



Tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo: phân tích dữ liệu các tỉnh/thành Việt Nam giai đoạn 2016–2023

NGUYỄN HUY^a, TRỊNH THANH NHÂN^{*,b}, NGUYỄN HUY LONG^a, NGUYỄN NHẬT TRƯỜNG^c, CAO TRƯƠNG PHÚC HẬU^d

^a Công Ty TNHH TM DV XD An Hưng Phát

^b Trường Cao đẳng Cộng đồng Sóc Trăng

^c Ban Quản lý Khu Công nghiệp tỉnh Hậu Giang

^d Chi cục Thuế Quận Ninh Kiều, Thành phố Cần Thơ

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 16/12/2024 Ngày nhận lại: 03/02/2025 Duyệt đăng: 04/02/2025 Mã phân loại JEL: O10; O18; R10. Từ khóa: Đô thị hóa; Hiệu ứng lan tỏa; Hồi quy không gian; Nghèo. Keywords: Urbanization; Spillover effect;	Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng mới về tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo tại Việt Nam. Bằng dữ liệu bảng từ 63 tỉnh/thành trong giai đoạn 2016–2023 và mô hình hồi quy không gian, nghiên cứu đã tìm ra mối quan hệ có ý nghĩa giữa đô thị hóa và tình trạng nghèo. Đô thị hóa không chỉ trực tiếp làm giảm nghèo trong phạm vi địa giới hành chính của địa phương mà còn gián tiếp giảm nghèo ở địa phương khác, còn được gọi là hiệu ứng lan tỏa. Tuy nhiên, hiệu ứng lan tỏa này chủ yếu được tạo ra bởi các tỉnh lân cận và giảm nhanh khi khoảng cách giữa các địa phương tăng lên. Kết quả này khuyến nghị việc thành lập thêm các đô thị ở vùng xa và tăng cường sự kết nối vùng sẽ mang lại hiệu quả giảm nghèo cao hơn. Abstract This study provides novel empirical evidence of the impact of urbanization on poverty in Vietnam. Using a panel dataset from 63 provinces/cities from 2016 to 2023 and spatial regression models, the study found a significant relationship between urbanization and poverty. Urbanization not only directly affects poverty within a province's administrative boundaries but also poverty in other

* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Trần Lê Thùy Duyên.

Email: huynguyen@econ.vn (Nguyễn Huy); ttnhan@stcc.edu.vn (Trịnh Thanh Nhân); longnguyen@econ.vn (Nguyễn Huy Long); nguyennhattruongct84@gmail.com (Nguyễn Nhật Trường); ctpau.cth@gdt.gov.vn (Cao Trương Phúc Hậu).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Huy, Trịnh Thanh Nhân, Nguyễn Huy Long, Nguyễn Nhật Trường, & Cao Trương Phúc Hậu. (2024). Tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo: phân tích dữ liệu các tỉnh/thành Việt Nam giai đoạn 2016–2023. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 35(10), 121-137.

Spatial regression; Poverty.	provinces, known as the spillover effect. However, this spillover effect is mainly originates by adjacent provinces and gradually diminishes when the distance between provinces increases. The findings imply that establishing new urban areas in remote areas and enhancing regional connectivity will increase poverty reduction efficiency.
---------------------------------	--

1. Giới thiệu

Đô thị hóa vừa là kết quả của quá trình vừa là động lực để phát triển kinh tế (Gallup và cộng sự, 1999). Trên lý thuyết, tác động của đô thị hóa đến phát triển kinh tế xuất phát từ sự tích lũy kinh tế, tức là, tập trung nguồn lực (như: con người và doanh nghiệp) vào một khu vực nhất định, có thể giúp giảm chi phí sản xuất, tăng năng suất và lợi nhuận (Beckmann, 1995; Krugman, 1991; Quigley, 2009). Thông qua tăng trưởng kinh tế, đô thị hóa là tiền đề quan trọng để giảm nghèo (Demery & Squire, 1995; Dollar & Kraay, 2000). Trong hơn ba thập kỷ qua, Việt Nam đã và đang đẩy mạnh đô thị hóa để làm động lực tăng trưởng kinh tế và giảm nghèo. Việt Nam đã đạt được tốc độ tăng trưởng kinh tế và giảm nghèo cao hơn so với mức trung bình của thế giới. Tốc độ tăng trưởng GDP bình quân của Việt Nam là 6,03%, trong khi của thế giới là 2,9%. Tỷ lệ nghèo của Việt Nam đã giảm từ 58,1% vào năm 1992 xuống còn 3,9% vào năm 2023, trong khi của thế giới là 36,6% và 8,8% trong thời gian tương ứng¹.

Mặc dù đô thị hóa có thể là nhân tố quan trọng để giảm nghèo (Demery & Squire, 1995; Dollar & Kraay, 2000; Ravallion & Van de Walle, 2008) nhưng nhiều nhà nghiên cứu cũng quan ngại về tác động tiêu cực của nó đến các vấn đề như: mất đất canh tác nông nghiệp, tăng các khu ổ chuột, quá tải về nhà ở, cơ sở hạ tầng và các dịch vụ xã hội (Jack, 2006; Tacoli và cộng sự, 2012). Những luận điểm này cho thấy rằng tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo khá phức tạp. Sự phức tạp này tăng lên khi xem xét đến sự phụ thuộc không gian của tình trạng nghèo và hiệu ứng lan tỏa của đô thị hóa – phát triển đô thị ở khu vực này có thể ảnh hưởng đến tình trạng nghèo ở khu vực khác (Wang và cộng sự, 2023). Điều này gây ra không ít khó khăn cho cả nhà nghiên cứu và nhà làm chính sách. Do sự phụ thuộc không gian trong mối quan hệ giữa đô thị hóa và tình trạng nghèo nên việc ước lượng tác động của đô thị hóa đến nghèo bằng dữ liệu cấp tỉnh sẽ không dễ dàng. Các nhà làm chính sách gặp khó khăn trong việc xây dựng chính sách phát triển đô thị và giảm nghèo ở địa phương do giới hạn về khuôn khổ thực thi chính sách trong phạm vi địa giới hành chính họ quản lý, trong khi, trên thực tế, tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo là phi địa giới hành chính.

Một số nghiên cứu trước đây tại Việt Nam cho thấy đô thị hóa tác động tích cực đến giảm nghèo theo đường tuyến tính (Nguyen và cộng sự, 2020) hoặc theo hình chữ U (Ha và cộng sự, 2021). Tức là, theo kết quả nghiên cứu của Ha và cộng sự (2021), đô thị hóa trong giai đoạn đầu sẽ tác động mạnh mẽ đến giảm nghèo, nhưng trong giai đoạn sau (đô thị hóa ở mức độ cao) sẽ làm tăng nghèo. Một nghiên cứu khác được thực hiện bởi Arouri và cộng sự (2017) cho thấy rằng đô thị hóa có thể làm giảm nghèo ở nông thôn. Tuy nhiên, các tác giả này chỉ kiểm tra tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo trong phạm vi địa giới hành chính của địa phương mà bỏ đi sự phụ thuộc không gian và hiệu ứng lan tỏa. Cụ

¹ Truy cập từ <https://databank.worldbank.org/>

thể, Nguyen và cộng sự (2020) sử dụng dữ liệu cấp tỉnh giai đoạn 2006–2014 và các mô hình hồi quy logit, Ha và cộng sự (2021) sử dụng dữ liệu giai đoạn 2006–2016 và mô hình hồi quy D-GMM, Arouri và cộng sự (2017) sử dụng dữ liệu điều tra dân số (VHLSS) giai đoạn 2002–2008 và hồi quy tuyến tính OLS để kiểm tra tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo. Ngoài việc không thể ước lượng được hiệu ứng lan tỏa, việc sử dụng các mô hình này với dữ liệu gộp cấp tỉnh có thể không đạt được kết quả ước lượng chính xác do sự phụ thuộc không gian (Anselin, 2003; Elhorst và cộng sự, 2010; LeSage & Pace, 2009).

