

BẤT ĐỐI XỨNG THÔNG TIN TRONG THỊ TRƯỜNG NHÀ Ở VÀ CHÍNH SÁCH NHÀ Ở CÔNG NHÂN KHU CÔNG NGHIỆP TRONG BỐI CẢNH CHUYỂN ĐỔI SỐ

Nguyễn Anh Tú

Bộ Xây dựng

Email: tunarevn@gmail.com

Mã bài báo: JED-1955

Ngày nhận: 31/08/2024

Ngày nhận bản sửa: 04/11/2024

Ngày duyệt đăng: 05/11/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1955

Tóm tắt:

Công nhân có nhu cầu nhà ở vẫn đối diện nhiều thách thức có nguyên nhân từ những vấn đề cố hữu của thị trường nhà ở hay còn gọi là những thất bại của thị trường như bất đối xứng thông tin thị trường nhà ở. Mục tiêu của nghiên cứu là làm rõ hơn lý thuyết về những yếu tố tác động đến sự bất đối xứng thông tin nhà ở gây gia tăng chi phí cho bên cầu nhà ở. Xây dựng mô hình, chứng minh và kiểm định các giả thuyết về bất đối xứng thông tin, hiệu quả phương thức tìm kiếm thông tin thông qua giai đoạn tìm kiếm trước, các yếu tố tác động đến giai đoạn tìm kiếm trước thông tin sử dụng dữ liệu về nhà ở của công nhân khu công nghiệp. Nghiên cứu chứng minh tác động và hiệu quả của giai đoạn tìm kiếm trước thông tin đối với hiệu quả quá trình tìm kiếm làm giảm bất đối xứng thông tin, kiểm định các tác nhân ảnh hưởng đến giai đoạn tìm kiếm trước thông tin. Cuối cùng, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách trong bối cảnh chuyển đổi số hướng tới giảm thiểu tác động của bất đối xứng thông tin nhà ở.

Từ khóa: Chuyển đổi số, nhà ở công nhân, chính sách nhà ở, bất đối xứng thông tin.

Mã JEL: D83, R21, R3.

Information asymmetry in the housing market and industrial park worker housing policy in the context of digital transformation

Abstract:

Workers in need of houses still face many challenges caused by inherent housing market failures, such as information asymmetry. The research objective is to shed light on the theoretical factors affecting housing information asymmetry, leading to increased costs for the demand side. In the study, models have been built to test hypotheses on information asymmetry, the effectiveness of search strategies in the pre-search stage, and the factors affecting housing pre-search, using housing data of industrial park workers. The study shows the effectiveness of the pre-search stage in housing search at reducing information asymmetry, and empirically tests the factors affecting the pre-search. Finally, the research proposes several policy implications in the context of digital transformation toward minimizing the impact of housing information asymmetry.

Keywords: Digital transformation, housing for workers, housing policy, information asymmetry.

JEL codes: D83, R21, R3.

1. Đặt vấn đề

Các khu công nghiệp đang tạo động lực phát triển nền kinh tế Việt Nam và đóng vai trò chính trong quá trình công nghiệp hóa và hiện đại hóa đất nước. Nguồn nhân lực chủ yếu là người nhập cư, là nhân tố quan trọng thu hút các nhà đầu tư xây dựng nhà máy tại khu công nghiệp và thúc đẩy phát triển các khu công nghiệp.

Hiện nay, nguồn nhân lực công nhân khu công nghiệp có những khó khăn về nhà ở xuất phát từ những thất bại của thị trường nhà ở, trong đó thất bại thị trường truyền thống là bất đối xứng thông tin (Arnott, 1987). Thông tin của bên cung và bên cầu nhà ở khi mua hoặc thuê nhà ở không tương ứng về thời gian, khó gặp nhau nếu không sử dụng các bên trung gian như môi giới bất động sản; mất nhiều thời gian xem xét thực địa căn nhà, thông tin không đầy đủ, thiếu thông tin, hoặc thông tin không chính xác, phát sinh thêm chi phí tìm kiếm thông tin về nhà ở phù hợp khả năng chi trả (Weimer & Vining, 2017; Arnott, 1987; Gurran & Bramley, 2017). Hạn chế tiếp cận thông tin nhà ở và phát sinh thêm chi phí tìm kiếm thông tin đối với bên cầu nhà ở là người nhập cư cũng là những tác nhân của tình trạng bất đối xứng thông tin nhà ở (Li & Chau, 2024).

Phần tiếp theo của bài viết sẽ nêu lên tổng quan nghiên cứu về bất đối xứng thông tin trong thị trường nhà ở, đề xuất những giả thuyết để kiểm định tình trạng bất đối xứng thông tin đối với công nhân khu công nghiệp phần lớn là người nhập cư và trong bối cảnh chi phí tìm kiếm đã được tối thiểu hóa khi sử dụng những nền tảng số và công cụ tìm kiếm số, giả thuyết về tác động và hiệu quả của giai đoạn tìm kiếm trước thông tin tới hiệu quả phương thức tìm kiếm và giảm bất đối xứng thông tin, và giả thuyết về các yếu tố tác động đến giai đoạn chủ động tìm kiếm trước. Tiếp theo, bài viết đề xuất mô hình kiểm định và dữ liệu được sử dụng. Cuối cùng, bài viết sẽ phân tích một số kết quả của mô hình và đưa ra những hàm ý chính sách nhằm khắc phục những bất đối xứng thông tin trong bối cảnh chuyển đổi số.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Tổng hợp các công trình có liên quan

Vấn đề bất đối xứng thông tin tác động tới hoạt động của thị trường lần đầu tiên được khai mở trong nghiên cứu của Akerlof (1970), theo đó sử dụng thông tin thị trường người bán hàng hóa chất lượng thấp có thể đẩy hàng hóa chất lượng cao ra khỏi thị trường. Vì sự bất đối xứng thông tin ngăn cản các giao dịch đôi bên cùng có lợi, nên bên cung và bên cầu đều có lợi ích kinh tế làm động lực để giảm sự bất đối xứng đó. Đối với bên cầu, mức độ ảnh hưởng của bất đối xứng thông tin trong tìm kiếm trước (pre-search) xuất phát từ lợi ích có thông tin phụ thuộc yếu tố chi phí tìm kiếm thông tin và yếu tố hiệu quả phương thức tìm kiếm thông tin (Weimer & Vining, 2017).

