
SỰ HÀI LÒNG CHỖ Ở CỦA NGƯỜI LAO ĐỘNG THU NHẬP THẤP: VAI TRÒ CỦA TIỆN NGHI, MÔI TRƯỜNG KHU Ở VÀ TIẾP CẬN DỊCH VỤ XÃ HỘI

Nguyễn Anh Tú

Bộ Xây dựng

Email: tunarevn@gmail.com

Mã bài: JED-2819

Ngày nhận bài: 31/12/2025

Ngày nhận bài sửa: 02/04/2026

Ngày duyệt đăng: 20/04/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2819

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích các yếu tố tác động mức hài lòng chỗ ở với dữ liệu khảo sát về điều kiện nhà ở của 15000 hộ gia đình tại khu vực đô thị và khu công nghiệp Việt Nam. Sử dụng mô hình hồi quy logit thứ tự tổng quát ghi nhận tác động quan trọng của yếu tố môi trường khu ở đặc biệt là cộng đồng khu ở, xác định những ưu tiên đối với yếu tố tiện nghi, chức năng, đặc tính an toàn căn nhà, đồng thời bổ sung tác động của nhu cầu tiếp cận dịch vụ xã hội phản ánh sự thay đổi trong phong cách sống của hộ gia đình tác động đến sự hài lòng chỗ ở. Căn cứ kết quả thực nghiệm, nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị chính sách cụ thể, thiết thực về quy hoạch và chính sách nhà ở đối với người lao động thu nhập thấp đô thị và khu công nghiệp.

Từ khóa: Chính sách nhà ở, dịch vụ xã hội, hài lòng chỗ ở, hài lòng môi trường khu ở, mô hình gologit.

Mã JEL: R21. R23. I31. C25

Housing satisfaction among low-income workers: the role of amenities, neighborhood environment, and social service accessibility

Abstract

This study examines the determinants of housing satisfaction among low-income workers, drawing on survey data from 15,000 households across urban areas and industrial zones in Vietnam. Employing a generalized ordered logit model, we confirm the relative impacts of physical housing attributes, neighborhood environment, community satisfaction, and social service accessibility on housing satisfaction. Our findings identify neighborhood and community environment as important predictors of housing satisfaction, followed by functional amenities and safety features, and reveal that unmet demand for social service proximity — including access to schools, markets, and healthcare facilities — significantly reduces satisfaction among households seeking social housing. These results carry significant policy implications, suggesting that effective low-income housing interventions must move beyond physical dwelling attributes to prioritize neighborhood quality and the integrated provision of essential social services within housing developments.

Keywords: Gologit model, housing policy, housing satisfaction, neighborhood satisfaction, social services.

JEL Codes: R21. R23. I31. C25

1. Đặt vấn đề

Trong bối cảnh bất ổn kinh tế toàn cầu, Việt Nam vẫn duy trì tốc độ tăng trưởng nhờ động lực sản xuất công nghiệp và đô thị hóa. Theo đó, nhu cầu nhà ở của người lao động khu vực đô thị và khu công nghiệp cũng biến động ưu tiên về các yếu tố đặc tính căn nhà, khu vực sống có vị trí thuận tiện, đảm bảo an toàn, an ninh kèm theo các dịch vụ xã hội như chợ, trường học, trạm y tế, giải trí... (JICA, 2016; Quynh & cộng sự, 2025), tạo ra những ngoại ứng tiêu cực tại địa phương.

Do vậy, mục tiêu của nghiên cứu là so sánh mức độ ảnh hưởng của các yếu tố tới sự hài lòng chỗ ở, nhằm đưa ra các khuyến nghị chính sách nhà ở và quy hoạch đô thị tại Việt Nam nâng cao khả năng đáp ứng nhu cầu nhà ở cho người lao động khu vực đô thị và công nghiệp.

Phần tiếp theo của bài viết sẽ nêu tổng quan nghiên cứu về sự hài lòng chỗ ở, đề xuất những giả thuyết để kiểm định những yếu tố tác động và định lượng ưu tiên của người lao động đô thị và khu công nghiệp. Sau đó, đề xuất mô hình kiểm định và dữ liệu được sử dụng. Cuối cùng, bài viết sẽ thảo luận kết quả và đưa ra những hàm ý chính sách nhà ở đối với người lao động khu vực đô thị và khu công nghiệp.

2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết

2.1. Tổng quan nghiên cứu

Từ thập kỷ 1980, các lý thuyết về hài lòng chỗ ở đều xây dựng trên ý tưởng cốt lõi rằng mức độ hài lòng phản ánh sự sai khác giữa điều kiện thực tế và kỳ vọng của cư dân (Galster & Hesser, 1981; Galster, 1985). Lý thuyết Khoảng cách (Gap Theory) là khung lý thuyết phổ biến nhất, theo đó chênh lệch tâm lý giữa kỳ vọng và hiện trạng chỗ ở là động cơ thúc đẩy hành vi cải thiện điều kiện sống (Galster, 1987; Lu, 1999).

Hài lòng chỗ ở là khái niệm đa chiều, chịu tác động tổng hợp của bốn nhóm yếu tố: (i) đặc tính vật lý của căn nhà và tiện nghi chức năng; (ii) môi trường kinh tế – xã hội khu ở (Mohit & Raja, 2014); (iii) khả năng tiếp cận dịch vụ công cộng và hạ tầng xã hội (Hur & Morrow-Jones, 2008; Jiang & Timmermans, 2021); và (iv) đặc điểm nhân khẩu học hộ gia đình (Ciorici & Dantzler, 2019). Đặc tính căn nhà và môi trường khu ở được coi là quan trọng nhất, tuy mức độ ảnh hưởng khác nhau theo nhóm nhân khẩu (Jiang & cộng sự, 2017; Tang & cộng sự, 2024).

Tuy nhiên, vẫn còn những khoảng trống nghiên cứu quan trọng. Các nghiên cứu về đặc tính căn nhà chủ yếu dùng chỉ số tổng hợp, chưa xác định được ưu tiên cụ thể về tiện nghi và công năng phù hợp lối sống nhóm thu nhập thấp (Jiang & Timmermans, 2021; Mohit & Raja, 2014). Phương pháp đo lường gián tiếp qua biến khoảng cách tới dịch vụ xã hội — phổ biến trong nhiều nghiên cứu trước (Phyu & cộng sự, 2024; Saleem & Alchalabi, 2025) — chưa phản ánh đúng ưu tiên thực sự của cư dân đối với từng loại hình dịch vụ. Ngoài ra, bằng chứng thực nghiệm về vai trò chi phối của quan hệ cộng đồng so với yếu tố vật lý vẫn còn hạn chế.