Để lấp đầy khoảng trống trên, nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng từ 63 tỉnh/thành của Việt Nam giai đoạn 2016–2023 và mô hình hồi quy không gian để ước lượng tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo, bao gồm tác động trực tiếp và hiệu ứng lan tỏa. Cụ thể, nghiên cứu kiểm tra mối quan hệ giữa tỷ lệ dân số thành thị và tỷ lệ hộ nghèo của địa phương (cấp tỉnh) dưới sự kiểm soát của các yếu tố kinh tế - xã hội khác. Nghiên cứu sẽ đưa ra kết quả ước lượng chính xác hơn về tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo nhờ vào khả năng khắc phục thiên lệch do sự phụ thuộc không gian của các mô hình kinh tế lượng không gian. Đồng thời, nghiên cứu cung cấp thông tin về hiệu ứng lan tỏa của đô thị hóa đến tình trạng nghèo, điều mà các nghiên cứu trước đây tại Việt Nam chưa thực hiện.

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho lý thuyết về tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo bên trong một quốc gia. Nhiều nhà nghiên cứu chỉ ra rằng tác động của đô thị hóa đến đầu ra kinh tế là khác nhau, phụ thuộc vào quá trình và bản chất của đô thị hóa (Bloom và cộng sự, 2008; Basu & Mallick, 2008). Vì vậy, kết quả nghiên cứu tại Việt Nam sẽ cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm cho lý thuyết về tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo. Trong phạm vi hiểu biết của nhóm tác giả, nghiên cứu về tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo bằng mô hình kinh tế lượng không gian còn hạn chế về số lượng (Wang và cộng sự, 2023), và đây có thể là nghiên cứu đầu tiên về tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo ở Việt Nam được thực hiện với kỹ thuật kinh tế lượng không gian. Ngoài ra, khác với các nghiên cứu trước đây (Arouri và cộng sự, 2017; Ha và cộng sự, 2021; Nguyen và cộng sự, 2020), nghiên cứu này sử dụng dữ liệu giai đoạn 2016–2023 – giai đoạn Việt Nam áp dụng chuẩn nghèo đa chiều. Khác với chuẩn nghèo truyền thống (chỉ tập trung vào thu nhập), chuẩn nghèo đa chiều xác định tình trạng nghèo của hộ dựa trên nhiều tiêu chí, bao gồm thu nhập và mức độ thiếu hụt dịch vụ xã hội cơ bản. Việc sử dụng số liệu nghèo theo chuẩn đa chiều giúp hiểu biết sâu sắc hơn về tác động của đô thị hóa đến người dân trên nhiều khía cạnh hơn, không chỉ thu nhập.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Sự phụ thuộc không gian của tình trạng nghèo

Sự phụ thuộc không gian của một chỉ số kinh tế - xã hội là hiện tượng giá trị quan sát của nó ở một địa phương/vùng này bị ảnh hưởng bởi giá trị quan sát của cùng chỉ tiêu đó ở địa phương/vùng khác (Anselin, 2003; LeSage & Pace, 2009). Theo đó, sự phụ thuộc không gian của nghèo là hiện tượng mức độ nghèo ở một địa phương/vùng này bị ảnh hưởng bởi mức độ nghèo ở địa phương/vùng khác (Ajao và cộng sự, 2023; Liu và cộng sự, 2023). Sự phụ thuộc không gian của dữ liệu nghèo xuất phát từ thực tế rằng tình trạng nghèo thường tập trung tại một khu vực nhất định, dẫn đến một địa phương có mức độ nghèo cao thường có những hàng xóm có mức độ nghèo cao (Liu và

cộng sự, 2023; Zhou & Liu, 2022). Nhiều nhà nghiên cứu giải thích sự phụ thuộc không gian này là kết quả của các nhân tố môi trường, như: địa hình, khí hậu, nguồn tài nguyên; và các nhân tố kinh tế - xã hội, như: hạ tầng công cộng, giáo dục và y tế (Ge và cộng sự, 2017; Liu và cộng sự, 2017; Liu và cộng sự, 2022), một cú sốc/thay đổi về một nhân tố chung nhất định làm cho các vùng có những đặc điểm tương tự thay đổi cùng nhau (Baumont và cộng sự, 2003). Fang và Zou (2014) đã tìm ra rằng triển vọng kinh tế của cá nhân bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi nhóm mà họ gắn bó. Những đặc điểm của nhóm, như: nơi cư trú, trường học, doanh nghiệp, dân tộc và giới tính có thể ảnh hưởng đến kết quả kinh tế của cá nhân trong nhóm thông qua các cơ chế như hiệu ứng nhóm đồng đẳng, hiệu ứng hình mẫu, học tập xã hội và sự bổ sung xã hội (Durlauf, 2001). Ngoài ra, sự phụ thuộc không gian của tình trạng nghèo có thể là kết quả của quá trình thực hiện đồng độ các chính sách giảm nghèo của những địa phương trong vùng. De Siano và D’Uva (2017) chỉ ra rằng chính quyền địa phương thường quan sát hành vi của các địa phương lân cận trong việc thực thi các chính sách công.

Theo cách hiểu trên, sự phụ thuộc không gian của dữ liệu nghèo theo địa phương/vùng bên trong một quốc gia đã được ghi nhận trong nhiều nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Kamenetsky và cộng sự, 2019; Liu và cộng sự, 2022; Liu và cộng sự, 2023; Wang và cộng sự, 2023).

2.2. Tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo

Nhiều tài liệu và nghiên cứu trước đây cho thấy đô thị hóa không chỉ tác động trực tiếp đến tình trạng nghèo bên trong địa giới hành chính của địa phương mà còn gián tiếp tác động đến tình trạng nghèo ở địa phương khác, còn được gọi là hiệu ứng lan tỏa.

Trong phạm vi địa giới hành chính của địa phương, đô thị hóa có thể tác động đến tình trạng nghèo theo hai hướng. Một mặt, đô thị hóa làm giảm nghèo thông qua tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế bằng cung cấp việc làm và phân phối thu nhập (Demery & Squire, 1995; Dollar & Kraay, 2000). Đô thị hóa thúc đẩy chuyển đổi sản xuất và tích lũy công nghiệp (Turok và cộng sự, 2013), hấp thu lao động dư thừa tại nông thôn, từ đó nâng cao năng suất lao động, tăng thu nhập và giảm nghèo (Quigley, 2009). Ngoài ra, đô thị hóa thường dẫn đến sự phát triển cơ sở hạ tầng (Agénor, 2010) và cải thiện dịch vụ xã hội, như: giáo dục, y tế, góp phần quan trọng trong giảm nghèo (Jayasuriya & Wodon, 2003; Wang và cộng sự, 2023). Tuy nhiên, đô thị hóa cũng có thể làm tăng tình trạng nghèo liên quan đến mất đất canh tác, tăng các khu ổ chuột, quá tải về nhà ở, cơ sở hạ tầng và các dịch vụ xã hội (Jack, 2006; Tacoli và cộng sự, 2012).