Chi phí tìm kiếm thông tin dựa trên những chi phí cấu thành việc tìm kiếm. Yếu tố hiệu quả của phương thức tìm kiếm thông tin phụ thuộc mức độ biến thiên (phương sai) thông tin về chất lượng và giá cả hàng hóa, chính là tính đa dạng của tập hợp chất lượng và giá hàng hóa, và tần suất bên mua thực hiện hành vi mua hàng (Weimer & Vining, 2017).

Do nhà ở là hàng hóa hỗn hợp giữa hàng hóa trải nghiệm và hàng hóa hậu trải nghiệm cùng với tính đa dạng sản phẩm cao và giao dịch không thường xuyên (Weimer & Vining, 2017; Eerola & Lyytikäinen, 2015; Arnott, 1987) và như vậy có xu hướng chịu tác động mạnh của tình trạng bất đối xứng thông tin trong các bước của quá trình tìm kiếm thông tin nhà ở bao gồm cả bước tìm kiếm trước (Zhou & cộng sự, 2015; Li & Chau, 2024; Krysan & Crowder, 2017; Boeing, 2020).

2.2. Khoảng trống nghiên cứu

Như vậy, các nghiên cứu gần đây (Zhou & cộng sự, 2015; Li & Chau, 2024) về bất đối xứng thông tin nhà ở tập trung vào việc xác định tương quan bên cầu nhà ở tại địa phương (bên có thông tin) và bên cầu nhà ở từ ngoại tỉnh (bên không có thông tin) tới giá nhà ở. Những nghiên cứu trên vì vậy không phân tách rõ ràng sự tác động đến lợi ích có thông tin của yếu tố chi phí tìm kiếm thông tin và yếu tố hiệu quả phương thức tìm kiếm trước thông tin nhà ở. Thêm nữa, trong bối cảnh số hóa và chuyển đổi số, bất đối xứng thông tin tác động đến lợi ích có thông tin có còn từ nguyên nhân chi phí tìm kiếm thông tin gia tăng hay không.

Ảnh hưởng của mức độ có thông tin tới giá nhà ở cũng chưa được đánh giá đồng thời việc xác nhận lợi ích có thông tin từ hoạt động tìm kiếm trước cũng cần được kiểm định.

Các nghiên cứu chưa đánh giá yếu tố khả năng chi trả nhà ở thông qua thu nhập trong cũng như cỡ hộ hay số người cùng chung sống, hay chất lượng nhà ở là những yếu tố luôn chi phối và ảnh hưởng tới hoạt động tìm kiếm thông tin nhà ở.

Các yếu tố tác động đến việc người tìm nhà ở thực hiện tìm kiếm trước đã được đề cập trong một số nghiên cứu lý thuyết về tìm kiếm nhà ở (McCarthy, 2021; Krysan & Crowder, 2017) cần được kiểm chứng bằng nghiên cứu thực nghiệm.

2.3. Các giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu này đánh giá mức độ bất đối xứng thông tin nhà ở trong quá trình tìm kiếm trước (pre-search) thông tin nhà ở tác động đến yếu tố hiệu quả phương thức tìm kiếm thông tin nhà ở (Weimer & Vining, 2017).

Thông thường, so với bên có nhu cầu nhà sống tại địa phương (bên cầu tại địa phương), bên cầu ngoài địa phương (bên cầu ngoại tỉnh) thường ít thông tin hơn và có chi phí tìm kiếm cao hơn do khoảng cách địa lý (Turnbull & Sirmans, 1993; Lambson & cộng sự, 2004; Ling & cộng sự, 2018; Liu & cộng sự, 2015; Ihlanfeldt & Mayo, 2012). Trong bối cảnh số hóa và chuyên đổi số, công cụ tìm kiếm trên Internet đã giảm thiểu chi phí tìm kiếm thông tin nhà ở (Ford & cộng sự, 2005), xóa bỏ khoảng cách địa lý, và khắc phục tính không đồng nhất về thời gian (Han & Strange, 2015; Boeing, 2020). Tuy nhiên, bên cầu tại địa phương có nhiều thông tin hơn, do đó có nhiều quyền mặc cả hơn bên cầu là người ngoại tỉnh (Zhou & cộng sự, 2015; Krysan & Crowder, 2017).

Công nhân khu công nghiệp có nhu cầu nhà ở bao gồm người địa phương (bên cầu tại địa phương) hoặc nhập cư (bên cầu ngoại tỉnh). Do vậy bất đối xứng thông tin vẫn xảy ra đối với những người công nhân nhập cư khi họ thiếu nhiều loại thông tin hơn và không thể tiếp cận trực tiếp, phải thông qua môi giới, các mối quan hệ để có thông tin về căn nhà dẫn đến việc họ phải chấp nhận ở những căn nhà có giá thuê cao hơn so với những người công nhân tại địa phương.

