ nhất định, chi tiêu y tế, trong khi tác động lên chi tiêu thực phẩm không rõ ràng. Điều này cho thấy nguồn lực từ di cư và tiền gửi về thường được phân bổ nhiều hơn cho giáo dục và một số khoản chi liên quan đến tích lũy vốn con người (Askarov & Doucouliagos, 2020; Bui & cs., 2015; Kapri & Jha, 2020). Do đó, di cư có thể được hiểu như một kênh nới lỏng ràng buộc thanh khoản, qua đó tạo điều kiện cho đầu tư dài hạn hơn vào vốn con người. Về chính sách, kết quả này hàm ý rằng di cư không nên chỉ được nhìn nhận như một dòng dịch chuyển lao động, mà còn là một kênh phân bổ lại nguồn lực trong hộ gia đình nông thôn. Mặt khác, kết quả từ mô hình probit cho thấy các yếu tố về lịch sử di cư, quy mô hộ và việc chủ hộ là người Kinh có tác động dương mạnh lên xác suất hộ có người di cư. Điều này gợi ý rằng các chính sách về di cư nên tập trung vào việc xây dựng mạng lưới quan hệ và nâng cao khả năng tiếp cận thông tin (United Nations, 2026; World Bank, 2025). Tuy nhiên, do nghiên cứu này chỉ xem xét các nhóm chi tiêu chính, chưa phân tích các khoản đầu tư vào nhà ở, đất ở, tài sản sản xuất hoặc sinh kế phi nông nghiệp, các hàm ý về tích lũy tài sản sinh kế cần được xem xét ở các nghiên cứu tiếp theo.

4. KẾT LUẬN VÀ KIẾN NGHỊ

Sử dụng dữ liệu TVSEP năm 2022 của 1.227 hộ tại Hà Tĩnh và Đắk Lắk, nghiên cứu phân tích mối liên hệ giữa di cư và chi tiêu của hộ gia đình nông thôn Việt Nam. Kết quả cho thấy hộ có thành viên di cư có tổng chi tiêu bình quân đầu người cao hơn, đặc biệt là chi tiêu giáo dục trên mỗi thành viên đang đi học. Phát hiện này ổn định qua các phương pháp ước lượng khác nhau, cho thấy kết quả không phụ thuộc vào một mô hình ước lượng đơn lẻ.

Về cơ cấu chi tiêu, di cư gắn rõ hơn với các khoản chi phi thực phẩm và đầu tư vào vốn con người, nhất là giáo dục, hơn là với tiêu dùng thiết yếu. Chi tiêu thực phẩm không thay đổi, trong khi chi tiêu y tế có xu hướng tăng nhưng bằng chứng yếu hơn. Kết quả này phù hợp với lập luận của NELM, theo đó di cư và tiền gửi về có thể giúp hộ gia đình nới lỏng ràng buộc thanh khoản và phân bổ thêm nguồn lực cho các khoản đầu tư dài hạn hơn (Stark & Bloom, 1985; Taylor, 1999; Askarov & Doucouliagos, 2020).

Về chính sách, di cư không nên chỉ được nhìn nhận như một dòng dịch chuyển lao động, mà còn là một kênh tái phân bổ nguồn lực trong hộ nông thôn. Các chính sách cần hướng tới việc mở rộng các kênh thông tin và mạng lưới quan hệ cho những hộ có nhu cầu di cư nhưng hạn chế về mặt này (World Bank & KNOMAD, 2024; World Bank, 2025; United Nations, 2026).

Tuy nhiên, do nghiên cứu sử dụng dữ liệu cắt ngang, kết quả cần được hiểu là bằng chứng

về mối liên hệ có điều kiện, chưa phải khẳng định nhân quả hoàn toàn. Các nghiên cứu tiếp theo nên sử dụng dữ liệu bảng, tách biệt loại hình di cư, quy mô tiền gửi về và mở rộng phân tích sang các khoản đầu tư vào nhà ở, đất đai, tài sản sản xuất và sinh kế phi nông nghiệp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Abadie A. & Imbens G.W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. Econometrica. 74(1): 235-267.

Adams R.H. Jr. & Cuecuecha A. (2010). Remittances, household expenditure and investment in Guatemala. World Development. 38(11): 1626-1641.

Ajefu J.B. & Ogebe J.O. (2021). The effects of international remittances on expenditure patterns and labour supply: Evidence from Nigeria. Review of Development Economics. 25(2): 778-808.

Askarov Z. & Doucouliagos H. (2020). A meta-analysis of the effects of remittances on household education expenditure. World Development. 129: 104860.

Bairagi S., Mohanty S., Baruah S. & Trinh T.H. (2020). Changing food consumption patterns in rural and urban Vietnam: Implications for a future food supply system. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics. 64(3): 750-775.

Bang H. & Robins J.M. (2005). Doubly robust estimation in missing data and causal inference models. Biometrics. 61(4): 962-973.

Bui T.T.N., Le T.T.N. & Daly K.J. (2015). Microlevel impacts of remittances on household behavior: Viet Nam case study. Emerging Markets Review. 25: 176-190.

Caliendo M. & Kopeinig S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. Journal of Economic Surveys. 22(1): 31-72.

Cameron A.C. & Miller D.L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. Journal of Human Resources. 50(2): 317-372.