Đặc biệt, nghiên cứu nhu cầu nhà ở của người lao động tại đô thị và khu vực công nghiệp — là nhóm có thu nhập thấp, điều kiện chỗ ở hạn chế (Karmali & cộng sự, 2022) — mới chỉ xác định những yếu tố ảnh hưởng nhưng chưa xác lập được những ưu tiên thiết thực về tiện nghi, vị trí chỗ ở, nhu cầu an toàn và tiếp cận các dịch vụ xã hội thiết yếu (JICA, 2016; Cục Quản lý nhà và thị trường bất động sản, 2021; Quynh & cộng sự, 2025).

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

Các yếu tố đặc tính căn nhà bao gồm yếu tố về lượng như diện tích, số phòng (Mohit & Raja, 2014). Nhu cầu tiện nghi, an toàn biểu hiện qua những yếu tố về chất như chất lượng kết cấu, có phòng chức năng, tiện nghi (nước nóng, lối đi riêng), và trang bị phòng cháy chữa cháy (PCCC) (Hartono & cộng sự, 2022). Khi thay đổi lối sống, hộ gia đình ưu tiên yếu tố về chất hơn yếu tố về lượng.

H1: Các biến chất lượng kết cấu, có phòng khách, phòng ngủ, phòng bếp, khu phụ, loại nhà có phòng chức năng, tiện nghi nước nóng, lối đi riêng, trang bị PCCC có tác động thuận chiều tới mức hài lòng chỗ ở và có hiệu ứng cận biên trung bình cao hơn biến diện tích căn nhà.

Nhiều nghiên cứu đã xác nhận tác động thuận chiều của mức hài lòng môi trường khu ở tới mức hài lòng chỗ ở, không chỉ đánh giá đặc điểm vật lý khu vực mà bao gồm mối quan hệ với cộng đồng khu ở (Lu, 1999; Ciorici & Dantzler, 2019; Tang & cộng sự, 2024). Dù thu nhập hạn chế, cư dân ưu tiên cao nhất môi trường cộng đồng khu ở và có tác động mạnh nhất tới mức hài lòng chỗ ở.

H2: Yếu tố hài lòng môi trường cộng đồng khu ở có tác động thuận chiều và hiệu ứng cận biên trung bình cao nhất tới hài lòng chỗ ở.

Nhu cầu tiếp cận dịch vụ xã hội là các biến ảnh hưởng về sở thích (Galster, 1987), được một số nghiên cứu kiểm định ảnh hưởng tới hài lòng chỗ ở thông qua khoảng cách tới các cơ sở dịch vụ xã hội (Jiang & Timmermans, 2021; Saleem & Alchalabi, 2025). Thay đổi về lối sống, cư dân gia tăng nhu cầu tiếp cận dịch vụ xã hội ảnh hưởng nghịch chiều đến mức hài lòng chỗ ở và tác động mạnh hơn yếu tố diện tích căn nhà và nhu cầu gần chỗ làm việc.

H3: Biến nhu cầu gần trường học, gần chợ, gần bệnh viện, gần công viên, gần siêu thị tác động nghịch chiều đến Hài lòng chỗ ở và có hiệu ứng cận biên trung bình cao hơn biến diện tích căn nhà và biến nhu cầu gần chỗ làm việc.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình

Nghiên cứu sử dụng phương pháp định lượng với thiết kế nghiên cứu cắt ngang để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ hài lòng chỗ ở dựa trên Lý thuyết Khoảng cách giữa hiện trạng so với kỳ vọng chỗ ở do Galster đề xuất (Galster, 1987; Galster & Hesser, 1981).

Do hài lòng chỗ ở là biến ảnh hưởng phức tạp ngẫu nhiên liên tục, có tính thứ bậc, khoảng cách các bậc không đều nhau, dựa trên phân tích của một số nghiên cứu (Lu, 1999; Eizenberg & cộng sự, 2023) và phù hợp đặc điểm dữ liệu Dự án xây dựng chính sách toàn diện phát triển nhà ở xã hội Việt Nam (Cục Quản lý nhà và thị trường bất động sản, 2021), nghiên cứu này sử dụng cách đo lường trực tiếp biến phụ thuộc Hài lòng chỗ ở dựa trên thang năm bậc Likert (Likert, 1932) với mức Rất không hài lòng (RKHL), Không hài lòng (KHL), Chấp nhận được (CNĐ), Hài lòng (HL), và Rất hài lòng (RHL).

Theo Lu (1999) mô hình logit thứ tự (ologit) phù hợp ước lượng hồi quy tuy nhiên vẫn có trường hợp các biến vi phạm giả định parallel lines (Long & Freese, 2014; Williams, 2016). Để khắc phục hạn chế đó, Williams (2006) đã đề xuất mô hình logit thứ tự tổng quát (gologit) cho phép đồng thời tính toán tỷ lệ odds cho những biến tuân thủ giả định đường song song và tính toán tỷ lệ odds tác động với mức độ khác nhau đối với các biến không tuân thủ (Li & cộng sự, 2019; Hand, 2020).

Theo Williams (2006) công thức của mô hình gologit cho biến phụ thuộc có M hạng mục như sau:

$$P(Y_i > j) = \frac{\exp(X_i\beta_j - \alpha_j)}{1 + [\exp(X_i\beta_j - \alpha_j)]} = \text{logit}^{-1}(X_i\beta_j - \alpha_j), \quad j=1,2,\dots,M-1 \quad (1)$$

Trong đó:

- $P(Y_i > j)$ là xác suất quan sát i rơi vào các nhóm có giá trị lớn hơn mức j .
- M là số danh mục của biến phụ thuộc.
- X_i là vector các biến độc lập của quan sát i .
- β_j là vector các hệ số hồi quy tương ứng với mức j .
- α_j là các điểm ngưỡng (cut-points).

Thang đo Likert = 5 mức hài lòng cho biến phụ thuộc Hài lòng chỗ ở: $M=5$ theo đó mô hình gologit sẽ ước lượng được xác suất lũy kế tác động của các biến độc lập đến điểm ngưỡng mức hài lòng nhất định.

