

Tác động của mật độ doanh nghiệp tới nghèo đa chiều cấp tỉnh tại Việt Nam

Trần Tuấn Việt*

Đại học Phenikaa

The impact of enterprise density on multidimensional poverty at the province-level in Vietnam

Tran Tuan Viet*

Phenikaa University

*Corresponding author: viet.trantuan@phenikaa-uni.edu.vn

<https://doi.org/10.55250/jo.vnuf.15.6.2026.141-146>

TÓM TẮT

Nghiên cứu phân tích tác động của mật độ doanh nghiệp đến tỷ lệ nghèo đa chiều cấp tỉnh tại Việt Nam giai đoạn 2018–2023, sử dụng dữ liệu bảng cân bằng gồm 63 tỉnh/thành phố và bộ sáu mô hình hồi quy theo cấu trúc tích lũy (OLS Pooled, OLS mở rộng, Two-Way Fixed Effects). Kết quả mô hình chỉ ra rằng mật độ doanh nghiệp tác động giảm nghèo thông qua hai kênh độc lập là cấu trúc kinh tế và kênh hấp thụ lao động trực tiếp. Ước tính khoảng 45% tổng tác động của doanh nghiệp lên giảm nghèo đa chiều là qua kênh tạo việc làm. Phân tích Two-Way Fixed Effects trên nhóm 12 tỉnh nghèo cao (tỷ lệ nghèo trung bình $\geq 10\%$) cho thấy hệ số của mật độ doanh nghiệp đạt $-0,960$ củng cố luận điểm về tác động nhân quả tiềm năng của sự phát triển doanh nghiệp đối với giảm nghèo tại vùng khó khăn và gợi ý chính sách chính là cần ưu tiên thu hút các doanh nghiệp có mật độ lao động cao vào 12 tỉnh nghèo nhất để tạo hiệu quả giảm nghèo bền vững.

ABSTRACT

This study analyzes the impact of enterprise density on multidimensional poverty rates at the provincial level in Vietnam over the period 2018–2023, using balanced panel data covering 63 provinces/cities and a set of six regression models with cumulative structure (Pooled OLS, Extended OLS, Two-Way Fixed Effects). The model results indicate that business density reduces poverty through two independent channels: economic structure and direct labor absorption. Approximately 45% of the total effect of businesses on multidimensional poverty reduction operates through the job creation channel. Two-Way Fixed Effects analysis on a group of 12 high-poverty provinces (average poverty rate $\geq 10\%$) shows that the coefficient for business density reaches -0.960 , reinforcing the argument for a potential causal impact of business development on poverty reduction in disadvantaged areas. The key policy implication is that priority should be given to attracting labor-intensive firms to the 12 poorest provinces to achieve sustainable poverty reduction.

Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 10/04/2026

Ngày phản biện: 13/05/2026

Ngày quyết định đăng: 04/06/2026

Từ khóa:

Dữ liệu bảng, đầu tư tư nhân, hiệu ứng cố định, kinh tế địa phương, mật độ doanh nghiệp, nghèo đa chiều.

Keywords:

Enterprise density, fixed effects, local economic, multidimensional poverty, panel data, private investment.

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Tác động của đầu tư tư nhân tới sự phát triển kinh tế địa phương thể hiện qua tăng trưởng thu nhập, giảm nghèo hay rộng hơn là các chỉ tiêu tổng hợp như nghèo đa chiều đã

được nghiên cứu trong những năm gần đây. Kết quả thực nghiệm cho thấy ảnh hưởng của doanh nghiệp (số lượng, mật độ, tỷ lệ lao động trong khu vực tư nhân hay sự hiện diện của doanh nghiệp) đến nghèo đa chiều cấp tỉnh ở