Chernozhukov V., Chetverikov D., Demirer M., Duflo E., Hansen C., Newey W. & Robins J. (2018). Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters. The Econometrics Journal. 21(1): C1-C68.

Cinelli C. & Hazlett C. (2020). Making sense of sensitivity: Extending omitted variable bias. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology). 82(1): 39-67.

Cirera X. & Masset E. (2010). Income distribution trends and future food demand. Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences. 365(1554): 2821-2834.

de Haas H. (2021). A theory of migration: the aspirations-capabilities framework. Comparative Migration Studies. 9(1): 8.

Do M.H., Nguyen T.T., & Grote U. (2026). Crop commercialization, structural change and income inequality: Insights from smallholder farmers in rural Southeast Asia. World Development. 197: 107212

General Statistics Office (GSO) & United Nations Population Fund (UNFPA) (2020). Migration and urbanization in Viet Nam: Situation, trend and differences. Retrieved from https://vietnam.unfpa.org/en/publications/monograph-migration-and-urbanization-viet-nam-situation-trend-and-differences on Mar 20, 2026.

Hardeweg B., Klasen S. & Waibel H. (2013). Establishing a database for vulnerability assessment. In S. Klasen, & H. Waibel (Eds.): Vulnerability to Poverty: Theory, measurement and determinants, with case studies from Thailand and Vietnam (pp. 50-79). London: Palgrave Macmillan.

Harris J., Nguyen P.H., Tran L.M., & Huynh P.N. (2020). Nutrition transition in Vietnam: Changing food supply, food prices, household expenditure, diet and nutrition outcomes. Food Security. 12: 1141-1155.

Hirano K., Imbens G.W., & Ridder G. (2003). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. Econometrica. 71(4): 1161-1189.

Kapri K. & Jha S. (2020). Impact of remittances on household health care expenditure: Evidence from the Nepal Living Standards Survey. Review of Development Economics. 24(3): 991-1008.

Lucas R.E.B., & Stark O. (1985). Motivations to remit: Evidence from Botswana. Journal of Political Economy. 93(5): 901-918.

McKenzie D. & Rapoport H. (2007). Network effects and the dynamics of migration and inequality: Theory and evidence from Mexico. Journal of Development Economics. 84(1): 1-24.

McKenzie D. & Rapoport H. (2011). Can migration reduce educational attainment? Evidence from Mexico. Journal of Population Economics. 24(4): 1331-1358.

Nguyen D.L., Grote U. & Nguyen T.T. (2017). Migration and rural household expenditures: A case study from Vietnam. Economic Analysis and Policy. 56: 163-175.

Nguyen M.C. & Winters P. (2011). The impact of migration on food consumption patterns: The case of Vietnam. Food Policy. 36(1): 71-87.

Nguyen V.C. & Mont D. (2012). Economic impacts of international migration and remittances on household welfare in Vietnam. International Journal of Development Issues. 11(2): 144-163.

Nguyen V.C. & Vu H.L. (2018). The impact of migration and remittances on household welfare: Evidence from Vietnam. Journal of International Migration and Integration. 19(4): 945-963.

Oster E. (2019). Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. Journal of Business & Economic Statistics. 37(2): 187-204.

Randazzo T. & Piracha M. (2019). Remittances and household expenditure behaviour: Evidence from Senegal. Economic Modelling. 79: 141-153.

Rosenbaum P.R. & Rubin D.B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. Biometrika. 70(1): 41-55.

Selod H. & Shilpi F. (2021). Rural-urban migration in developing countries: Lessons from the literature. Regional Science and Urban Economics. 91: 103713.

Stark O. & Bloom D.E. (1985). The new economics of labor migration. American Economic Review. 75(2): 173-178.

Stuart E.A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. Statistical Science. 25(1): 1-21.

Taylor J.E. (1999). The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process. International Migration. 37(1): 63-88.

Thailand Vietnam Socio-economic Panel (TVSEP). (2022). Survey report on the TVSEP household and village head survey 2022. TVSEP Project, University of Göttingen, Germany. Retrieved from https://www.tvsep.de/fileadmin/tvsep/Materials_ab_2023/Documentation/wave_2022/Survey_Report_TVSEP_2022.pdf on 10 March 2026.

United Nations (2026). Metadata for SDG indicator 10.c.1: Remittance costs as a proportion of the amount remitted. United Nations Statistics Division. Retrieved from https://unstats.un.org/sdgs/metadata/files/Metadata-10-0C-01.pdf on Apr 10, 2026.

Vo D.H. (2023). Does domestic migration adversely affect food security? Evidence from Vietnam. Heliyon. 9(3): e13789.

Weldu T.T., Gebre-Egziabher K.A. & Hailu A.G. (2026). Rural-out migration and household livelihoods in Tigray, Northern Ethiopia. Discover Food. 6(1): 40.

World Bank & KNOMAD (2024). Migration and Development Brief 40: Remittances slowed in 2023, expected to grow faster in 2024. Retrieved from https://www.worldbank.org/en/news/press-release/2024/06/26/remittances-slowed-in-2023-expected-to-grow-faster-in-2024 on Mar 10, 2026.

World Bank (2025). Remittance Prices Worldwide. Retrieved from https://remittanceprices.worldbank.org/ on 5 April 2026.

Yang D. (2008). International migration, remittances and household investment: Evidence from Philippine migrants' exchange rate shocks. The Economic Journal. 118(528): 591-630.