Trên phạm vi liên vùng/địa phương, hiệu ứng lan tỏa của đô thị hóa đến tình trạng nghèo có thể được giải thích thông qua một số kênh sau:

Một là, đô thị hóa thúc đẩy lao động từ các vùng ven di cư đến các trung tâm kinh tế (khu đô thị) để tìm việc làm. Ví dụ, những người nghèo ở vùng nông thôn thường không có hoặc có rất ít đất sản xuất (Trinh & Lee, 2023) nên họ sẽ di chuyển từ lĩnh vực nông nghiệp sang phi nông nghiệp và từ nông thôn đến thành thị (Harris & Todaro, 1970). Lao động di cư được kỳ vọng sẽ có được thu nhập tăng lên và gia đình của họ có thể nhận được tiền gửi từ họ để thoát nghèo khi số tiền này có thể được dùng để đầu tư phát triển nguồn lực con người, tích lũy hoặc đầu tư phát triển sản xuất nông nghiệp hoặc bắt đầu kinh doanh phi nông nghiệp (Stark & Taylor, 1991). Tuy nhiên, ở chiều ngược lại, quá trình di cư này có thể dẫn đến sự suy giảm ở địa phương (nơi diễn ra sự di cư mạnh mẽ) liên quan đến già hóa dân số và thiếu hụt nguồn lao động (Dax & Fischer, 2018). Ngoài ra, chính sự di cư tạo nên áp lực về việc làm và các nhu cầu về cơ sở hạ tầng và dịch vụ xã hội tại chính các địa phương tiếp nhận người di cư, dẫn đến tăng

nghèo tại đây (Tacoli và cộng sự, 2012). Lao động di cư cạnh tranh việc làm với lao động địa phương hoặc chính bản thân lao động di cư không thể tìm được việc làm và rơi vào tình trạng nghèo đói.

Hai là, phát triển đô thị tại một địa phương tác động tích cực đến các khu vực lân cận thông qua nhu cầu tăng lên cho các sản phẩm từ vùng lân cận. Ví dụ, tăng trưởng kinh tế và mật độ dân số cao ở các vùng thành thị tạo ra nhu cầu tăng lên cho các sản phẩm từ vùng ven như nông sản (Cali & Menon, 2013). Cùng với sự phát triển của cơ sở hạ tầng giao thông làm cho chi phí vận chuyển giữa các địa phương trở nên rẻ hơn (Otsuka, 2007), nhu cầu tăng lên cho các sản phẩm từ vùng ven do quá trình đô thị hóa giúp tăng trưởng kinh tế vùng ven. Tuy nhiên, quá trình này cũng có thể làm tăng nghèo đói do sự thiếu hụt lương thực và tăng mức sống. Ví dụ, khi lao động chuyển dịch từ sản xuất nông nghiệp sang phi nông nghiệp và sự lưu thông hàng hóa từ vùng ven đến các trung tâm kinh tế trở nên dễ dàng hơn, các vùng ven sẽ đối mặt với tình trạng tăng giá các sản phẩm truyền thống như nông sản (Liu và cộng sự, 2021; Yang và cộng sự, 2024), điều này có thể làm tăng nghèo đói khi những người thu nhập thấp không thể tiếp cận được với các loại hàng hóa trước đây vốn không đắt đỏ.

Ba là, quá trình đô thị hóa một địa phương có thể làm tăng thu nhập từ lương của lao động tại các khu vực lân cận do cạnh tranh lực lượng lao động (Fafchamps & Shilpi, 2005; Deichman và cộng sự, 2009). Cụ thể, lao động di cư đến nơi khác sẽ dẫn đến sự thiếu hụt lao động tại địa phương, người sử dụng lao động tại địa phương buộc phải tăng lương hoặc giá thuê lao động tại địa phương. Kết quả là, lao động nghèo sẽ được hưởng lợi từ việc cạnh tranh lao động được tạo ra bởi quá trình đô thị hóa ở nơi khác.

Cuối cùng, hiệu ứng lan tỏa của đô thị hóa đến giảm nghèo có thể đến từ các khía cạnh về giáo dục, kiến thức và công nghệ. Sự phát triển của các khu đô thị thường đi kèm với sự phát triển của các dịch vụ giáo dục, và với sự phát triển của cơ sở hạ tầng giao thông, cư dân khu vực lân cận dễ dàng tiếp cận với giáo dục hơn và từ đó thoát nghèo (Ge và cộng sự, 2020). Đô thị hóa cũng thúc đẩy quá trình lan tỏa kiến thức và công nghệ thông qua lao động di cư đã làm việc tại khu vực thành thị, tiếp thu kiến thức và công nghệ, sau đó trở về địa phương phát triển sản xuất (Miguélez & Moreno, 2015), hoặc các doanh nghiệp ở thành thị mở rộng hợp tác với các đối tác tại các vùng lân cận (Huynh, 2023). Ngoài ra, các đô thị sẽ cung cấp dịch vụ y tế cho người dân ở các vùng lân cận để cải thiện sức khỏe, một trong những tiêu chí của nghèo đói đa chiều (Wang và cộng sự, 2023).

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Mô hình thực nghiệm và phương pháp ước lượng

Trước tiên, kiểm định Moran's I được sử dụng để nhận diện sự phụ thuộc không gian của dữ liệu tình trạng nghèo. Đây là điều kiện tiên quyết của việc sử dụng mô hình kinh tế lượng không gian đối với dữ liệu nghiên cứu (Anselin, 2003; Elhorst và cộng sự, 2010; LeSage & Pace, 2009). Giả sử rằng kết quả kiểm định Moran's I tiết lộ sự phụ thuộc không gian của tình trạng nghèo, việc sử dụng các mô hình hồi quy truyền thống sẽ không đạt được kết quả ước lượng chính xác (Anselin, 2003; Elhorst và cộng sự, 2010; LeSage & Pace, 2009), nên nghiên cứu này sử dụng mô hình hồi quy không gian để đạt được kết quả chính xác hơn. Đồng thời, các mô hình hồi quy không gian có thể điều tra tác động trực tiếp và hiệu ứng lan tỏa của biến độc lập lên biến phụ thuộc. Nhờ những thuận lợi này, mô hình

hồi quy không gian được sử dụng rộng rãi trong nhiều lĩnh vực nghiên cứu với dữ liệu phụ thuộc không gian và để điều tra hiệu ứng lan tỏa (Trình và cộng sự, 2024; Wang và cộng sự, 2023).