Việt Nam là tích cực nhưng có sự khác biệt về mức độ và cơ chế tác động giữa các loại hình doanh nghiệp và vùng miền hay địa phương. Sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh giai đoạn 2010-2019, Le và cộng sự (2022) cho thấy trung bình mỗi điểm phần trăm tăng lên của tỷ lệ việc làm trong khu vực tư nhân làm giảm nghèo đa chiều (sử dụng chỉ số MPI - multidimensional poverty index) 0,3% và tỷ lệ nghèo đơn chiều qua thu nhập là 0,31% [1]. Ngược lại, nghiên cứu của Jaxx (2020) trong giai đoạn 1999-2009 thì cho rằng tác động giảm nghèo rõ rệt chỉ thực sự xuất hiện khi việc làm trong khu vực có vốn đầu tư nước ngoài (FDI), trong khi việc làm trong khối tư nhân hoặc nhà nước lại cho thấy tương quan không có ý nghĩa thống kê [2]. Các nghiên cứu khác như của Yamada và Otchia (2025) cho thấy phát triển công nghiệp, đặc biệt là công nghiệp chế biến chế tạo, là động lực quan trọng nhất để giảm nghèo đa chiều và cũng làm gia tăng bất bình đẳng một cách có kiểm soát, trong khi tăng trưởng nông nghiệp không có tác động rõ rệt [3]. Điều này bổ sung khía cạnh quan trọng cho các nghiên cứu của Jaax (2020); Le và cộng sự (2022) cho thấy không phải loại hình doanh nghiệp nào cũng tạo ra hiệu quả giảm nghèo như nhau [1, 2]. Nhìn chung, các doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực công nghiệp chế biến, sử dụng nhiều lao động, có liên kết với nông dân qua chuỗi giá trị thường sẽ có tác động mạnh mẽ hơn tới nghèo đa chiều. Các kết quả này cũng gợi ý rằng nếu muốn giảm nghèo đa chiều bền vững cần ưu tiên thu hút và hỗ trợ doanh nghiệp trong lĩnh vực chế biến, sản xuất có giá trị gia tăng cao, thay vì chỉ tập trung vào số lượng doanh nghiệp nói chung.

Bên cạnh đó, một điểm đáng chú ý trong các nghiên cứu liên quan là hiệu ứng lan tỏa theo không gian (spatial spillover) đã được chỉ ra trong nghiên cứu của Dinh và cộng sự (2025) [4]. Dựa trên dữ liệu cấp tỉnh 2015–2021, họ chứng minh rằng đầu tư tư nhân không chỉ làm

giảm nghèo đa chiều tại tỉnh sở tại mà còn có tác động lan tỏa đáng kể sang các tỉnh lân cận, thông qua các cơ chế như liên kết chuỗi cung ứng, di chuyển lao động và chia sẻ hạ tầng. Kết quả này cho thấy mật độ doanh nghiệp quá mức tại một tỉnh có thể gây ra hiệu ứng cạnh tranh (hút lao động và nguồn lực từ các tỉnh lân cận) trước khi tạo ra lan tỏa tích cực. Cần lưu ý rằng phần lớn các nghiên cứu trên đều sử dụng chỉ số nghèo đa chiều chính thức của Việt Nam dựa trên khung đo lường của Alkire và Foster (2011) [5]. Điểm mạnh của khung này là phản ánh được các thiếu hụt về y tế, giáo dục, nhà ở, nước sạch và vệ sinh, thông tin – những khía cạnh mà doanh nghiệp có thể tác động không chỉ qua việc tạo thu nhập mà còn qua các kênh như đóng góp xây dựng cơ sở hạ tầng, tài trợ y tế, hoặc cải thiện dịch vụ công thông qua thuế. Tổng hợp lại, các kết luận từ Jaax (2020); Le và cộng sự (2022); Yamada và Otchia (2025); Dinh và cộng sự (2025) tuy có những điểm khác biệt về thời kỳ và trọng tâm phân tích nhưng đều thống nhất với nhau ở một luận điểm xuyên suốt: số lượng doanh nghiệp, khi được đo lường phù hợp (ưu tiên tỷ lệ việc làm hoặc mật độ doanh nghiệp chế biến – chế tạo), có ảnh hưởng tích cực đến giảm nghèo đa chiều ở cấp tỉnh tại Việt Nam, nhưng cường độ và kênh tác động phụ thuộc mạnh vào bối cảnh phát triển, cơ cấu ngành và sự phối hợp liên tỉnh [1-4]. Tuy nhiên, các nghiên cứu này chưa làm rõ tác động trong giai đoạn xuất hiện cú sốc quan trọng là đại dịch Covid-19 (2020–2021), hoặc các mô hình sử dụng chưa kiểm soát được sự thay đổi do tác động của các yếu tố này. Nghiên cứu này đánh giá tác động của mật độ doanh nghiệp và các yếu tố khác, bao gồm mức độ phát triển địa phương cũng như tác động cố định theo địa phương và thời gian, đến giảm nghèo đa chiều tại các tỉnh ở Việt Nam.

2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Mô hình cơ bản kiểm tra quan hệ đơn giản giữa mật độ doanh nghiệp và nghèo đa chiều:

$$Y_{it} = \delta + \varphi \cdot DN_{it} + x'_{it}\theta + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

Trong đó:

i là tỉnh;

t là năm;

Y_{it} là biến phụ thuộc phản ánh nghèo đa chiều của địa phương i vào thời gian t.