Phân tích Hiệu ứng cận biên trung bình (AME) cho phép so sánh xác suất ảnh hưởng của các yếu tố khác nhau lên mức độ hài lòng chỗ ở (Karlson & Jann, 2023; Leeper, 2017).

AME là giá trị trung bình của các hiệu ứng cận biên cá thể (marginal effects) trên toàn bộ mẫu dữ liệu (n quan sát):

$$AME_j(X_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ME_{ij} \quad (2)$$

Phân tích Hiệu ứng cận biên trung bình cho thấy có sự thay đổi hệ số xác suất trong mô hình gologit, vì β_{jk} có thể khác nhau ở mỗi ngưỡng j .

3.2. Biến số

Biến phụ thuộc *HSatisf* có các mức CNĐ thể hiện khoảng cách kỳ vọng — thực tế tồn tại nhưng ở mức chịu đựng được, nhà ở chưa đạt mong muốn, nhưng sự thiếu hụt chưa đủ lớn để gây bất mãn. Mức

Bảng 1. Biến số

Biến	Mô tả
<i>Biến phụ thuộc</i> <i>HSatisf</i>	Mức hài lòng về nhà ở: 1 = RKHL; 2 = KHL; 3 = CNĐ; 4 = HL; 5 = RHL.
<i>Biến độc lập</i> Đặc điểm nhân khẩu học	
<i>Inc</i>	Thu nhập hàng tháng
<i>log_Inc</i>	Logarit tự nhiên của <i>Inc</i>
<i>Age</i>	Tuổi chủ hộ
<i>Gen</i>	Giới tính: Nam=1; Nữ=0
<i>HHSize</i>	Cỡ hộ - Số người sống cùng căn nhà
Đặc điểm vật lý căn nhà	
<i>HType</i>	Loại nhà: 1= Chung cư chung phòng; 2= Thấp tầng chung phòng; 3= Thấp tầng có phòng chức năng; 4=Chung cư có phòng chức năng.
<i>HQ</i>	Chất lượng kết cấu nhà ở: 1. Rất kém; 2. Kém; 3. Chấp nhận; 4. Tốt
	Diện tích căn nhà m ²
<i>HH_Area</i>	Biến tương tác = HHSize x Area
<i>LiRoom</i>	Phòng khách riêng: 0=Không; 1=Có
<i>Kitch</i>	Phòng bếp riêng: 0=Không; 1=Có
<i>Bedroom</i>	Phòng ngủ riêng: 0=Không; 1=Có
<i>RatioKP</i>	Tỷ lệ diện tích khu phụ trên diện tích căn nhà
<i>HotWa</i>	Nước nóng: 0=Không; 1=Có
<i>Pccc</i>	Thiết bị PCCC: 0=Không; 1=Có
<i>Entranc</i>	Lối đi riêng: 0=Không; 1=Có
Môi trường khu ở	
<i>Tenur</i>	Muốn sở hữu nhà: 0=Không; 1=Có
<i>Ensatis</i>	Mức độ hài lòng môi trường cộng đồng khu ở: 1 = RKHL; 2 = KHL; 3 = CNĐ; 4 = HL; 5 = RHL.
<i>NearCen</i>	Nhu cầu gần trung tâm: 0=Không; 1=Có
<i>Infra</i>	Nhu cầu hạ tầng kỹ thuật tốt: 0=Không; 1=Có
Nhu cầu tiếp cận dịch vụ xã hội	
<i>Market</i>	Nhu cầu gần chợ: Ưu tiên 1 đến 6.
<i>Schl</i>	Nhu cầu gần trường học: Ưu tiên 1 đến 6.
<i>Smarket</i>	Nhu cầu gần siêu thị: Ưu tiên 1 đến 6.
<i>Park</i>	Nhu cầu gần công viên: 1 đến 6.
<i>Hospi</i>	Nhu cầu gần bệnh viện: Ưu tiên 1 đến 6.
<i>Workplc</i>	Nhu cầu gần chỗ làm: Ưu tiên 1 đến 6.
<i>know_policy</i>	Biết chính sách nhà xã hội: 1=Có; 0=Không.

Nguồn: Tác giả tổng hợp

HL thể hiện khoảng cách kỳ vọng — thực tế thu hẹp đến mức nhận thức tích cực. Điểm ngưỡng 2 (α_2 , KHL→CNĐ): Đây là ngưỡng nhu cầu cơ bản, các yếu tố vật chất (diện tích, chức năng, an toàn) chi phối mạnh, vượt qua ngưỡng này chủ yếu cần đáp ứng điều kiện tối thiểu (Morris & Winter, 1975). Điểm ngưỡng 3 (α_3 , CNĐ→HL): Đây là ngưỡng nhận thức tích cực, các yếu tố phi vật chất như cộng đồng khu ở, tiếp cận dịch vụ xã hội, cảm giác gắn kết có thể đóng vai trò quan trọng hơn. Các biến phụ thuộc nêu trong Bảng 1. Biến HH_Area có VIF=10,12 (MH1), VIF=12,78 (MH2) và kết quả ước lượng không có ý nghĩa thống kê nên không được sử dụng để ước lượng.

3.3. Dữ liệu

Dữ liệu được sử dụng từ kết quả điều tra chọn mẫu người lao động thu nhập thấp khu vực đô thị và khu công nghiệp trong Dự án xây dựng chính sách toàn diện phát triển nhà ở xã hội Việt Nam do Viện Nghiên cứu nhà ở và đất đai LH thực hiện (Cục Quản lý nhà và thị trường bất động sản, 2021). Cỡ mẫu là 11.000 điều tra tại 6 thành phố Hà Nội, Hồ Chí Minh, Hải Phòng, Đà Nẵng, Cần Thơ, Nha Trang và 4.000 điều tra hai tỉnh Bắc Ninh và Đồng Nai nhiều khu công nghiệp, đại diện cho ước lượng tổng thể 1.093.389 người lao động khu vực đô thị và 1.199.506 công nhân hai tỉnh, sai số Δ tương ứng là 0,0093 (0,93%) và 0,01546 (1,55%) đạt độ chính xác cao với điều tra phỏng vấn. Điều tra sử dụng phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên, phương pháp chọn mẫu hỗn hợp: chọn mẫu ngẫu nhiên phân tầng, chọn mẫu ngẫu nhiên hệ thống, chọn mẫu chùm. Bảng hỏi gồm 39 câu dựa trên khảo sát nhà ở Hàn Quốc và sử dụng phương pháp chuyên gia để xác nhận chi tiết các câu hỏi. Kết quả điều tra được nhập liệu vào Excel và làm sạch dữ liệu, chỉnh lỗi siêu dữ

liệu đến ngày 08-01-2020 (Cục Quản lý nhà và thị trường bất động sản, 2021). Nạp dữ liệu, xử lý outlier, thống kê mô tả, và ước lượng mô hình bằng phần mềm Stata 14.