Các mô hình hồi quy không gian thường được sử dụng bao gồm mô hình hồi quy với biến độc lập phụ thuộc không gian (Spatial Autoregressive Model – SAR), mô hình hồi quy với phần dư phụ thuộc không gian (Spatial Error Model – SEM), mô hình hồi quy với biến độc lập và phần dư phụ thuộc không gian (Spatial Autocorrelation – SAC), và mô hình Durbin không gian (Spatial Durbin Model – SDM). Các mô hình này giải thích tác động của biến độc lập lên biến phụ thuộc theo các cơ chế khác nhau. Dựa vào cơ sở lý thuyết và mục tiêu nghiên cứu, nhóm tác giả sử dụng mô hình SDM để ước lượng tác động của đô thị hóa đến nghèo đói vì mô hình này bao hàm sự phụ thuộc không gian của cả biến phụ thuộc và biến độc lập. Mô hình SDM có thể được mô tả như sau:

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + \beta X_{it} + \theta WX_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó,

$i (1, \dots, N)$: đơn vị không gian (trong nghiên cứu này là tỉnh/thành);

$t (1, \dots, T)$: năm;

Y_{it} : biến phụ thuộc tại tỉnh i trong năm t ;

X_{it} : các biến độc lập tại tỉnh i trong năm t ;

μ_i : hiệu ứng cố định tỉnh;

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$: phần dư;

β, ρ và θ : các tham số ước lượng; và

W : ma trận trọng số không gian. Ma trận này dựa trên khoảng cách từ trung tâm hành chính giữa các tỉnh và có thể được mô tả như sau:

$$W_{ij}^d = \begin{cases} \frac{1}{|d_{ij}|} & \text{khi } i \neq j \\ 0 & \text{khi } i = j \end{cases} \quad (2)$$

Trong đó, $d_{ij} = d_{ji}$: khoảng cách từ tỉnh i đến j ; nghiên cứu này sử dụng ma trận chuẩn hóa theo hàng với tổng trọng số trong mỗi hàng bằng 1 để đảm bảo trọng số không gian có thể so sánh được giữa các tỉnh: $W_{ij}^d = \frac{W_{ij}}{\sum_j W_{ij}}$; ma trận trọng số không gian W là ma trận vuông $n \times n$, với n là số tỉnh, mỗi thành phần W_{ij} đại diện cho trọng số không gian giữa tỉnh i và j .

$$W = \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & \cdots & W_{1n} \\ W_{21} & W_{22} & \cdots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \cdots & W_{nn} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp ước lượng khả năng gần tối đa (Quasi-Maximum Likelihood) để ước lượng các mô hình hồi quy không gian, được phát triển cho Stata bởi Belotti và cộng sự (2017).

- *Các biến trong mô hình ước lượng*

Biến phụ thuộc

Từ năm 2016, Việt Nam đã sử dụng chuẩn nghèo đa chiều để xác định và thống kê số liệu hộ nghèo trên cả nước. Theo Quyết định số 59/2015/QĐ-TTg của Thủ tướng Chính phủ, nghèo đa chiều ở Việt Nam bao gồm các tiêu chí cơ bản là: thu nhập, việc làm, sức khỏe, giáo dục, nhà ở, tiếp cận nước sạch và thông tin. Chuẩn nghèo đa chiều đã được sử dụng rộng rãi trên thế giới (Alkire & Foster, 2011; Wang và cộng sự, 2023). Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng số liệu hộ nghèo theo chuẩn đa chiều để phù hợp với bối cảnh mới.

Biến độc lập mục tiêu

Biến mục tiêu của nghiên cứu này là đô thị hóa. Đô thị hóa có thể được đo lường bằng nhiều tiêu chí khác nhau, như: số lượng các đô thị, diện tích đất đô thị hoặc dân số thành thị. Tuy nhiên, các chỉ số về số lượng đô thị hoặc diện tích đất đô thị có thể không phản ánh tốt mức độ đô thị hóa bằng tỷ lệ dân số thành thị. Cụ thể, các đô thị có quy mô lớn nhỏ khác nhau nhưng vẫn được tính là một đơn vị, hoặc các địa phương có thể quy hoạch đất dành cho đô thị nhưng mức độ lấp đầy diện tích này là khác nhau. Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng tỷ lệ dân số thành thị để đại diện cho đô thị hóa. Chỉ số này cũng được sử dụng làm đại diện của đô thị hóa trong nhiều nghiên cứu trước đây (Arouri và cộng sự, 2017; Ha và cộng sự, 2021; Nguyen và cộng sự, 2020; Wang và cộng sự, 2023).

Các biến kiểm soát

Dựa vào lược khảo tài liệu và nguồn số liệu sẵn có, mô hình ước lượng sẽ bao hàm các biến kiểm soát để hạn chế sai lệch do bỏ sót biến. Cụ thể, mô hình bao gồm các biến: tỷ lệ dân số biết chữ, tỷ lệ nam giới, tỷ lệ đất nông nghiệp, chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công cấp tỉnh (PAPI), tổng sản phẩm trên địa bàn bình quân đầu người (GRDP) và chi tiêu công (Ha và cộng sự, 2021; Le và cộng sự, 2022; Martinez-Vazquez và cộng sự, 2009; Nguyen và cộng sự, 2020; Trinh & Lee, 2023; Trịnh Thanh Nhân & Trịnh Anh Khoa, 2023; Wang và cộng sự, 2023).

Bảng 1.

Mô tả các biến trong mô hình ước lượng

Tên biến	Mô tả	Đơn vị	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
<i>Biến phụ thuộc</i>						
Tỷ lệ hộ nghèo	Tỷ lệ hộ nghèo theo chuẩn nghèo đa chiều hàng năm	%	8,76	9,59	0,00	53,93
<i>Biến độc lập</i>						
Dân số thành thị	Tỷ lệ dân số thành thị trên tổng dân số của tỉnh	%	29,79	17,27	9,80	87,64
Tỷ lệ biết chữ	Tỷ lệ dân số từ 15 tuổi trở lên biết chữ	%	93,74	6,39	60,20	99,39
Tỷ lệ nam giới	Tỷ lệ dân số nam trên 100 nữ của tỉnh	%	99,68	2,54	90,52	106,90

Tên biến	Mô tả	Đơn vị	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Đất nông nghiệp	Tỷ lệ diện tích đất nông-lâm nghiệp trên tổng diện tích đất tự nhiên của tỉnh	%	75,71	14,16	39,20	94,20
PAPI	Chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công cấp tỉnh		42,55	4,42	32,59	53,30
Chi tiêu công	Tổng chi ngân sách địa phương hàng năm trên diện tích tỉnh	tỷ đồng/km ²	8,55	4,09	1,94	28,08
GRDP	Tổng sản phẩm trên địa bàn bình quân đầu người	triệu đồng/người/năm	68,83	44,34	22,40	377,74

Ghi chú: số tỉnh: 63; số quan sát: 504.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của 63 tỉnh/thành tại Việt Nam giai đoạn 2016–2023. Dữ liệu được thu thập từ trang web của Tổng cục Thống kê, Cổng Công khai Ngân sách Nhà nước của Bộ Tài chính, trang web: <https://papi.org.vn> và <https://data.opendevlopmentmekong.net/dataset/> (dữ liệu bản đồ). Riêng dữ liệu GRDP và chi tiêu công từ các nguồn trên không đầy đủ cho một số tỉnh trong một số năm, nhóm tác giả dựa vào niên giám thống kê hoặc các trang web chính thức của địa phương để bổ sung số liệu thiếu.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc không gian của tình trạng nghèo

Kết quả kiểm định Moran's I cho biến tỷ lệ nghèo cho thấy hệ số ước lượng dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% qua tất cả các năm nên giả thuyết H_0 bị loại bỏ, ngụ ý tồn tại sự phụ thuộc không gian của biến tỷ lệ nghèo (Bảng 2). Kết quả này cho thấy rằng việc sử dụng mô hình hồi quy không gian là phù hợp và cần thiết.

Bảng 2.