Các biến trong mô hình bao gồm DN_{it} là biến đại diện cho mật độ doanh nghiệp tại địa phương đo lường thông qua số lượng doanh nghiệp trên 1.000 dân; x'_{it} là ma trận các biến giải thích khác được sử dụng trong mô hình. Bên cạnh đó, các biến trong mô hình có thể sử dụng dạng hàm logarit tự nhiên.

Kết quả nghiên cứu được thực hiện thông qua sử dụng các mô hình bao gồm Pooled OLS bỏ qua khác biệt không quan sát được giữa các tỉnh, nên hệ số φ phản ánh tổng hợp tác động between và within. Mô hình tác động cố định (Fixed Effects) cũng được sử dụng để kiểm soát tất cả đặc điểm không đổi theo thời gian của từng tỉnh (địa lý, văn hóa, lịch sử phát triển). Bên cạnh đó để tăng sự tin cậy về các biến sử dụng, mô hình FE cố định năm cũng được sử dụng để kiểm soát các xu hướng thời gian chung toàn quốc (ví dụ sự biến động chính

sách, tăng trưởng vĩ mô, tác động của các cú sốc như Covid-19). Nghiên cứu cũng phân biệt sự khác nhau giữa nhóm có tỷ lệ nghèo đa chiều cao và tỷ lệ nghèo đa chiều thấp nhằm làm rõ hơn sự tác động của mật độ doanh nghiệp.

3. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

3.1. Mô tả dữ liệu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ trang web của Cục thống kê quốc gia (nso.gov.vn). Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng theo dõi sự thay đổi của các biến trong giai đoạn 2018 - 2023. Giai đoạn này được lựa chọn chủ yếu do sự sẵn có của dữ liệu liên quan tới các biến chính sử dụng trong mô hình. Bảng 1 cung cấp thống kê mô tả về các biến chính và giá trị logarit tự nhiên (sử dụng trong mô hình định lượng). Tỷ lệ nghèo đa chiều có sự dao động lớn với mức thấp nhất là 0% và cao nhất là 44,5%, giá trị trung bình $\approx 7,6\%$ trong khi độ lệch chuẩn khá lớn với mức 8,52%. Các biến khác được mô tả trong Bảng 1 bao gồm số lượng doanh nghiệp trên 1.000 dân, tổng giá trị sản xuất bình quân đầu người (GRDP bình quân), tỷ lệ lao động đã qua đào tạo và số lượng lao động trong doanh nghiệp.

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Ký hiệu	N	Mean	Std	Min	Max
Tỷ lệ nghèo đa chiều (%)	poverty_rate	378	7,586	8,52	0	44,5
DN hoạt động/1.000 dân	dn_per_1000	378	5,213	4,661	1,34	29,29
GRDP bình quân đầu người (tr.đ)	grdp_pc	378	73,893	45,222	26,1	372,1
LĐ qua đào tạo (%)	train_rate	378	22,023	8,254	8,2	50,77
Lao động trong DN (nghìn người)	Labor_dn	378	232,462	473,977	6,739	2958,127
Ln (Nghèo đa chiều)	ln_poverty	378	1,357	1,389	-4,605	3,795
Ln (DN/1.000 dân)	ln_dn	378	1,424	0,612	0,293	3,377
Ln (GRDP bình quân đầu người)	ln_grdp	378	4,183	0,452	3,262	5,919
Ln (LĐ qua đào tạo %)	ln_train	378	3,028	0,356	2,104	3,927
Ln (Lao động trong DN)	ln_labor	378	11,507	1,203	8,816	14,9

Nguồn: Dữ liệu thu thập từ Cục thống kê quốc gia giai đoạn 2018-2023

Bảng 2 cung cấp phân tích tương quan giữa các biến sử dụng trong mô hình định lượng và được đo lường tại mức ý nghĩa thống kê là 5%. Kết quả ma trận tương quan cho thấy các biến có sự tương quan tương đối chặt (cùng

chiều hoặc nghịch chiều) với nhau. Trong đó tỷ lệ nghèo đa chiều có mối quan hệ ngược chiều với các biến khác và ngược lại, giữa các biến giải thích trong mô hình có mối quan hệ thuận chiều.