Giả thuyết H1: Công nhân nhập cư (Bên ít thông tin) phải chịu chi phí thuê nhà cao hơn so với công nhân tại địa phương (Bên nhiều thông tin).

Trong quá trình tìm kiếm trước (pre-search), thu thập những thông tin cơ bản, bao gồm thông tin về những chính sách, chương trình ưu đãi sản phẩm, chính sách ưu đãi nhà ở xã hội, là rất phổ biến (Han & Strange, 2015; JICA, 2016). Việc tìm kiếm trước được những thông tin bổ sung về nhà ở gia tăng hiệu quả phương thức tìm kiếm thông tin.

Do vậy, có thể đánh giá tác động của mức độ có thông tin và mức độ chủ động tìm kiếm trước tới hiệu quả phương thức tìm kiếm thông tin nhà ở thông qua biến đại diện mức độ hiểu biết về chính sách nhà ở công nhân tới giá nhà thuê phải trả.

Giả thuyết H2: Công nhân khu công nghiệp có ít thông tin hơn về chính sách nhà ở xã hội và tìm hiểu ít hơn phải trả mức chi phí thuê nhà cao hơn.

Tìm kiếm trước thông tin (pre-search) phản ánh nhu cầu về chỗ ở và cầu nhà ở của hộ sống tại ngôi nhà. Do vậy phương thức chủ động tìm kiếm trước thông tin nhà ở gắn với nhiều tới những yếu tố tác động đến cầu nhà ở như khả năng chi trả nhà ở (thông qua thu nhập), cỡ hộ - số người cùng sinh sống, diện tích căn nhà, chất lượng - các đặc tính của căn nhà, và những đặc tính nhân khẩu học khác (Malpezzi & Mayo, 1987; Rashidi & cộng sự, 2012; McCarthy, 2021; Krysan & Crowder, 2017; Boeing, 2020; Korver-Glenn & cộng sự, 2024).

Giả thuyết H3: Phương thức chủ động tìm kiếm trước thông tin chịu sự tác động của các yếu tố thu nhập, tình trạng sở hữu nhà, độ tuổi, người địa phương hay nhập cư.

3. Phương pháp nghiên cứu

Tính đa dạng của sản phẩm gia tăng khả năng bất đối xứng thông tin gây ra hoạt động thiếu hiệu quả thị trường (Weimer & Vining, 2017). Tính đa dạng (heterogeneity) của nhà ở dẫn đến việc quy ước nhà ở như là một hàng hóa phức hợp (composite goods) có thể giúp phân tích được các yếu tố tác động rõ ràng hơn như phương pháp của Malpezzi & Mayo (1987). Do vậy việc lựa chọn mô hình hàm cầu có nguồn gốc từ tối đa hóa thỏa dụng (utility maximization) phù hợp trong việc đánh giá tác động của bất đối xứng thông tin tới giá cả (giá thuê) hay cầu nhà ở công nhân khu công nghiệp.

Trước tiên theo nghiên cứu của Megbolugbe & cộng sự (1991), hàm cơ bản về cầu nhà ở được thể hiện dưới dạng:

$$Q = q(Y, P_n, P_0, T) \quad (1)$$

Trong đó Q là cầu tiêu dùng nhà ở, Y là thu nhập, P_n giá nhà, P_0 là véc tơ giá của các hàng hóa và dịch vụ khác; và T là véc-tơ những yếu tố sở thích về nhà ở và $T = t(H)$. Trong đó, H là véc-tơ những đặc điểm nhân khẩu học của hộ như tuổi, tình trạng hôn nhân, các sở thích tiêu dùng khác thể hiện qua những thuộc tính căn nhà. Dạng hàm cầu như vậy có thể biến đổi như sau:

$$Q = q(Y, P_n, P_0, H) \quad (2)$$

Khi giải bài toán tối đa hóa lợi ích (thỏa dụng) phụ thuộc thu nhập Y và giá cả P_n , chúng ta sẽ có giá trị tối ưu là hàm lợi ích gián tiếp: $Q^* = q^*(Y, P_n)$, là hàm cầu Marshall. Với định nghĩa R là chi phí thuê nhà, $R = P_n \times Q^*$, có thể thực hiện đổi về P_n sang bên trái của phương trình để có được mối quan hệ chi phí và thu nhập theo đường Engel, trong giả định sở thích không thay đổi. Mối quan hệ mức cầu Marshall được biểu diễn mở rộng thêm phụ thuộc véc-tơ những đặc điểm nhân khẩu học H , theo đó:

$$R = R(Y, H) \quad (3)$$

Dạng hàm logarit được chọn để ước lượng mối quan hệ trên như sau:

$$\ln(R) = \alpha_0 + E_y(\ln Y) + \alpha_2 H + \alpha_3 H^2 + u \quad (4)$$

Trong đó: E_y là độ co giãn của cầu theo thu nhập. Hàm cầu (4) có thể mở rộng H để bổ sung các biến độc lập về nhân khẩu học cũng như thuộc tính căn nhà đại diện cho sở thích của bên cầu nhà ở.