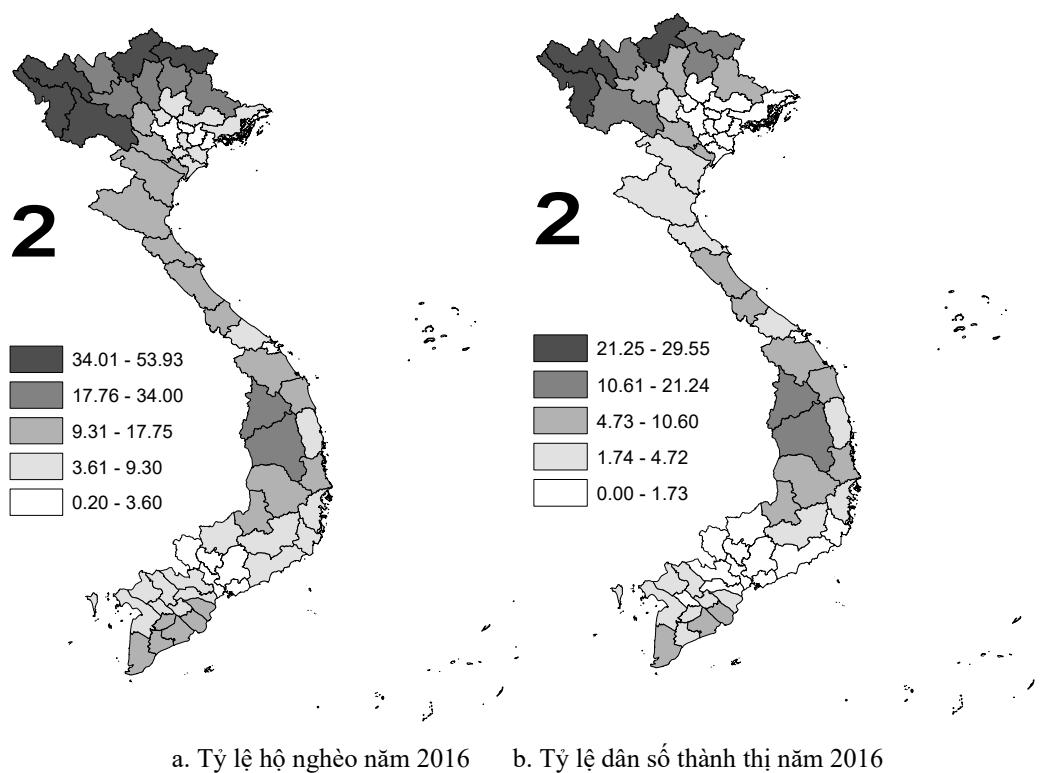
Kết quả kiểm định Moran's I của biến tỷ lệ hộ nghèo

Năm	Hệ số ước lượng	Sai số chuẩn	p > t
2016	0,185	0,024	0,000
2017	0,186	0,024	0,000
2018	0,188	0,024	0,000
2019	0,188	0,024	0,000
2020	0,187	0,024	0,000

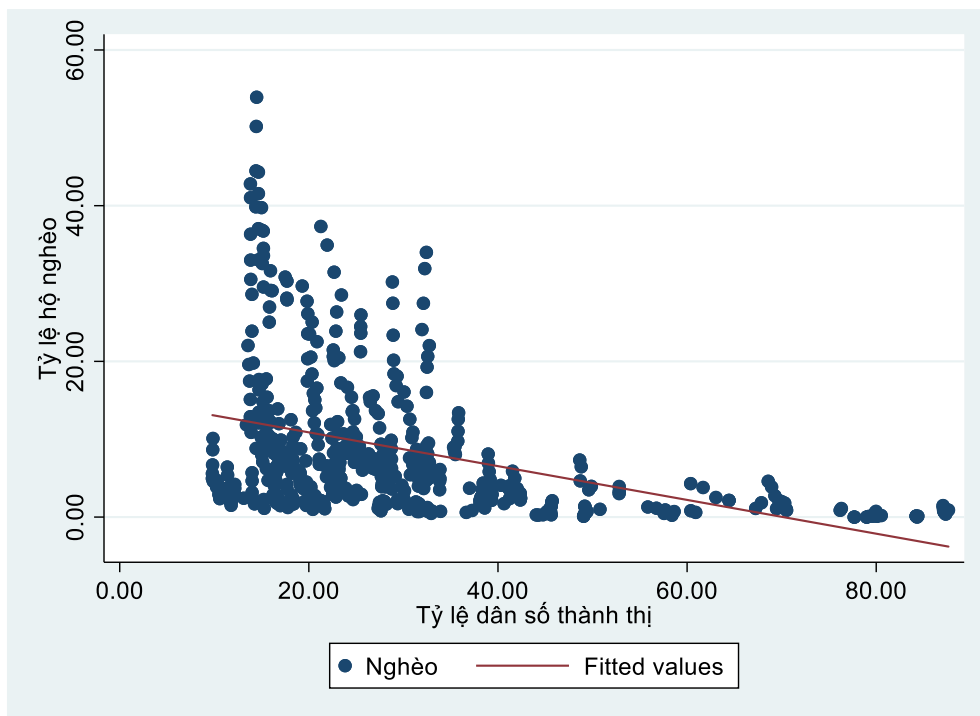
Năm	Hệ số ước lượng	Sai số chuẩn	$p > t$
2021	0,188	0,024	0,000
2022	0,178	0,024	0,000
2023	0,170	0,023	0,000

Bên cạnh kết quả kiểm định Moran's I, bản đồ phân phối tỷ lệ hộ nghèo và dân số thành thị (Hình 1) cũng cho thấy sự phụ thuộc không gian của tỷ lệ hộ nghèo và dân số thành thị. Đồng thời, các bản đồ cũng thể hiện khá rõ mối tương quan giữa tỷ lệ hộ nghèo và dân số thành thị, những địa phương có tỷ lệ hộ nghèo thấp có xu hướng có tỷ lệ dân thành thị cao. Mối quan hệ này cũng thể hiện khá rõ trong Hình 2.

Kết quả ước lượng (Bảng 3) cho thấy rằng hệ số ước lượng sự phụ thuộc không gian (ρ) dương và có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình, ngụ ý rằng sự thay đổi tỷ lệ hộ nghèo của các tỉnh lân cận sẽ làm thay đổi tỷ lệ hộ nghèo của tỉnh quan sát. Cụ thể, hệ số ước lượng $\rho = 0,311$ (Bảng 3, Cột 1) ngụ ý rằng khi tỷ lệ hộ nghèo của các tỉnh lân cận thay đổi (tăng hoặc giảm) 1% thì tỷ lệ hộ nghèo của tỉnh quan sát sẽ thay đổi tương ứng là 0,31%. Những kết quả này khẳng định sự phụ thuộc không gian thuận về mức độ nghèo giữa các tỉnh. Một tỉnh có tỷ lệ hộ nghèo cao (thấp) sẽ có hàng xóm có tỷ lệ hộ nghèo cao (thấp).