Bảng 2. Ma trận tương quan

	Ln (Nghèo đa chiều)	Ln (DN/1.000 dân)	Ln (GRDP bình quân đầu người)	Ln (LĐ qua đào tạo %)	Ln (Lao động trong DN)
Ln (Nghèo đa chiều)	1				
Ln (DN/1.000 dân)	-0,816*	1			
Ln (GRDP bình quân đầu người)	-0,771*	0,802*	1		
Ln (LĐ qua đào tạo %)	-0,454*	0,674*	0,582*	1	
Ln (Lao động trong DN)	-0,852*	0,778*	0,693*	0,502*	1

Ghi chú: (*) thể hiện mức ý nghĩa tại 5%.

3.2. Kết quả ước lượng mô hình định lượng và thảo luận

Bảng 3 trình bày kết quả của sáu mô hình hồi quy theo trình tự tích lũy, trong đó các biến giải thích được đưa dần dần vào mô hình nhằm thể hiện quá trình điều chỉnh phương sai sai số do bỏ sót biến (Omitted Variable Bias – OVB). Mô hình Pooled OLS của bảng cơ bản (M1) cho thấy hệ số ước lượng của biến Ln(DN/1.000 dân) bằng -1,853 với mức ý nghĩa thống kê cao (p-value < 0,001) và hệ số

xác định $R^2 = 0,666$. Đây là mô hình cơ sở trước khi xử lý các vấn đề liên quan tới ước lượng mô hình như kiểm soát thêm các biến liên quan tới yếu tố kinh tế khác. Kết quả mô hình cho thấy mối tương quan âm rất mạnh giữa mật độ doanh nghiệp và tỷ lệ nghèo đa chiều cấp tỉnh. Về mặt mức độ, hệ số này cho thấy khi mật độ doanh nghiệp tăng 1%, tỷ lệ nghèo đa chiều giảm khoảng 1,85%, phản ánh tổng hợp cả tác động giữa các tỉnh (between) lẫn trong từng tỉnh (within) qua thời gian.

Bảng 3. Kết quả hồi quy – Biến phụ thuộc: Ln (Tỷ lệ nghèo đa chiều)

Biến giải thích	M1	M2	M3	M4	M5 (TWFE - cao)	M6 (TWFE - thấp)
Ln (DN/1.000 dân)	-1,853***	-1,256***	-1,522***	-0,833***	-0,960**	0,158
Ln (GRDP/người)		-1,007***	-1,081***	-0,627***	-0,134	0,275
Ln (LĐ qua đào tạo)			0,790***	0,807***	-0,000	0,181
Ln (Lao động trong DN)				-0,609***	0,054	0,435*
Province FE	Không	Không	Không	Không	Có	Có
Year FE	Không	Không	Không	Có	Có	Có
R²	0,666	0,704	0,726	0,832	0,198	0,019
N (quan sát)	378	378	378	378	72	306

Ghi chú: *** p<0,001; ** p<0,01; * p<0,05; † p<0,10; M5 chỉ gồm 12 tỉnh có chỉ số nghèo đa chiều cao (N=72), M6 gồm 51 tỉnh có chỉ số nghèo đa chiều cao hơn. R² trong mô hình M5 và M6 là R²-within.

Mô hình tiếp theo (M2) được bổ sung biến kiểm soát Ln(GRDP bình quân đầu người), hệ số ước lượng của Ln(DN/1.000 dân) giảm xuống còn -1,256 (p-value < 0,001), tức là giảm 32% so với M1. Điều này cho thấy việc thiếu biến giải thích có tác động tới kết quả ước lượng và biến

GRDP thực sự có tác động đáng kể phản ánh các tỉnh có thu nhập bình quân cao hơn vừa có nhiều doanh nghiệp hơn, vừa có tỷ lệ nghèo thấp hơn một cách độc lập. Hệ số của Ln(GRDP) là -1,007 có ý nghĩa thống kê cao, cho thấy tác động độc lập của thu nhập địa phương lên giảm

nghèo. Bổ sung thêm biến giải thích, mức độ giải thích của mô hình cũng tăng lên đáng kể với R^2 tăng lên 0,704.

Mô hình M3 bổ sung thêm biến $\ln(LĐ$ qua đào tạo) và cho thấy một kết quả đáng chú ý: hệ số của biến này là 0,790*** – dấu dương ngược chiều kỳ vọng và so với khảo sát dữ liệu ở ma trận tương quan. Tuy nhiên điều này cũng có thể giải thích theo góc độ thực trạng các tỉnh hiện nay có sự mất cân đối về cung cầu lao động. Theo đó, các tỉnh nghèo thường có các chính sách và xu hướng đầu tư nhiều vào dạy nghề nhằm tạo cơ sở cho thoát nghèo nhưng các tỉnh này lại thiếu doanh nghiệp để hấp thụ lao động được đào tạo.