Do vậy, để kiểm định tính bất đối xứng thông tin đối với thị trường nhà ở công nhân khu công nghiệp thông qua kiểm định giả thuyết H1 và H2, có thể sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính dạng sau:

$$\ln(R) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(INC) + \alpha_2 HS + \alpha_3 HS^2 + \alpha_4 S + \alpha_5 S^2 + \alpha_6 Q + \alpha_7 IMM + \alpha_8 SHA + \alpha_9 AGE + \alpha_{10} GEN + \epsilon \quad (5)$$

Để kiểm định giả thuyết H3, nghiên cứu bổ sung biến phụ thuộc mới về tình trạng biết hoặc không biết

Bảng 1: Các biến của mô hình hồi quy tuyến tính

Biến	Mô tả
<i>Biến phụ thuộc</i>	
R	Chi phí thuê nhà hàng năm
$\ln(R)$	Lô-ga-rít tự nhiên của biến R
<i>Biến độc lập</i>	
INC	Thu nhập hàng năm là tổng thu nhập từ lương và các nguồn khác.
$\ln(INC)$	Lô-ga-rít tự nhiên của biến INC
HS	Cỡ hộ - Số người sống chung trong căn nhà
HS^2	Bình phương Cỡ hộ
S	Diện tích sử dụng căn nhà/căn hộ
S^2	Bình phương Diện tích sử dụng căn nhà/căn hộ
Q	Biến đại diện chất lượng căn cứ chất lượng kết cấu căn nhà $Q = 1$ Nhà kiên cố - Cả ba kết cấu cột, tường, mái được làm từ vật liệu kiên cố bền chắc. $Q = 2$ Nhà bán kiên cố - Hai yếu tố trong 3 kết cấu cột, tường, mái được làm từ vật liệu kiên cố, bền chắc. $Q = 3$ Nhà thiếu kiên cố - Một yếu tố trong 3 kết cấu cột, tường, mái được làm từ các vật liệu kiên cố, bền chắc. $Q = 4$ Nhà đơn sơ - Không có yếu tố nào trong 3 kết cấu cột, tường mái được làm từ các vật liệu kiên cố, bền chắc.
IMM	Biến giả về bên mua là người nhập cư hay người địa phương. $IMM = 1$ nếu là người nhập cư, $IMM = 0$ nếu là người địa phương.
SHA	Mức độ hiểu biết về chính sách nhà ở công nhân khu công nghiệp. $SHA=1$: Hiểu biết rõ chính sách; $SHA=2$: Có hiểu biết về chính sách; $SHA=3$: Không biết về chính sách.
AGE	Tuổi người được phỏng vấn.
GEN	Giới tính người được phỏng vấn. $GEN=1$ nếu là Nam; $GEN=0$ nếu là Nữ

về chính sách nhà ở công nhân từ biến SHA – Mức độ hiểu biết về chính sách. Theo đó, biến SHK là biến nhị phân: SHK=1 nếu SHA = {1,2}; SHK=0 nếu SHA=3. Theo như phương pháp của Rashidi & cộng sự (2012), Li & Chau (2024) và Boeing (2020), xác suất SHK = {1,0} chịu tác động của các biến độc lập như tình trạng sở hữu hoặc đi thuê nhà ở, độ tuổi, thu nhập, nguồn gốc người địa phương hay ngoại tỉnh và ước lượng theo mô hình Probit:

$$SHK = \Phi(\beta_0 + \beta_1TEN + \beta_2AGE + \beta_3\ln(INC) + \beta_4IMM + \omega) \quad (6)$$

Bảng 2: Các biến của mô hình Probit

Biến	Mô tả
<i>Biến phụ thuộc</i>	
SHK	SHK = 1, hiểu biết chính sách; SHK=0, không biết về chính sách
<i>Biến độc lập</i>	
TEN	TEN = 1, sở hữu nhà; TEN = 0, nhà đi thuê.
AGE	Tuổi người được phỏng vấn.
INC	INC = Thu nhập hàng tháng là tổng thu nhập từ lương và các nguồn khác.
ln(INC)	Lô-ga-rít tự nhiên của biến INC
IMM	Biến giả về bên mua là người nhập cư hay người địa phương. IMM = 1 nếu là người nhập cư, IMM = 0 nếu là người địa phương.

3.1. Thu thập dữ liệu

Dữ liệu được sử dụng để ước lượng các mô hình là bộ siêu dữ liệu kết quả điều tra chọn mẫu công nhân 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 Hàn Quốc (LH), Viện Nghiên cứu đô thị Han-A (KHUG), Đại học Seoul và Viện nghiên cứu đất đai Hàn Quốc (KRIHS) thực hiện (LHI, 2021). Cỡ mẫu là 4000 điều tra tại hai địa phương nhiều khu công nghiệp là tỉnh Bắc Ninh và tỉnh Đồng Nai, đại diện cho ước lượng tổng thể 1.199.506 công nhân hai tỉnh, với sai số Δ_p là 0,0158 (1,58%) phù hợp với điều tra phỏng vấn công nhân tại nhà máy trong khu

Bảng 3: Giá trị thống kê các biến của mô hình

	Chi phí thuê nhà (R)	Thu nhập (INC)	Cỡ hộ (HS)	Diện tích căn nhà (S)	Chất lượng căn nhà (Q)	Tuổi người được phỏng vấn (AGE)
Valid	3621	3621	3621	3621	3621	3616
Bình quân	10,8510	143,8154	2,01	53,693	1,6506	30,69
Độ lệch chuẩn	6,91520	66,33901	1,378	51,5762	0,48715	7,423
Nhỏ nhất	0,00	48,00	1	8,0	1,0000	2
Lớn nhất	64,00	924,00	11	500,0	4,0000	67