Hình 1. Bản đồ phân bố tỷ lệ hộ nghèo và dân số thành thị năm 2016



Hình 2. Biểu đồ thể hiện mối quan hệ giữa tỷ lệ dân số thành thị và hộ nghèo tại các tỉnh/thành giai đoạn 2016–2023

4.2. Kết quả ước lượng tác động của đô thị hóa đến nghèo

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng tác động của đô thị hóa và các biến kiểm soát đến tỷ lệ nghèo. Như đã đề cập, một số tác giả trước đây (Ha và cộng sự, 2021) đã tìm ra mối quan hệ hình chữ U giữa đô thị hóa và nghèo bằng mô hình hồi quy D-GMM với dữ liệu giai đoạn 2006–2016. Vì vậy, nhóm tác giả kiểm tra mối quan hệ hình chữ U này bằng việc thêm biến bình phương của Dân số thành thị vào mô hình (Mô hình 2). Ngoài ra, đô thị hóa vừa là kết quả của quá trình phát triển kinh tế vừa là động lực để phát triển kinh tế (Gallup và cộng sự, 1999) và tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo xuất phát từ kết quả của tăng trưởng kinh tế (Demery & Squire, 1995; Dollar & Kraay, 2000). Theo quan điểm này, biến đô thị hóa và GRDP không nên được sử dụng đồng thời trong mô hình ước lượng để tránh đa cộng tuyến. Tuy nhiên, đô thị hóa có thể tác động đến nghèo không thông qua GRDP, như cung cấp dịch vụ giáo dục và sức khỏe (đã được đề cập ở phần 2). Một số nghiên cứu trước đây của Ha và cộng sự (2021), Nguyen và cộng sự (2020) đã sử dụng đồng thời biến tỷ lệ dân số thành thị và GRDP trong mô hình ước lượng. Vì vậy, nhóm tác giả thực hiện mô hình với các biến kiểm soát bao gồm GRDP (Mô hình 3) để kiểm tra tính vững của kết quả ước lượng tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo.

4.2.1. Tác động chính

Trong mô hình hồi quy không gian, tác động chính (Main Effect) là tác động của biến độc lập lên biến phụ thuộc trong phạm vi địa giới hành chính, không xét đến tác động từ các địa phương lân cận, nhóm tác giả gọi đây là tác động trực tiếp. Kết quả ước lượng (Bảng 3, phần trên) cho thấy rằng biến Dân số thành thị có hệ số ước lượng âm và có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình; ngược lại,

biến Dân số thành thị bình phương có hệ số ước lượng dương và có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, để kết luận về mối quan hệ hình chữ U giữa đô thị hóa và nghèo, nhóm tác giả tính toán ngưỡng chuyển đổi và xem xét mức độ hợp lý của ngưỡng này. Theo kết quả ước lượng (Bảng 3, Cột 2), hệ số hồi quy của biến Dân số thành thị là $\beta_1 = -0,132$ và biến Dân số thành thị bình phương là $\beta_7 = 0,001$; như vậy, ngưỡng chuyển đổi: $-\frac{\beta_1}{(2 \times \beta_7)} = -\frac{-0,132}{(2 \times 0,001)} = 66,0$ hay 6.600%, đây là kết quả không hợp lý. Do đó, mặc dù kết quả ước lượng cho thấy biến Dân số thành thị bình phương có hệ số hồi quy dương và có ý nghĩa thống kê, nhưng mối quan hệ hình chữ U giữa đô thị hóa và tình trạng nghèo với dữ liệu và mô hình hồi quy không gian trong nghiên cứu này là không hợp lý. Ngoài ra, giá trị AIC trong Mô hình 1 nhỏ hơn Mô hình 2, ngụ ý rằng Mô hình 1 phù hợp hơn Mô hình 2.

Kết quả ước lượng Mô hình 2 cho thấy rằng việc thêm biến GRDP không làm đổi dấu và mức ý nghĩa của biến Dân số thành thị, và chỉ làm giảm nhẹ hệ số hồi quy của biến này. Điều này cho thấy tính vững của biến Dân số thành thị trong các mô hình ước lượng. Các kết quả này cho thấy rằng xét trong phạm vi địa giới hành chính của tỉnh, đô thị hóa làm giảm nghèo một cách mạnh mẽ. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Nguyen và cộng sự (2020), Wang và cộng sự (2023), nhưng khác với Ha và cộng sự (2021), người đã tìm ra mối quan hệ hình chữ U giữa đô thị hóa và tình trạng nghèo.

Bảng 3.

Kết quả ước lượng mô hình SDM tác động của đô thị hóa đến tỷ lệ nghèo

Biến độc lập	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
	(1)	(2)	(3)
ρ (WY)	0,311**	0,314**	0,311**
Dân số thành thị	-0,062***	-0,132***	-0,055***
Tỷ lệ biết chữ	-0,797***	-0,808***	-0,793***
Tỷ lệ nam giới	0,463***	0,466***	0,468***
Đất nông nghiệp	0,016	0,020	0,014
PAPI	-0,169*	-0,191**	-0,166*
Chỉ tiêu công	-0,173***	-0,176	-0,162***
Dân số thành thị (bình phương)	-	0,001*	-
GRDP			-0,005
θ (WX)			
W × Dân số thành thị	-0,553***	-0,289	-0,506***
W × Tỷ lệ biết chữ	-0,840***	-0,768**	-0,826***
W × Tỷ lệ nam giới	-2,298***	-2,206***	-2,140***
W × Đất nông nghiệp	0,428***	0,408***	0,388***
W × PAPI	-0,271	-0,250	-0,271
W × Chỉ tiêu công	1,672***	1,596***	1,741***

Biến độc lập	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
	(1)	(2)	(3)
W × Dân số thành thị (bình phương)	-	-0,003	-
W × GRDP			-0,020
R ²	0,830	0,830	0,830
Kiểm định Hausman	47,280***	44,550***	72,680***
AIC	2.789,736	2.790,263	2.792,714

Ghi chú: số tỉnh: 63; số quan sát: 504.

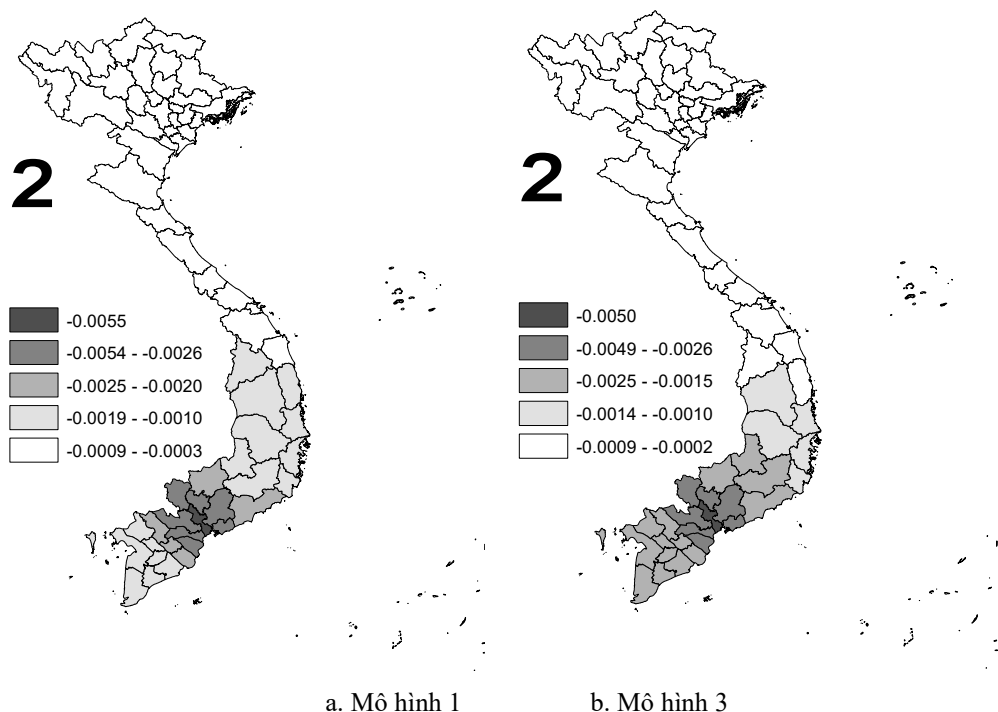
*, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Giá trị kiểm định Hausman có ý nghĩa ở mức 1% nên các mô hình hiệu ứng cố định (Fixed-Effects) được lựa chọn.