Nghiên cứu loại bỏ 676 quan sát (4,52%) vượt ngưỡng IQR và $|z| > 3$ để xử lý tình trạng phân phối lệch phải mạnh của biến Area, Inc, HHSize, tạo Dữ liệu 1 (DL1; $n=14.283$) để ước lượng Mô hình 1 (MH1). Việc kết hợp hai tiêu chí này nhằm tận dụng robustness của IQR đối với đuôi phân phối và khả năng xác định các giá trị phân kỳ chuẩn của z-score để loại bỏ các đối tượng thực sự cực đoan (Cousineau & Chartier, 2010). Phương pháp Winsorization không được lựa chọn vì mục tiêu là loại trừ các quan sát không đại diện cho nhóm lao động thu nhập thấp (sai biệt về bản chất kinh tế - xã hội) thay vì chỉ điều chỉnh ảnh hưởng số học.

Các giá trị biên còn lại ($n=125$, Area max=211 m^2) thuộc nhóm nhà thấp tầng (HType=3) được giữ lại vì phản ánh thực tế bối cảnh Việt Nam với chủ hộ cao tuổi sống trong nhà diện tích lớn tích lũy tài sản từ

Bảng 2. Thống kê mô tả biến liên tục

Biến	Dữ liệu 1					Dữ liệu 2				
	Số quan sát	Bình quân	Độ lệch chuẩn	Cực tiểu	Cực đại	Số quan sát	Bình quân	Độ lệch chuẩn	Cực tiểu	Cực đại
Inc	14.283	12,13	5,6	0,5	31	6.592	12,8	5,56	1	32
Age	14.283	46,88	16,4	16	99	6.592	44,3	15,7	16	98
HHSize	14.283	3,31	1,7	1	13	6.592	3,37	1,8	1	13
Area	14.283	59,02	39,0	6	211	6.592	51,98	35,2	6	185
RatioKP	14.283	0,11	0,065	0,01	0,9	6.592	0,12	0,06	0,01	0,9

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 3. Thống kê mô tả biến nhị phân và thứ bậc

		Số quan sát	Phần trăm
HSatisf	RKHL	63	0.44
	KHL	1,433	10.03
	CNĐ	4,484	31.39
	HL	6,758	47.31
	RHL	1,545	10.82
Htype	Cao tầng - p. chung	195	1.37
	Thấp tầng - Phòng chung	4,011	28.08
	Thấp tầng - p. chức năng	9,758	68.32
	Cao tầng - p. chức năng	319	2.23
LiRoom	No	7,719	54.04
	Yes	6,564	45.96
Bedroom	No	4,505	31.54
	Yes	9,778	68.46
Pccc	No	13,152	92.08
	Yes	1,131	7.92
Entrance	No	7,216	50.52
	Yes	7,067	49.48
Tenur	No	4,233	29.64
	Yes	10,05	70.36
Ensatis	RKHL	32	0.22
	KHL	793	5.55
	CNĐ	4,064	28.45
	HL	7,828	54.81
	RHL	1,566	10.96
NearCen	No	8,932	62.54
	Yes	5,351	37.46
Infra	No	13,173	92.23
	Yes	1,110	7.77
know_policy	No	6,628	46.40
	Yes	7655	53.60

Nguồn: Tác giả tổng hợp

trước (Phan, 2024; Tien, 2023) hoặc lao động thu nhập thấp thuê một phần trong các căn nhà thấp tầng quy mô lớn (Jullien, 2021; JICA, 2016). Kiểm định độ nhạy (sensitivity) xác nhận kết quả mô hình (chiều dấu hệ số) không thay đổi và Pseudo R² gần như không đổi (0,2059 vs 0,2004) sau khi xử lý outlier, đảm bảo độ tin cậy của các ước lượng.

Dữ liệu nhóm quan tâm nhà xã hội được tách riêng, xử lý outlier (Dữ liệu 2-DL2, n = 6.592) để ước lượng Mô hình 2 (MH2). Kiểm định Heckman hai bước sử dụng biến công cụ know_policy (Tính hợp lệ của know_policy được xác nhận probit với $\beta = 0,601$; $z = 26,89$; $p < 0,001$ cùng kiểm định Wald cho $\chi^2 = 723,33$, $p < 0,001$ thỏa mãn inclusion restriction (Stock & Yogo, 2005)) xác nhận Inverse Mills Ratio không có ý nghĩa thống kê (coef.=0.004; $p=0.978$), cho thấy sai lệch chọn mẫu không ảnh hưởng đáng kể đến ước lượng MH2. Do đó, kết quả từ Dataset2 có thể được giải thích như ước lượng gần như không chệch trong phạm vi nhóm quan sát quan tâm đến nhà ở xã hội (Heckman, 1979; Wooldridge, 2010).

4. Kết quả ước lượng

MH1 có likelihood ratio (LR) $\chi^2 = 6945,47$ và $p\text{-value} < 0,00001$ cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê cao. Pseudo R² = 0,2004 mô hình giải thích được 20,04% biến thiên của biến phụ thuộc, đạt mức tốt (Williams, 2016).

Kiểm định Wald cho giả định parallel lines có $\chi^2 = 35,55$ với $p\text{-value} (\text{Prob} > \chi^2) = 0.1254 > 0,05$ cho thấy mô hình cuối cùng không vi phạm giả định tỷ lệ odds tương ứng cho các biến, xác nhận tính phù hợp của mô hình và độ tin cậy của kết quả.