Bảng 4: Giá trị thống kê các biến nhị phân

	Người nhập cư (IMM)	
	Tần suất	Tỷ lệ %
Nhập cư	1306	36,1
Địa phương	2315	63,9
Tổng số quan sát	3621	100,0
Giới tính (GEN)		
	Tần suất	Tỷ lệ %
Nam	1306	36,1
Nữ	2315	63,9
Tổng số quan sát	3621	100,0
Biến TEN - Sở hữu/Đi thuê		
	Tần suất	Tỷ lệ %
Sở hữu nhà	1306	36,1
Đi thuê	2315	63,9
Tổng số quan sát	3621	100,0

công nghiệp. Phương pháp chọn mẫu là phương pháp hỗn hợp: Thực hiện lấy mẫu ngẫu nhiên phân tầng các doanh nghiệp theo quy mô sử dụng lao động; thực hiện lấy mẫu ngẫu nhiên hệ thống để chọn các doanh nghiệp cần điều tra và thực hiện lấy mẫu chùm trong doanh nghiệp được chọn. 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 file Excel và thực hiện các bước làm sạch dữ liệu: Phân tích tần suất, phân tích chéo kết quả các câu hỏi và tiến hành phát hiện và chỉnh sửa lỗi kết quả. Bước sau cùng là thực hiện chỉnh lỗi siêu dữ liệu từ ngày 05-12-2019 đến ngày 08-01-2020 (LHI, 2021).

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này được xử lý bằng Microsoft Excel. Nạp dữ liệu và thống kê mô tả, ước lượng mô hình bằng phần mềm SPSS 22.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Kiểm định giả thuyết H1 và H2 được thực hiện thông qua hàm số (5) bằng việc ước lượng Mô hình hồi quy tuyến tính đa biến với biến phụ thuộc là $\ln(R)$. Mô hình ban đầu với đầy đủ các biến độc lập: $\ln(INC)$, HS , HS^2 , S , S^2 , Q , IMM , SHA , AGE , GEN có ý nghĩa thống kê tổng thể. Tuy nhiên, để thấy có hiện tượng đa cộng tuyến đối với 2 cặp biến: HS và HS^2 ; S và S^2 . Bên cạnh đó, các biến HS ($sig. = 0,164$), S^2 ($sig.=0,149$), AGE ($sig.=0,146$), và GEN ($sig.=0,117$) không đạt mức ý nghĩa thống kê và đã được lựa chọn để loại bỏ ra khỏi mô hình điều chỉnh. Mô hình điều chỉnh được ước lượng hồi quy theo các biến độc lập: $\ln(INC)$, HS^2 , S , Q , IMM , và SHA .

Bảng 5: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy tuyến tính

df	R ²	R ² hiệu chỉnh	F	Sig.
6	0,446	0,445	484,543	0,000

Kết quả nghiên cứu (Bảng 5) cho thấy giá trị ý nghĩa thống kê Sig. của kiểm định F là $0,000 < 0,05$. Như vậy, mô hình hồi quy tuyến tính xây dựng được phù hợp với tổng thể.

Bảng 6: Phân tích đa cộng tuyến

	Tolerance	VIF
$\ln(INC)$	0,812	1,231
HS^2	0,885	1,128
S	0,909	1,099
Q	0,791	1,255
IMM	0,724	1,382
SHA	0,986	1,013

Kết quả phân tích hồi quy tuyến tính đa biến cho thấy, hệ số phóng đại VIF của các biến độc lập đều $< 2,0$ nên không có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập; vì vậy mô hình nghiên cứu được chấp nhận.

Hệ số xác định R^2 hiệu chỉnh là 0,445 nghĩa là mô hình giải thích được 44,5% sự biến thiên của biến phụ thuộc cầu nhà công nhân khu công nghiệp. Trong khi hệ số R^2 của tập hợp các kết quả hồi quy các bộ dữ liệu tại các thành phố các nước đang phát triển trong nghiên cứu của Malpezzi & Mayo (1987) nằm trong khoảng 0,1 – 0,57 tùy thuộc độ biến thiên của cỡ mẫu trong khoảng 100 – 2000, hệ số $R^2 = 0,446$ của Mô hình tuyến tính gần với cận trên của khoảng và phù hợp với các nghiên cứu trước về cầu nhà ở (DeLeeuw, 1971; Malpezzi & Mayo, 1987).

Các hệ số hồi quy cho các biến của Mô hình tuyến tính phần lớn đều đạt mức ý nghĩa và cho kết quả tương quan khá phù hợp. Kết quả hệ số hồi quy $\beta_1 = + 0,047$ với mức ý nghĩa $sig. = 0,001$ cho thấy độ co dãn của cầu nhà đối với thu nhập có mối tương quan thuận chiều, phù hợp với các nghiên cứu trước đây (DeLeeuw, 1971; Mayo, 1981; Malpezzi & Mayo, 1987; Boeing, 2020) mặc dù trị số của độ co dãn nhỏ cho thấy độ co dãn thấp đối với mức thu nhập thấp của công nhân khu công nghiệp.

Các biến độc lập đại diện cho thuộc tính của căn nhà/căn hộ cũng cho thấy sự tương quan tới cầu nhà của công nhân. Theo đó, biến Q đại diện cho chất lượng kết cấu có kết quả tương quan (+) là phù hợp với yêu cầu thông thường về điều kiện sống, tiện nghi của căn nhà. Tuy nhiên, kết quả hồi quy cho hệ số tương quan (-)

Bảng 7: Kết quả hồi quy tuyến tính OLS

Biến	Hệ số hồi quy chuẩn hóa (α)	t-statistic	Sig.	
ln(INC)	α_1	0,047***	3,428	0,001
HS ²	α_3	- 0,045***	-3,408	0,001
S	α_4	- 0,029**	-2,217	0,027
Q	α_6	0,070***	5,027	0,000
IMM	α_7	0,690***	47,363	0,000
SHA	α_8	0,032***	2,449	0,010
α_0 - Hằng số		0,587	3,701	0,000
Adjusted R ²		0,445		
Số quan sát		3619		
Biến phụ thuộc:		ln(R)		