4.2.2. Hiệu ứng lan tỏa

Trong công thức (1), θ là tham số phụ thuộc không gian của biến độc lập, tham số này phản ánh hiệu ứng lan tỏa của biến độc lập của các địa phương lân cận đến biến phụ thuộc của địa phương quan sát. Như vậy, hiệu ứng lan tỏa của đô thị hóa là giá trị hệ số hồi quy (θ) của biến Dân số thành thị. Kết quả ước lượng (Bảng 3) cho thấy rằng biến Dân số thành thị có giá trị âm và có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình, ngụ ý rằng sự tăng lên của Dân số thành thị ở các tỉnh lân cận có thể làm giảm tỷ lệ nghèo ở tỉnh quan sát. Hay nói cách khác, đô thị hóa ở địa phương này có thể làm giảm nghèo ở địa phương khác. Lưu ý rằng, mặc dù độ lớn hệ số ước lượng của hiệu ứng lan tỏa lớn hơn so với tác động chính, nhưng nó không ngụ ý rằng hiệu ứng lan tỏa mạnh hơn tác động trực tiếp. Trong mô hình hồi quy không gian, hiệu ứng lan tỏa là tổng tác động của các địa phương còn lại lên địa phương quan sát. Do đó, tính trung bình từ 62 tỉnh/thành thì hiệu ứng lan tỏa thấp hơn đáng kể so với tác động trực tiếp. Điều này có nghĩa là đô thị hóa làm giảm nghèo trực tiếp tại địa phương mạnh hơn so với giảm nghèo ở địa phương khác.

Để biểu diễn hiệu ứng lan tỏa của đô thị hóa đến tình trạng nghèo, nhóm tác giả dự đoán kết quả tác động của biến Dân số thành thị đến tỷ lệ hộ nghèo bằng việc tăng tỷ lệ dân số thành thị lên 10%. Do giới hạn dung lượng bài viết nên nhóm tác giả chỉ chọn TP.HCM làm đại diện. Hình 3 mô phỏng hiệu ứng của biến Dân số thành thị đến tỷ lệ hộ nghèo, dựa trên kết quả dự đoán. Kết quả dự đoán cho thấy hiệu ứng lan tỏa của đô thị hóa đến tình trạng nghèo giảm dần theo khoảng cách từ TP.HCM. Hiệu ứng lan tỏa chủ yếu được tạo ra bởi các tỉnh lân cận.



Hình 3. Kết quả dự đoán tỷ lệ nghèo khi tăng 10% dân số thành thị tại TP.HCM

5. Kết luận

Đô thị hóa có tác động giảm nghèo đáng kể. Đô thị hóa không chỉ tác động đến tình trạng nghèo trong phạm vi địa giới hành chính của địa phương mà còn tác động đến tình trạng nghèo ở địa phương khác, còn được gọi là hiệu ứng lan tỏa. Tuy nhiên, hiệu ứng lan tỏa này chủ yếu được tạo ra bởi các địa phương lân cận và giảm dần theo sự tăng lên của khoảng cách giữa các địa phương.

Kết quả này có thể được ứng dụng trong lập chính sách phát triển đô thị và giảm nghèo. Cụ thể, dựa vào tác động trung bình, việc phát triển đô thị tại Việt Nam là tiền đề quan trọng để giảm nghèo. Tập trung đô thị có tác động tích cực đến giảm nghèo tại các vùng ven; tuy nhiên, tác động này giảm dần khi khoảng cách từ các vùng ven đến đô thị trung tâm tăng lên. Như vậy, có thể thấy rằng hiệu ứng lan tỏa từ các đô thị trung tâm đến các tỉnh vùng xa là rất hạn chế. Do đó, cần có các giải pháp tăng cường kết nối giữa các đô thị trung tâm với các tỉnh vùng xa, ví dụ: phát triển cơ sở hạ tầng giao thông. Một giải pháp khác là thành lập thêm các đô thị trung tâm khác để làm động lực giảm nghèo ở các vùng xa.

Điểm hạn chế của nghiên cứu này nằm ở chỗ các mô hình hồi quy dựa trên ước lượng số trung bình. Mặc dù kết quả dự đoán về hiệu ứng lan tỏa cho thấy hiệu quả giảm dần khi khoảng cách từ các trung tâm tăng trưởng tăng lên, điều này gợi ý cho việc thành lập thêm các đô thị ở vùng xa để tăng hiệu quả giảm nghèo. Tuy nhiên, do mô hình hồi quy dựa trên ước lượng trung bình nên việc dự đoán kết quả tác động của đô thị hóa đến tình trạng nghèo ở các địa phương sẽ cung cấp kết quả tương tự. Trên thực tế, tác động của đô thị đến tình trạng nghèo ở các địa phương sẽ khác nhau. Vì vậy, các

ngghiên cứu tiếp theo bằng phương pháp thí nghiệm có thể giúp kiểm tra và củng cố kết quả từ nghiên cứu này.

Tài liệu tham khảo

- Agénor, P. R. (2010). A theory of infrastructure-led development. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(5), 932-950. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2010.01.009>
- Ajao, I. O., Jemilohun, V., & Awogbemi, C. A. (2023). Spatial dependence of poverty rate and socio-economic indicators in Nigeria: An empirical analysis. *Sch J Phys Math Stat*, 6, 123-131.
- Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
- Anselin, L. (2003). Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International Regional Science Review*, 26(2), 153-166. <https://doi.org/10.1177/0160017602250972>
- Arouri, M., Youssef, A. B., & Nguyen, C. (2017). Does urbanization reduce rural poverty? Evidence from Vietnam. *Economic Modelling*, 60, 253-270. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.09.022>
- Basu, S., & Mallick, S. (2008). When does growth trickle down to the poor? The Indian case. *Cambridge Journal of Economics*, 32(3), 461-477. <https://doi.org/10.1093/cje/bem053>
- Baumont, C., Ertur, C., & Le Gallo, J. (2003). Spatial convergence clubs and the European regional growth process, 1980–1995. In B. Fingleton (Ed.), *European Regional Growth* (pp. 131-158). Berlin, Heidelberg: Springer.
- Beckmann, M. J. (1995). *Economic growth in a central place system*. In *Urban Agglomeration and Economic Growth* (pp. 107-115). Berlin, Heidelberg: Springer.
- Belotti, F., Hughes, G., & Mortari, A. P. (2017). Spatial panel-data models using Stata. *The Stata Journal*, 17(1), 139-180.
- Bloom, D. E., Canning, D., & Fink, G. (2008). Urbanization and the wealth of nations. *Science*, 319(5864), 772-775. <http://dx.doi.org/10.1126/science.1153057>
- Cali, M., & Menon, C. (2013). Does urbanization affect rural poverty? Evidence from Indian districts. *The World Bank Economic Review*, 27(2), 171-201. <https://doi.org/10.1093/wber/lhs019>
- Dax, T., & Fischer, M. (2018). An alternative policy approach to rural development in regions facing population decline. *European Planning Studies*, 26(2), 297-315. <https://doi.org/10.1080/09654313.2017.1361596>
- De Siano, R., & D’Uva, M. (2017). Fiscal decentralization and spillover effects of local government public spending: The case of Italy. *Regional Studies*, 51(10), 1507-1517. <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1208814>
- Demery, L., & Squire, L. (1995). *Poverty in Africa: An Emerging Picture*. Washington, DC.: World Bank.
- Dollar, D., & Kraay, A. (2000). *Growth is Good for the Poor Development Research Group*. Washington DC.: World Bank.