Kiểm định VIF xác nhận MH1 không có đa cộng tuyến đáng kể (Mean VIF=1,55; VIF max=3,10), toàn bộ các biến đều dưới ngưỡng nghiêm trọng (VIF<10), cho thấy tương quan cấu trúc giữa các biến ở mức chấp nhận được và không ảnh hưởng đến độ chính xác của ước lượng hệ số (Wooldridge, 2010; O'Brien, 2007).

Kiểm định Likelihood-Ratio so sánh ologit với gologit đầy đủ cho kết quả LR $\chi^2(54)=944,64$ ($p < 0,001$), bác bỏ giả thuyết H₀: ologit và gologit có khả năng phù hợp dữ liệu tương đương, xác nhận giả định parallel lines bị vi phạm có hệ thống trong dữ liệu và gologit là đặc tả phù hợp hơn đáng kể so với ologit tiêu chuẩn (Williams, 2006; Williams, 2016).

Bảng 4. AME Mô hình 1

Biến	Mô hình 1			
	RKHL	KHL	CND	HL
log_Inc	-0,001***	-0,010***	-0,010***	0,012***
Age	0,000	0,001***	-0,001***	0,001***
Gen	0,001	-0,006	0,007	-0,017**
HHSIZE	0,001	0,014***	-0,000	-0,006***
HType	-0,001	-0,004	-0,018***	0,033***
HQ	-0,002***	-0,033***	-0,035***	0,039***
Area	-0,000***	-0,001***	-0,001***	0,001***
LiRoom	-0,002***	-0,035***	-0,037***	0,042***
Kitch	0,003**	-0,001	-0,077	-0,013
Bedroom	-0,000	-0,005	-0,006	0,006
RatioKP	0,002	0,037*	-0,004*	-0,044*
HotWa	0,000	-0,001	-0,001	0,001
Pccc	0,003**	-0,032***	-0,039***	0,063***
Entranc	-0,002***	-0,029***	-0,031***	0,035***
Tenur	0,004**	0,034***	-0,011	-0,025***
EnSatis	-0,002***	-0,066***	-0,193***	0,108***
NearCen	0,002*	0,048***	0,030***	-0,077***
Infra	0,002***	0,042***	0,044***	-0,050***

(*), (**), (***) : mức ý nghĩa lần lượt tại 10%, 5%, 1%

Nguồn: Tính toán của tác giả

MH2 sử dụng DL2 có LR $\chi^2=2528,63$ và $p\text{-value} < 0,0001$ cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê cao. Với Pseudo R²=0,154, mô hình giải thích được 15,4 % biến thiên của biến phụ thuộc, đạt mức tương đối tốt (Williams, 2016). Kiểm định Wald cho parallel lines có $\chi^2=34,81$ với $p\text{-value} (\text{Prob} > \chi^2)=0,5249 > 0,05$

cho thấy mô hình cuối cùng không vi phạm giả định tỷ lệ odds tương ứng, xác nhận tính phù hợp của mô hình.

Kiểm định VIF xác nhận MH2 không có đa cộng tuyến nghiêm trọng (Mean VIF=2,51; VIF max=5,85). Hai biến NearCen và Infra có VIF ~5,84-5,85 phản ánh tương quan cấu trúc giữa các biến ưu tiên vị trí đô thị, nhưng đều dưới ngưỡng nghiêm trọng và không gây bias cho ước lượng hệ số (Wooldridge, 2010).

Kiểm định Likelihood-Ratio cho MH2 so sánh ologit với gologit đầy đủ cho kết quả LR $\chi^2(72)=460$ ($p<0,001$), bác bỏ giả thuyết rằng ologit và gologit có khả năng phù hợp dữ liệu tương đương. Điều này xác nhận giả định parallel lines bị vi phạm có hệ thống ở cả hai mô hình, biện minh cho việc áp dụng gologit cho phân tích (Williams, 2006; Williams, 2016).

Bảng 5. AME Mô hình 2

Biến	Mô hình 2			
	RKHL	KHL	CND	HL
Area	-0,0001***	-0,002***	-0,001***	0,002***
EnSatis	-0,006***	-0,086***	-0,165***	0,172***
Schl	-0,001	0,029***	-0,016***	-0,005
Market	-0,001	0,025***	-0,018***	0,007
Hospi	-0,001	0,022***	-0,016***	0,006
Smarket	-0,003*	0,021***	-0,015**	0,006
Park	-0,001	0,020***	-0,015**	0,009
Workplc	-0,002	0,019***	-0,013**	0,001

(*), (**), (***): mức ý nghĩa lần lượt tại 10%, 5%, 1%

Nguồn: Tính toán của tác giả

MH1 và MH2 cho kết quả hệ số hồi quy β_j có ý nghĩa thống kê đến các mức hài lòng và kết quả ước lượng giá trị AME cũng có ý nghĩa thống kê ở những nhóm yếu tố chính. Mặc dù các biến Age, Gen, Area đạt ý nghĩa thống kê, giá trị AME tuyệt đối nhỏ ($<0,1\%$) cho thấy ý nghĩa kinh tế hạn chế và không nên được diễn giải như các yếu tố chính sách ưu tiên.

5. Thảo luận kết quả

Trong Bảng 4, trị tuyệt đối $AME_{\log INC}$ tăng dần theo mức độ hài lòng cao hơn cho thấy thu nhập cao hơn tăng khả năng nằm trong những mức hài lòng cao hơn tương đồng với các nghiên cứu trước đây với $AME_{HL}=1,2\%$. Tuổi tác Age có AME ở mức rất nhỏ nhưng có dấu phù hợp với lý thuyết người lớn tuổi có kỳ vọng thực tế hơn về điều kiện nhà ở (Alemu & cộng sự, 2025). Giới tính (Gen) với $AME_{HL}=-1,7\%$ cho thấy nữ giới có chiều hướng đạt hài lòng nhà ở hơn so với nam giới.

Cỡ hộ với $AME_{KHL}=+1,4\%$ cho thấy hộ đông người tăng xác suất KHL, phản ánh khó khăn trong tìm kiếm nhà ở phù hợp về không gian chức năng và riêng tư do xung đột nhu cầu đa thế hệ (Hadziabdic & Kohl, 2025). Diện tích nhà (Area) có tác động thuận chiều với mức độ rất nhỏ khi $AME_{HL}=0,1\%$, nhất quán với phần lớn bằng chứng thực nghiệm về vai trò của không gian vật lý đối với hài lòng chỗ ở (Jiang & Timmermans, 2021; Alemu & cộng sự, 2025; Mohit & cộng sự, 2010).