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

($\alpha_4 = - 0,029$) của biến diện tích căn nhà S mặc dù có trị số nhỏ nhưng chưa phản ánh rõ mối quan tâm thông thường về nhà ở công nhân là cần diện tích lớn hơn. Hiện tượng tương quan nghịch chiều của diện tích với cầu nhà cũng có thể xảy ra khi các lựa chọn thuê nhà của công nhân bị hạn chế hoặc do bản chất mối tương quan giữa chất lượng Q và diện tích căn nhà S tới cầu nhà được thể hiện rõ ràng hơn trong các ước lượng phi tuyến tính như Mayo (1981) nêu lên.

Ước lượng của mô hình cho kết quả hệ số $\alpha_3 = - 0,045$ với mức ý nghĩa sig = 0,001 của biến HS² có thể cho thấy bằng chứng thực nghiệm đối với biến Cỡ hộ. Các nghiên cứu trước đây cũng cho những kết quả hỗn hợp về chiều của sự tương quan mà theo đó cỡ hộ có thể ảnh hưởng cùng chiều tới cầu nhà, rồi sau đó suy giảm khi cỡ hộ tăng lên dẫn đến tương quan ngược chiều (Mayo, 1981). Hệ số mang dấu (-) đối với mẫu khảo sát công nhân tại Việt Nam là phù hợp khi nội dung là số người sống chung trong căn nhà và thể hiện thực trạng khi công nhân sống cùng căn nhà với càng nhiều người dẫn đến chi phí thuê được giảm xuống (JICA, 2016).

Đối với biến IMM, kết quả ước lượng cho hệ số $\alpha_7 = + 0,690$ tại mức sig = 0,000 xác nhận giả thuyết H1. Theo đó, hệ số tương quan (+) cho thấy người nhập cư phải chịu một tỷ lệ phần trăm giá thuê cao hơn (so với người địa phương), cụ thể ở đây là khoảng 0,69%. Kết quả về chi phí bất đối xứng thông tin phù hợp đối với những nghiên cứu tương tự về người nội tỉnh hoặc ngoại tỉnh Thành Đô - Chendu hoặc Hồng Kông (Trung Quốc) trong nghiên cứu trước (Zhou & cộng sự, 2015; Li & Chau, 2024). Như vậy, mặc dù trong điều kiện hiện diện các công cụ tìm kiếm và nền tảng số hóa giúp giảm chi phí tìm kiếm thông tin, người công nhân nhập cư vẫn phải chịu sự bất đối xứng thông tin trong giai đoạn tìm kiếm trước thông tin do người nhập cư không thể nhận dạng được những khu vực sinh sống phù hợp như người địa phương đã có quá trình dài thu thập những thông tin đó (Krysan & Crowder, 2017). Kết quả trên có thể lưu ý về tính đầy đủ thông tin phù hợp của các nền tảng số và còn ẩn chứa một số bất đối xứng và phân hóa khác (Boeing, 2020; Korver-Glenn & cộng sự, 2024).

Đối với biến SHA, ước lượng mô hình cho kết quả hệ số hồi quy $\alpha_8 = + 0,032$ tại mức ý nghĩa sig = 0,010 cũng xác nhận về ý nghĩa thống kê giả thuyết H2, theo đó mức độ hiểu biết về chính sách nhà ở công nhân có sự tương quan tới cầu nhà ở đại diện bởi chi phí thuê nhà. Khi có nhiều thông tin hơn trong quá trình tìm kiếm trước giúp giảm chi phí thuê nhà phải trả và việc chủ động tìm kiếm trước gia tăng hiệu quả việc tìm kiếm được nhà thuê giá hợp lý hơn. Đồng nghĩa việc chủ động tìm kiếm trước giảm được bất đối xứng thông tin trong cả quá trình tìm kiếm nhà ở, chỉ với một loại thông tin, tính chủ động tìm kiếm trước cho khả năng giảm đến 0,032% giá thuê. Hiện nay, tính chủ động tìm kiếm thông tin được tạo điều kiện tối ưu với lợi thế tiện dụng, dễ dàng truy cập thông tin của các công cụ tìm kiếm số. Tính chủ động tìm kiếm thông tin chỉ bị phụ thuộc vào sự bố trí, sắp đặt một cách khoa học, dễ truy cập trên các nền tảng số (Carrillo, 2008; Cherif & Grant, 2014) và có thể là nguyên nhân dẫn đến sự thiếu chủ động tìm kiếm thông tin của công nhân khu công nghiệp.

Mô hình Probit: Để kiểm định giả thuyết H3 căn cứ hàm (6), Mô hình Probit được sử dụng để ước lượng khả năng tác động của các biến độc lập tới biến phụ thuộc SHK.

Mức ý nghĩa Sig. = 0,000 cho thấy mô hình phù hợp theo đó mô hình khả năng giải thích biến phụ thuộc

Bảng 8: Thông số ước lượng của Mô hình Probit

Likelihood Ratio Chi-Square	df	Sig.
47.822	4	0,000

Bảng 9: Kết quả ước lượng mô hình Probit

Biến	Hệ số	Mức ý nghĩa	95% Wald Confidence Interval		Hypothesis Test		
			Lower	Upper	Wald Chi ²	df	
Hệ số chặn	β_0	0,591	0,001	0,248	0,934	11,386	1
TEN	β_1	-0,309***	0,003	-0,514	-0,104	8,751	1
AGE	β_2	-0,007***	0,010	-0,013	-0,002	6,626	1
ln(INC)	β_3	-0,133***	0,006	-0,228	-0,038	7,516	1
IMM	β_4	-0,079	0,440	-0,278	0,121	0,596	1
Likelihood Ratio Chi-Square		47,822					
Số quan sát		3619					
Biến phụ thuộc:		SHK					

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

đạt xác suất 47,822%.