Mô hình M4 kiểm soát đồng thời cả bốn biến cùng hiệu ứng năm cố định trong đó bao gồm cả tác động của các cú sốc đối kinh tế xảy ra trong giai đoạn quan sát, chẳng hạn như đại dịch Covid-19. Kết quả ước lượng cho thấy các biến đều có ý nghĩa thống kê và mô hình giải thích được 83,2% sự biến động của nghèo đa chiều tại địa phương. Kết quả này cũng tách được hai kênh truyền dẫn có sự ảnh hưởng tới nghèo đa chiều. Thứ nhất, mật độ doanh nghiệp có tác động giảm nghèo đa chiều, kết quả cho thấy hệ số của $\ln(DN/1.000)$ là -0,833 với mức ý nghĩa thống kê là 1% phản ánh tác động lan toả của doanh nghiệp thông qua cạnh tranh thị trường lao động địa phương. Mật độ doanh nghiệp tăng 1% có tác động làm giảm nghèo đa chiều 0,833%. Thứ hai, tác động thông qua lao động được hấp thụ vào làm việc trong doanh nghiệp được phản ánh qua hệ số của biến $\ln(LĐ$ trong DN) là -0,609 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Kết quả cho thấy, khi số lao động làm việc trong doanh nghiệp tăng 10%, tỷ lệ nghèo đa chiều của địa phương giảm khoảng 6,09%. So sánh giữa hai mô hình M3 và M4, hệ số $\ln(DN/1.000)$ giảm từ -1,522 xuống -0,833, tức phần chuyển dịch 0,689 phản ánh “phần tác động của DN qua kênh tạo việc làm” – ước tính khoảng 45% tác động tổng thể là qua kênh lao động, 55% còn lại qua các kênh cấu trúc khác.

Các mô hình M3 và M4 khi kiểm định đa cộng tuyến đều có các chỉ số VIF nhỏ hơn 5, điều này cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến. Bên cạnh đó, các mô hình hồi quy đều sử dụng option robust trong Stata nhằm kiểm soát cho phương sai sai số thay đổi và tự tương quan.

Mô hình M5 ứng dụng Two-Way Fixed Effects (TWFE) lên riêng nhóm 12 tỉnh có tỷ lệ nghèo đa chiều trung bình cao ($\geq 10\%$ giai đoạn 2018–2023), gồm: Bắc Kạn, Cao Bằng, Gia Lai, Hà Giang, Kon Tum, Lai Châu, Lào Cai, Lạng Sơn, Sơn La, Tuyên Quang, Yên Bái và Điện Biên. Phương pháp TWFE kiểm soát cả đặc điểm cố định của từng tỉnh (vị trí địa lý, lịch sử phát triển, cấu trúc dân số...) và kiểm soát xu hướng thời gian chung toàn quốc. Kết quả ước lượng mô hình cho thấy hệ số của $\ln(DN/1.000$ dân) là -0,960*** (p-value = 0,004) và R^2 -within = 0,198. Ngược lại, mô hình M6 thực hiện với các tỉnh có tỷ lệ nghèo đa chiều trung bình cao và kết quả không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cho thấy trong từng tỉnh có mức nghèo đa chiều cao, năm nào mật độ doanh nghiệp tăng thì năm đó tỷ lệ nghèo đa chiều giảm. Cụ thể, khi mật độ DN tăng 10% tại một tỉnh có mức nghèo đa chiều cao, tỷ lệ nghèo đa chiều sẽ giảm khoảng 9,6%. Điều này nhất quán với các nghiên cứu của Le và cộng sự (2022); Dinh và cộng sự (2025), khi đều chỉ ra rằng tác động của doanh nghiệp lên giảm nghèo là không đồng đều giữa các vùng và giai đoạn phát triển [1, 4]. Trong kết quả nghiên cứu, tác động của lực lượng lao động trong doanh nghiệp có sự đảo chiều khi xem xét tại các tỉnh có tỷ lệ nghèo đa chiều thấp. Điều này phản ánh tại các tỉnh có tỷ lệ nghèo đa chiều thấp, lao động trong doanh nghiệp thu hút tăng lên thì tỷ lệ nghèo đa chiều có xu hướng tăng. Kết quả này cho thấy tại các địa phương có tỷ lệ nghèo đa chiều thấp, thu nhập từ lực lượng lao động chưa đủ để góp phần giảm nghèo đa chiều tại địa phương vì theo Lewis (1954) sự dịch chuyển lao động từ khu vực nông nghiệp sang công nghiệp cần thời gian [6]. Bên cạnh đó, một phần nguyên nhân