Giá trị AME cho thấy vai trò nổi trội hơn của chất lượng không gian chức năng so với yếu tố thuần diện tích. Chung loại nhà ở Htype, $AME_{HL}=3,2\%$ minh chứng cư dân có xu hướng hài lòng hơn với chung loại nhà ở có phòng chức năng phù hợp nhu cầu an toàn và tiện nghi. Chất lượng kết cấu HQ tác động mạnh nhất trong nhóm đặc điểm vật lý căn nhà $AME_{HL}=3,9\%$. Biến LiRoom với $AME_{HL}=+4,2\%$ cho thấy có phòng khách riêng làm tăng xác suất đạt mức hài lòng phù hợp với Hu & cộng sự (2024). Bên cạnh đó, biến tỷ lệ diện tích khu phụ (RatioKP) cho $AME_{KHL}=+3,7\%$, $AME_{HL}=-4,4\%$ phản ánh hiệu ứng đánh đổi không gian trong điều kiện tổng diện tích bị giới hạn (Kuok & cộng sự, 2025), tăng tỷ lệ khu phụ đồng nghĩa với thu hẹp diện tích chức năng khác tương đồng kết quả của Tran & Van Vu (2018) và Mohit & cộng sự (2010). Biến Bedroom, Kitch và HotWa không đạt ý nghĩa thống kê.

Đáng chú ý, Pccc với $AME_{HL}=+6,3\%$ và Entranc với $AME_{HL}=+3,5\%$ cho thấy mối quan tâm đến an toàn cháy nổ và sự riêng tư nhất quán với các bằng chứng về vai trò quan trọng của chất lượng, an toàn và quyền riêng tư trong mô hình hài lòng nhà ở của nhóm thu nhập thấp (Mensah & cộng sự, 2025). Giá trị AME của các biến Htype, HQ, LiRoom, Pccc, Entranc tăng thuận chiều các mức hài lòng cao hơn và lớn hơn rất đáng kể giá trị AME của biến Area, RatioKP chứng minh giả thuyết H1 về các đặc tính phản ánh chất lượng, an

toàn và tiện nghi, lối sống có tác động thuận chiều mạnh hơn nhiều so với các biến thuận về lượng.

Hài lòng về cộng đồng khu ở (EnSatis) có ảnh hưởng mạnh nhất đến sự hài lòng chỗ ở trong nghiên cứu này với AME_{HL} ở mức +10,8% (Dataset1) và 17,3% (Dataset2) cho thấy người lao động ưu tiên hàng đầu môi trường cộng đồng nơi cư trú, tương đồng với nghiên cứu về quan hệ láng giềng gắn kết cộng đồng (Tang & cộng sự, 2024; Ciorici & Dantzler, 2019), hay văn hóa thích nghi hàng xóm tại Việt Nam (Vansintjan & cộng sự, 2019).

Trong khi, nhu cầu sống gần trung tâm (NearCen) tăng lên làm giảm 7,7% xác suất đạt mức HL, nhu cầu hạ tầng kỹ thuật tốt hơn (Infra) và mong muốn sở hữu nhà ở (Tenur) đều làm giảm xác suất đạt mức HL (lần lượt -5% và -2,5%), phản ánh khoảng cách giữa kỳ vọng và hiện trạng chưa được đáp ứng, phù hợp với Gap Theory của Galster (1987) và Afolayan & Ibiyemi (2019).

Tổng thể, bốn yếu tố môi trường khu ở đều có tác động đáng kể trong mô hình tới mức hài lòng, trong đó hài lòng cộng đồng khu ở đóng vai trò ưu tiên hàng đầu, chi phối có xác suất đạt mức HL cao hơn đáng kể xác suất của nhu cầu sở hữu, ủng hộ giả thuyết H2 và tương đồng với các bằng chứng thực nghiệm gần đây về vai trò trung tâm của môi trường xã hội – cộng đồng trong hình thành sự hài lòng nhà ở của nhóm thu nhập thấp (Jiang & Timmermans, 2021; Mohit & Raja, 2014; Tang & cộng sự, 2024).

Nhóm biến nhu cầu tiếp cận dịch vụ xã hội được thiết kế để nắm bắt thành phần ‘nhu cầu, kỳ vọng tự đánh giá’ trong cấu trúc tâm lý của Galster (1985), dựa trên lập luận rằng stated preference ở mức cao ngầm định điều kiện thực tế chưa đạt mức kỳ vọng. Trong Bảng 5, hướng tác động dương ($AME_{KHL} > 0$) cung cấp bằng chứng gián tiếp cho thấy điểm tham chiếu vượt quá điều kiện thực tế — nhất quán với dự báo của Gap Theory (Galster, 1987). Tuy nhiên, do mô hình không đo lường song hành điều kiện tiếp cận thực tế, độ lớn của khoảng cách kỳ vọng–thực tế cho từng dịch vụ cụ thể chưa được định lượng trực tiếp.

Kết quả $AME_{KHL} > 0$ biểu hiện nhu cầu chưa được đáp ứng làm giảm mức độ hài lòng theo Gap Theory (Galster, 1987) xác nhận Giả thuyết H3 về vai trò của tiếp cận hạ tầng dịch vụ xã hội đối với sự hài lòng chỗ ở phù hợp với nghiên cứu về các đặc điểm không gian – xã hội và chênh lệch giữa kỳ vọng và hiện trạng của Alemu & cộng sự (2025).

Bên cạnh đó, khác biệt trị số AME_{KHL} rất nhỏ cho một thứ tự ưu tiên dịch vụ xã hội như gần trường học, gần chợ và bệnh viện - hàm ý hộ gia đình quan tâm nhiều đến giáo dục cho con cái và tiếp cận các dịch vụ thiết yếu - trước gần nơi làm việc.

6. Kết luận

Kết quả nghiên cứu minh chứng tác động nổi trội của môi trường cộng đồng khu ở với xác suất trên 10% đạt mức hài lòng, xác nhận ưu tiên của người lao động đối với yếu tố tiện nghi, công năng, an toàn cao hơn đáng kể yếu tố diện tích chỗ ở. Đồng thời, ghi nhận thứ tự ưu tiên của các nhu cầu tiếp cận dịch vụ xã hội và ảnh hưởng mạnh hơn yếu tố không gian đến hài lòng chỗ ở phần nào thể hiện sự ưu tiên về chất lượng sống của hộ gia đình.