- Durlauf, S. N. (2001). *The memberships theory of poverty: The role of group affiliations in determining socioeconomic outcomes*. Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.
- Elhorst, J., Fisher, M. M., & Getis, A. (2010). Spatial panel data models. *Handbook of Applied Spatial Analysis: Soft-Ware Tools, Methods and Applications*. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Fafchamps, M., & Shilpi, F. (2005). Cities and specialisation: evidence from South Asia. *The Economic Journal*, 115(503), 477-504. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2005.00997.x>
- Fang, Y., & Zou, W. (2014). Neighborhood effects and regional poverty traps in rural China. *China & World Economy*, 22(1), 83-102. <https://doi.org/10.1111/j.1749-124X.2014.12054.x>
- Gallup, J. L., Sachs, J. D., & Mellinger, A. D. (1999). Geography and economic development. *International Regional Science Review*, 22(2), 179-232. <https://doi.org/10.1177/016001799761012334>
- Ge, D., Long, H., Qiao, W., Wang, Z., Sun, D., & Yang, R. (2020). Effects of rural–urban migration on agricultural transformation: A case of Yucheng City, China. *Journal of Rural Studies*, 76, 85-95. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2020.04.010>
- Ge, Y., Yuan, Y., Hu, S., Ren, Z., & Wu, Y. (2017). Space-time variability analysis of poverty alleviation performance in China's poverty-stricken areas. *Spatial Statistics*, 21, 460-474. <https://doi.org/10.1016/j.spasta.2017.02.010>
- Ha, N. M., Dang Le, N., & Trung-Kien, P. (2021). The impact of urbanization on poverty reduction: An evidence from Vietnam. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1918838. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1918838>
- Harris, R., & Todaro, P. (1970). Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *Am. Econ. Rev.*, 60(1), 126-142. <https://www.jstor.org/stable/1807860>
- Huynh, T. N. (2023). Economic agglomeration and technical efficiency of small and medium-sized enterprises: evidence from Vietnam. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(2), 716-737. <https://doi.org/10.1080/13547860.2021.1902600>
- Jack, M. (2006). Urbanisation, sustainable growth and poverty reduction in Asia. *IDS Bulletin*, 37(3), 101-114.
- Jayasuriya, R., & Wodon, Q. (2003). *Explaining country efficiency in improving health and education indicators: The role of urbanization*. World Development Report. The World Bank.
- Kamenetsky, M., Chi, G., Wang, D., & Zhu, J. (2019). Spatial regression analysis of poverty in R. *Spatial demography*, 7, 113-147. <https://doi.org/10.1007/s40980-019-00048-0>
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of political economy*, 99(3), 483-499.
- Le, V. D., 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. <https://doi.org/10.1111/ijsw.12524>
- LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman and Hall/CRC.

- Liu, M., Ge, Y., Hu, S., & Hao, H. (2023). The spatial effects of regional poverty: Spatial dependence, spatial heterogeneity and scale effects. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, 12(12), 501. <https://doi.org/10.3390/ijgi12120501>
- Liu, M., Ge, Y., Hu, S., Stein, A., & Ren, Z. (2022). The spatial-temporal variation of poverty determinants. *Spatial Statistics*, 50, 100631. <https://doi.org/10.1016/j.spasta.2022.100631>
- Liu, X., Xu, Y., Engel, B. A., Sun, S., Zhao, X., Wu, P., & Wang, Y. (2021). The impact of urbanization and aging on food security in developing countries: The view from Northwest China. *Journal of Cleaner Production*, 292, 126067. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126067>
- Liu, Y., Liu, J., & Zhou, Y. (2017). Spatio-temporal patterns of rural poverty in China and targeted poverty alleviation strategies. *Journal of Rural Studies*, 52, 66-75. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2017.04.002>
- Martinez-Vazquez, J., Panudulkitti, P., & Timofeev, A. (2009). Urbanization and the poverty level. *Revista DeEstudios Regionales*, 100, 19-46.
- Miguelé, E., & Moreno, R. (2015). Knowledge flows and the absorptive capacity of regions. *Research Policy*, 44(4), 833-848. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2015.01.016>
- Nguyen, H. T. T., Nguyen, C. V., & Nguyen, C. V. (2020). The effect of economic growth and urbanization on poverty reduction in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(7), 229-239. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no7.229>
- Otsuka, K. (2007). The rural industrial transition in east asia: influences and implications. Chapter 10 in Hagglblade, Hazell and Reardon (Eds), *Transforming the Rural Nonfarm Economy*. Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Quigley, J. M. (2009). Urbanization, agglomeration, and economic development. In Spence, M., Annez, P. C., & Buckey, R. M. (Eds), *Urbanization and growth*, 115-132. Washington DC: The World Bank,.
- Ravallion, M., & Van de Walle, D. (2008). *Land in transition: Reform and poverty in rural Vietnam*. World Bank Publications.
- Stark, O., & Taylor, J. E. (1991). Migration incentives, migration types: The role of relative deprivation. *The Economic Journal*, 101(408), 1163-1178. <https://doi.org/10.2307/2234433>
- Tacoli, C., McGranahan, G., & Satterthwaite, D. (2012). Urbanization, poverty and inequity: Is rural-urban migration a poverty problem, or part of the solution?. In *The New Global Frontier* (pp. 37-54). Routledge.
- Trịnh Thanh Nhân, & Trịnh Anh Khoa (2023). Phân tích khả năng thoát nghèo của hộ nghèo ở nông thôn và thành thị. *Tạp chí Khoa học Đại học Cần Thơ*, 59(4), 164-174.
- Trinh, N. T., & Lee, S. (2023). The role of nonagricultural income in poverty alleviation in rural Vietnam. *Southeast Asian Journal of Economics*, 11(3), 167-208.
- Trinh, N. T., Choi, D., & Lee, S. (2024). Spatial spillover effect of the enterprise sector on local residents' income in Vietnam. *Journal of Industrial and Business Economics*, 51, 1067-1118. <https://doi.org/10.1007/s40812-024-00319-y>

- Turok, I., & McGranahan, G. (2013). Urbanization and economic growth: the arguments and evidence for Africa and Asia. *Environment and urbanization*, 25(2), 465-482. <https://doi.org/10.1177/0956247813490908>
- Wang, Z., Ma, D., Zhang, J., Wang, Y., & Sun, D. (2023). Does urbanization have spatial spillover effect on poverty reduction: empirical evidence from rural China. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 36(1). <https://doi.org/10.1080/1331677X.2023.2167730>
- Yang, L., Chen, W., Fang, C., & Zeng, J. (2024). How does the coordinated development of population urbanization and land urbanization affect residents' living standards? Empirical evidence from China. *Cities*, 149, 104922. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2024.104922>
- Zhou, Y., & Liu, Y. (2022). The geography of poverty: Review and research prospects. *Journal of Rural Studies*, 93, 408-416. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2019.01.008>