có thể xuất phát từ hiện tượng di cư lao động do sức hút của các doanh nghiệp đầu tư tại các tỉnh nghèo. Sự gia tăng lao động trong doanh nghiệp chủ yếu đến từ lao động nhập cư thay vì lao động tại chỗ, khiến tỷ lệ nghèo của địa phương không giảm tương ứng, thậm chí có thể gia tăng do lao động địa phương gặp bất lợi trong cạnh tranh việc làm.

4. KẾT LUẬN

Kết quả định lượng của nghiên cứu này đưa ra ba phát hiện có ý nghĩa về mặt học thuật và hàm ý chính sách. Trước hết, mật độ doanh nghiệp có tác động giảm nghèo rõ rệt thông qua hai kênh độc lập là kênh cấu trúc kinh tế ($-0,833^{***}$) và kênh hấp thụ lao động trực tiếp ($-0,609^{***}$), thể hiện rõ ở mô hình M4. Phát hiện này bổ sung vào các kết quả của Le và cộng sự (2022); Jaax (2020) bằng cách cung cấp bằng chứng của cấp tỉnh giai đoạn 2018–2023 và chỉ ra rằng kênh lao động chiếm khoảng 45% tổng tác động trong giảm nghèo đa chiều tại địa phương [1, 2]. Kết quả này gợi ý rằng các địa phương hướng tới giảm nghèo đa chiều cần tập trung không chỉ tăng số lượng doanh nghiệp mà cần ưu tiên các doanh nghiệp có mật độ lao động cao, ví dụ trong lĩnh vực chế biến chế tạo – phù hợp với kết luận của Yamada và Otchia (2025) [3]. Thứ hai, tác động nhân quả chỉ xuất hiện ở nhóm 12 tỉnh nghèo nhất xác nhận luận điểm của Lewis (1954) và Todaro-Smith (2009) về tác động hấp thụ lao động khi xuất phát điểm nghèo đủ thấp, việc phi nông nghiệp hóa thông qua doanh nghiệp tạo ra lợi ích cận biên rất cao [6, 7]. Kết quả này gợi ý hàm ý chính sách rằng ngân sách khuyến khích doanh nghiệp cần ưu tiên tập trung vào 12 tỉnh này và

các chính sách ưu đãi thuế, hạ tầng khu công nghiệp và tuyển dụng lao động địa phương có cơ sở thực nghiệm vững chắc hơn cho nhóm này so với các tỉnh đã phát triển.

Về hạn chế, nghiên cứu chưa đi sâu phân tích sự khác biệt giữa các doanh nghiệp trong các ngành, loại hình hoặc quy mô khác nhau thì mức độ tác động có sự khác nhau như thế nào tới giảm nghèo đa chiều. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cũng chưa phân tích tác động lan tỏa từ sự phát triển của các tỉnh lân cận đối với giảm nghèo đa chiều tại địa phương.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Le D. V., Tran T. Q. & Doan T. (2022). The private sector and multidimensional poverty reduction in Vietnam: A cross province panel data analysis. *International Journal of Social Welfare*. 31(3): 291–309. DOI: 10.1111/ijsw.12524
- [2]. Jaax A. (2020). Private sector development and provincial patterns of poverty: Evidence from Vietnam. *World Development*. 127: 104747. DOI: 10.1016/j.worlddev.2019.104747
- [3]. Yamada T. & Otchia C. S. (2025). Industrial Development, Poverty Reduction, and Inequality: A Robustness Test Using Nighttime Lights in Vietnam. *Sustainable Development*. 33(4): 5820–5833. DOI: 10.1002/sd.3428
- [4]. Dinh T. A., Mayya D. & Vu Q. N. (2025). Does Private Investment Promote Multidimensional Poverty Reduction in a Sustainable Way? A Spillover Analysis. *Sustainability*. 17(22): 10172. DOI: 10.3390/su172210172
- [5]. Alkire S. & Foster J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*. 95(7-8): 476–487. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2010.11.006
- [6]. Lewis W. A. (1954). Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchester School*. 22(2): 139–191. DOI: 10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x
- [7]. Todaro M. P. & Smith S. C. (2009). *Economic development*. Pearson education.