Kết quả nghiên cứu đóng góp vào lý thuyết về sự hài lòng nhà ở bằng cách xác nhận và mở rộng khung Lý thuyết Khoảng cách của Galster (1987) trong bối cảnh các nước đang phát triển và nhóm người lao động thành thị và khu công nghiệp với thu nhập hạn chế tại Việt Nam. Sử dụng bộ dữ liệu quy mô lớn nghiên cứu cụ thể hóa Gap Theory bằng đo lường nhu cầu dịch vụ xã hội tự đánh giá và tác động tới hài lòng chỗ ở, bổ sung bằng chứng thực nghiệm khi đánh giá ảnh hưởng của những yếu tố nhu cầu tiếp cận dịch vụ xã hội chưa được đáp ứng tác động.

Nghiên cứu đưa ra một số hàm ý chính sách theo đó cần chú trọng thiết kế đầy đủ không gian chức năng, tiện nghi, đặc tính an toàn của căn nhà hơn so với những yếu tố diện tích hoặc khu phụ. Trong kế hoạch phát triển nhà, cần ưu tiên vận hành đồng thời các cơ sở dịch vụ xã hội cơ bản gắn với giáo dục, y tế, và cộng đồng. Bổ sung những quy chuẩn, quy định đồng bộ về các dịch vụ xã hội gần khu vực ở. Phát triển các khu định cư hoàn chỉnh và nhà cho thuê có đầy đủ tiện nghi và hạ tầng vận hành đồng bộ không chạy theo số lượng, tăng hiệu quả của chính sách nhà ở nhằm đáp ứng nhu cầu thực tế của người lao động tại đô thị và khu công nghiệp.

Nghiên cứu có hạn chế khi thiết kế cắt ngang chỉ ghi nhận tương quan tại thời điểm, thiếu biến động theo thời gian, không khẳng định mối quan hệ nhân quả chặt chẽ. Đồng thời, nhóm biến nhu cầu tiếp cận dịch vụ

xã hội không được đo lường song hành với điều kiện tiếp cận thực tế, dẫn đến mô hình chưa thể đo lường trực tiếp khoảng cách kỳ vọng–thực tế cho từng tiện ích mà chỉ nắm bắt được chiều nhu cầu. Đây có thể hướng nghiên cứu tiếp theo. Bên cạnh đó, dù Pseudo $R^2 = 0,2013$ và $0,1555$ ở mức khá tốt vẫn còn khoảng 80-84% sự biến thiên chưa được giải thích về mức hài lòng chỗ ở như tác động của các biến an ninh, trật tự, hay giá thuê hoặc mua căn nhà, cũng như tác nhân khác biệt văn hóa cư dân cần được tiếp tục nghiên cứu.

Tài liệu tham khảo

- Afolayan, A., & Ibiyemi, A. (2019). Appraisal of gap theory as a theoretical underpinning for housing satisfaction studies. *Adeleke University Journal of Engineering and Technology*, 2(2), 109–119.
- Alemu, L. S., Berhanu, W., & Sokkido, D. L. (2025). Determinants of residential satisfaction: an actual-aspiration gap theory analysis in low-cost condominium housing, Addis Ababa, Ethiopia. *Urban, Planning and Transport Research*, 13(1). <https://doi.org/10.1080/21650020.2025.2475960>
- Ciorici, P., & Dantzler, P. (2019). Neighborhood satisfaction: A study of a low-income urban community. *Urban Affairs Review*, 55(6), 1702–1730. <https://doi.org/10.1177/1078087418755515>
- Cousineau, D., & Chartier, S. (2010). Outliers detection and treatment: A review. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 58–67.
- Cục Quản lý nhà và Thị trường bất động sản. (2021). *Báo cáo dự án xây dựng chính sách toàn diện phát triển nhà ở xã hội Việt Nam*. Bộ Xây dựng.
- Eizenberg, E., Jabareen, Y., & Zilberman, O. (2023). Planning by scale: The role of perceived scale in determining residential satisfaction. *Journal of Planning Education and Research*, 43(4), 829–840. <https://doi.org/10.1177/0739456X20921431>
- Fu, V. (1998). Sg88: Estimating generalized ordered logit models. *Stata Technical Bulletin*, 44, 27–30. In *Stata Technical Bulletin Reprints* (Vol. 8, pp. 160–164). Stata Press.
- Galster, G. (1987). Identifying the correlates of dwelling satisfaction: An empirical critique. *Environment and Behavior*, 19(5), 539–568. <https://doi.org/10.1177/0013916587195001>
- Galster, G. C. (1985). Evaluating indicators for housing policy: Residential satisfaction vs marginal improvement priorities. *Social Indicators Research*, 16(4), 415–448. <https://doi.org/10.1007/BF00333289>
- Galster, G. C., & Hesser, G. W. (1981). Residential satisfaction: Compositional and contextual correlates. *Environment and Behavior*, 13(6), 735–758. <https://doi.org/10.1177/0013916581136006>
- Hadziabdic, S., & Kohl, S. (2025). A room of one's own? The consequences of living density on individual well-being and social anomie. *Social Forces*, 103(4), 1442–1464. <https://doi.org/10.1093/sf/soae163>
- Hand, C. (2020). Spatial influences on domains of life satisfaction in the UK. *Regional Studies*, 54(6), 802–813. <https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1645953>
- Hartono, D., Irawan, T., Khoirunurrofik, K., Partama, R., Mujahid, N. W., & Setiadestriati, D. (2022). Determinant factors of urban housing preferences among low-income people in Greater Jakarta. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 15(5), 1072–1087. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-05-2021-0056>
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- Hu, X., Suo, J., Kou, N., Wu, M., & Wang, S. (2024). Analysis of residential satisfaction in the conversion of Beijing's stock buildings into rental housing. *Scientific Reports*, 14(1), 4338. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-54081-1>
- Hur, M., & Morrow-Jones, H. (2008). Factors that influence residents' satisfaction with neighborhoods. *Environment and Behavior*, 40(5), 619–635. <https://doi.org/10.1177/0013916507307483>
- Jiang, W., Feng, T., Timmermans, H., & Li, H. (2017). A gap-theoretical path model of residential satisfaction and intention to move house applied to renovated historical blocks in two Chinese cities. *Cities*, 71, 19–29. <https://doi.org/10.1016/J.CITIES.2017.06.021>