Kết quả ước lượng mô hình có ý nghĩa thống kê cho thấy 3 biến độc lập TEN, AGE, và ln(INC) có tác động đến biến phụ thuộc SHK. Lựa chọn phương thức chủ động tìm kiếm trước thông tin (đại diện bởi biến phụ thuộc SHK) có mối liên hệ với tình trạng sở hữu nhà ở đại diện bằng biến TEN, theo đó với giá trị $\beta_1 = -0,309$, theo đó những công nhân sở hữu nhà ở có xác suất ổn định và ít quan tâm đến tìm kiếm thông tin nhà ở hơn so với những người đang thuê nhà ở. Tương tự đối với biến ln(INC) đại diện cho mức thu nhập của công nhân, với trị số $\beta_3 = -0,133$ thì có mối tương quan ngược chiều đến việc chủ động tìm kiếm thông tin, những người có mức thu nhập cao có xu hướng ổn định và ít tìm kiếm thông tin nhà ở hơn so với những công nhân thu nhập thấp hơn. Cuối cùng, độ tuổi của công nhân cũng có mối quan hệ ngược chiều với cách thức chủ động tìm kiếm thông tin nhà ở (SHK) căn cứ vào hệ số β_2 của biến AGE nhận giá trị $= -0,007$. Mặc dù với tỷ lệ thấp, công nhân có độ tuổi trẻ hơn sẽ có xu hướng chủ động tìm kiếm thông tin về (chính sách) nhà ở. Kết quả trên phần lớn phù hợp với các kết quả nghiên cứu về người sử dụng nền tảng số tìm kiếm nhà ở của Boeing (2020) và Korver-Glenn & cộng sự (2024).

Ước lượng mô hình Probit không có ý nghĩa thống kê để thấy được mối quan hệ giữa hiện trạng công nhân tại địa phương hoặc nhập cư (biến IMM) có khả năng tác động đến việc tìm kiếm trước thông tin.

5. Kết luận

Nghiên cứu này xem xét mức độ bất đối xứng thông tin trên thị trường nhà ở. Nghiên cứu đã xây dựng mô hình và chứng minh ba giả thuyết đề cập trung tâm làm rõ và kiểm chứng những tác nhân gây ra tính bất đối xứng thông tin đối với bên cầu nhà ở. Các kết quả được kiểm tra với dữ liệu điều tra về nhà ở công nhân khu công nghiệp phần lớn phù hợp với dự đoán của các giả thuyết đặt ra. Về mặt lý thuyết, nghiên cứu phân định rõ ràng hơn hai nhóm yếu tố tác động đến tính bất đối xứng thông tin Weimer & Vining (2017) đã gợi ý gồm: Chi phí tìm kiếm thông tin và hiệu quả phương thức tìm kiếm thông tin trong bối cảnh chuyển đổi số với chi phí tìm kiếm được tối thiểu hóa. Kết quả kiểm định xác nhận tình trạng bất đối xứng thông tin đối với công nhân ngoại tỉnh do thiếu thông tin trong giai đoạn tìm kiếm trước.

Kết quả nghiên cứu cũng xác nhận hiệu quả của tính tích cực và mức độ khối lượng thông tin trong giai đoạn tìm kiếm trước là hiệu quả của phương thức tìm kiếm thông tin nhà ở, giúp giảm bất đối xứng thông tin thông qua giảm chi phí thuê nhà.

Nghiên cứu cho thấy việc thực hiện giai đoạn tìm kiếm trước thông tin chịu tác động của một số yếu tố như tuổi tác, thu nhập, và tình trạng sở hữu - đi thuê nhà ở. Về mặt này, nghiên cứu không xác nhận tác động sự khác biệt của việc nhập cư hay sống tại địa phương.

Nghiên cứu có hạn chế khi chỉ đánh giá bất đối xứng thông tin từ bên cầu. Trong khi cần có những nghiên cứu chi tiết hơn nữa về những biểu hiện khác của bất đối xứng thông tin trên thị trường nhà ở như thiếu thông

tin, thông tin sai lệch, không đồng pha thông tin khá phổ biến trên thị trường nhà ở nói chung giữa cả bên cung và bên cầu. Hạn chế của bộ dữ liệu với phương pháp lấy mẫu ngẫu nhiên hệ thống và thiếu một số dữ liệu về bối cảnh số hóa có thể tạo nên sự dự đoán và sao chép câu trả lời của người được phỏng vấn trong một tập hợp công nhân số lượng nhỏ đồng thời chưa có biến trực tiếp đánh giá mức độ tác động của công cụ và nền tảng số. Các nghiên cứu trong tương lai có thể giải quyết vấn đề này bằng chất lượng dữ liệu tốt hơn bao gồm thông tin chi tiết về người mua và người bán.