- Jiang, W., & Timmermans, H. J. (2021). Residential satisfaction in renovated historic blocks in two Chinese cities. *The Professional Geographer*, 73(2), 333–347. <https://doi.org/10.1080/00330124.2020.1858887>
- JICA. (2016). *The study for improvement of living conditions for workers around industrial areas in Socialist Republic of Vietnam: Final report*. https://openjicareport.jica.go.jp/pdf/12263364_01.pdf
- Jullien, C. (2021). Nhà Trọ, rental rooms for fragments of life: Temporary footprint of rural migrants in Ho Chi Minh City. *The Russian Journal of Vietnamese Studies*, 5(1S), 52–65. <https://doi.org/10.54631/VS.2021.S-52-65>
- Karlson, K. B., & Jann, B. (2023). Marginal odds ratios: What they are, how to compute them, and why sociologists might want to use them. *Sociological Science*, 10, 332–347. <https://doi.org/10.15195/v10.a10>
- Karmali, N. M., & Weng, X. (2022). *Housing demand and affordability in India: Implications for housing policy* (No. 10031). The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-10031>
- Kuok, K. K., Chiu, P. C., Mersal, M. E., Rahman, M. R., & Said, K. A. M. (2025). Residential satisfaction and living experience in low-cost housing within tropical climates: A case study of Kuching, Sarawak, Malaysia. *Journal of Housing and the Built Environment*, 40(3), 1173–1188. <https://doi.org/10.1007/s10901-025-10200-6>
- Leeper, T. J. (2017). Interpreting regression results using average marginal effects with R's margins. *CRAN*. <https://cran.hafro.is/web/packages/margins/vignettes/TechnicalDetails.pdf>
- Li, J., Li, D., Ning, X., Sun, J., & Du, H. (2019). Residential satisfaction among resettled tenants in public rental housing in Wuhan, China. *Journal of Housing and the Built Environment*, 34(4), 1125–1148. <https://doi.org/10.1007/s10901-019-09667-x>
- Long, J. S., & Freese, J. (2014). *Regression models for categorical dependent variables using Stata* (3rd ed.). Stata Press.
- Lu, M. (1999). Determinants of residential satisfaction: Ordered logit vs. regression models. *Growth and Change*, 30(2), 264–287. <https://doi.org/10.1111/0017-4815.00113>
- Mensah, S. L., Okyere, S. A., Frimpong, L. K., Asiedu, A. B., Zaami, M., & Abunyewah, M. (2025). Secondary cities at the residential housing frontier: Examining the determinants of private renters' residential satisfaction in Ghana. *Habitat International*, 155, 103234. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2024.103234>
- Mohit, M. A., & Raja, A. M. M. A. K. (2014). Residential satisfaction-concept, theories and empirical studies. *Planning Malaysia*, 12(3). <https://doi.org/10.21837/pm.v12i3.131>
- Mohit, M. A., Ibrahim, M., & Rashid, Y. R. (2010). Assessment of residential satisfaction in newly designed public low-cost housing in Kuala Lumpur, Malaysia. *Habitat International*, 34(1), 18–27. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2009.04.002>
- Morris, E. W., & Winter, M. (1975). A theory of family housing adjustment. *Journal of Marriage and the Family*, 37(1), 79–88. <https://doi.org/10.2307/351032>
- O'Brien, R. M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, 41(5), 673–690. <https://doi.org/10.1007/s11135-006-9018-6>
- Phan, V. P. (2024). What can household living standard survey data tell us about non-financial wealth inequality? A case study of Vietnam. *Forum for Social Economics*, 53(4), 419–439. <https://doi.org/10.1080/07360932.2023.2299246>
- Phyu, P. E., Effendi, N., & Purnawan, P. (2024). Assessment of residential satisfaction using gap analysis: A case study in Naypyitaw City, Myanmar. *Jurnal Teknik Sipil*, 20(1), 176–190. <https://doi.org/10.28932/jts.v20i1.7428>
- Quynh, T. T. H., Bach, T. D., & Thien, L. T. T. (2025). Enhancing sustainable social housing [NM1.1]development in Vietnam for industrial park workers from the beneficiary perspective. *Journal of Materials & Construction*, 15(1), 89–Page. <https://doi.org/10.54772/jomc.v15i01.1034>
- Saleem, S., & Alchalabi, O. (2025). An in-depth analysis of factors impacting housing satisfaction: A systematic review and post-occupancy evaluation. *International Journal of Sustainable Development & Planning*, 20(1). <https://doi.org/10.18280/ijstdp.200113>
- Stock, J., & Yogo, M. (2005). Asymptotic distributions of instrumental variables statistics with many instruments. In

-
- D. W. K. Andrews & J. H. Stock (Eds.), *Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg* (pp. 109–120). Cambridge University Press.
- Tang, Q., Wei, Z., & Huang, S. (2024). Residential satisfaction of subsidized housing estates in post-reform China: Roles of the built and social environments. *Land*, 13(7), 899. <https://doi.org/10.3390/land13070899>
- Tien, H. T. (2023). Housing inequality in relation to housing tenure: Evidence from Ho Chi Minh City. (2023). VNUHCM Journal of Economics, Business and Law, 7(1), 4191-4201. <https://doi.org/10.32508/stdjelm.v7i1.1184>
- Tran, T. Q., & Van Vu, H. (2018). A microeconometric analysis of housing and life satisfaction among the Vietnamese elderly. *Quality & Quantity*, 52(2), 849–867. <https://doi.org/10.1007/s11135-017-0492-9>
- Vansintjan, A., Van, N. H., & Tu, N. T. (2019). Adaptation strategies used by low-income residents affected by land use changes in Hanoi, Vietnam. *Journal of Science and Technology in Civil Engineering (JSTCE)-HUCE*, 13(1), 78–88. [https://doi.org/10.31814/stce.nuce2019-13\(1\)-08](https://doi.org/10.31814/stce.nuce2019-13(1)-08)
- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58–82. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600104>
- Williams, R. (2016). Understanding and interpreting generalized ordered logit models. *The Journal of Mathematical Sociology*, 40(1), 7–20. <https://doi.org/10.1080/0022250X.2015.1112384>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.