Về thực tiễn, cần bổ sung những quy định về định dạng và trường dữ liệu cần có trên các nền tảng số tìm kiếm thông tin nhà ở và tăng cường kết nối tới các cổng thông tin điện tử của các cơ quan quản lý nhà nước nơi những thông tin về chính sách được cung cấp miễn phí. Bổ sung những quy định về công bố thông tin của bên bán, bên cho thuê tại các địa phương kèm theo chính sách khuyến khích bên cung niêm yết đầy đủ thông tin trên các nền tảng số. Các chính quyền địa phương và các doanh nghiệp sử dụng lao động cần thực hiện tuyên truyền giới thiệu người lao động tìm kiếm trước về thông tin nhà ở. Với sự thuận lợi của công cụ số hóa, chính sách thông tin tuyên truyền số cùng với chính sách nhà ở sẽ tạo lập những hạ tầng kỹ thuật số, môi trường giao dịch số, hữu dụng, hiệu quả cho giao dịch bất động sản đặc biệt đối với nhóm công nhân khu công nghiệp với độ tuổi trẻ hơn, dễ tiếp cận và sử dụng thiết bị số, ứng dụng số, các sản phẩm số (Tổng cục Thống kê, 2023).

Tài liệu tham khảo:

- Akerlof, G.A. (1970), 'The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism', *The Quarterly Journal of Economics*, 488-500. <https://doi.org/10.4337/9781781950005>
- Arnott, R. (1987), 'Economic theory and housing', *Handbook of regional and urban economics*, 2, 959-988.
- Boeing, G. (2020), 'Online rental housing market representation and the digital reproduction of urban inequality', *Environment and Planning A: Economy and Space*, 52(2), 449-468.
- Carrillo, P.E. (2008), *Information and real estate transactions: the effects of pictures and virtual tours on home sales*, Department of Economics, The George Washington University, Washington, DC.
- Cherif, E. & Grant, D. (2014), 'Analysis of e-business models in real estate', *Electronic Commerce Research*, 14, 25-50. doi:10.1007/s10660-013-9126-z.
- De Leeuw, F. (1971), 'The demand for housing: A review of cross-section evidence', *The Review of Economics and Statistics*, 1-10.
- Eerola, E. & Lyytikäinen, T. (2015), 'On the role of public price information in housing markets', *Regional Science and Urban Economics*, 53, 74-84.
- Ford, J.S., Rutherford, R.C. & Yavas, A. (2005), 'The effects of the internet on marketing residential real estate', *Journal of Housing Economics*, 14(2), 92-108.
- Gurran, N. & Bramley, G. (2017), *Urban planning and the housing market*, Palgrave Macmillan UK, doi: 10.1057/978-1-137-46403-3
- Han, L. & Strange, W.C. (2015), 'The microstructure of housing markets: Search, bargaining, and brokerage', *Handbook of regional and urban economics*, 5, 813-886.
- Ihlanfeldt, K. & Mayock, T. (2012), 'Information, search, and house prices: Revisited', *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 44, 90-115.
- JICA (2016), *The study for improvement of living conditions for workers around industrial areas in Socialist Republic of Vietnam: Final report*, from <https://openjicareport.jica.go.jp/pdf/12263364_01.pdf ngày 28-04-2024>.
- Korver-Glenn, E., Lee, H. & Crowder, K. (2024), 'Real Estate platforms, the housing search process and racial residential stratification', *Race and Social Problems*, 16(1), 133-156.
- Krysan, M. and Crowder, K. (2017), *Cycle of segregation: Social Processes and Residential Stratification*, New York: Russell Sage Foundation.

-
- Lambson, V.E., McQueen, G.R. & Slade, B.A. (2004), 'Do out-of-state buyers pay more for real estate? An examination of anchoring-induced bias and search costs', *Real Estate Economics*, 32(1), 85-126.
- LHI (2021), *Báo cáo Dự án xây dựng chính sách toàn diện phát triển nhà ở xã hội Việt Nam*, Hàn Quốc.
- Li, L. & Chau, K.W. (2024), 'Information Asymmetry with Heterogeneous Buyers and Sellers in the Housing Market', *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 68(1), 138-159.
- Ling, D.C., Naranjo, A. & Petrova, M.T. (2018), 'Search Costs, Behavioral Biases, and Information Intermediary Effects', *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1-38.
- Liu, Y., Gallimore, P. & Wiley, J.A. (2015), 'Nonlocal office investors: anchored by their markets and impaired by their distance', *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 50(1), 129-149.
- Malpezzi, S. & Mayo, S.K. (1997), 'Getting housing incentives right: a case study of the effects of regulation, taxes, and subsidies on housing supply in Malaysia', *Land Economics*, 372-391.
- Mayo, S.K. (1981), 'Theory and estimation in the economics of housing demand', *Journal of Urban Economics*, 10, 95-116.
- McCarthy, K. (2021), 'An analytical model of housing search and mobility', In *Modelling housing market search*, Routledge, 30-53.
- Megbolugbe, I., Marks, A. & Schwartz, M. (1991), 'The Economic Theory of Housing Demand: A Critical Review', *Journal of Real Estate Research*, 6(3), 381-393.
- Rashidi, T.H., Auld, J. & Mohammadian, A.K. (2012), 'A behavioral housing search model: Two-stage hazard-based and multinomial logit approach to choice-set formation and location selection', *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 46(7), 1097-1107.
- Tổng cục Thống kê (2023), *Báo cáo Điều tra lao động việc làm năm 2022*, Hà Nội.
- Turnbull, G.K. & Sirmans, C.F. (1993), 'Information, search, and house prices', *Regional Science and Urban Economics*, 23(4), 545-557.
- Weimer, D. & Vining, A. (2017), *Policy Analysis: Concepts and Practice*, Taylor & Francis.
- Zhou, X., Gibler, K. & Zahirovic-Herbert, V. (2015), 'Asymmetric buyer information influence on price in a homogeneous housing market', *Urban Studies*, 52(5), 891-905.