XÂY DỰNG
TẠP CHÍ ĐIỆN TỬ CỦA BỘ XÂY DỰNG
JOURNAL OF CONSTRUCTION

TẠP CHÍ XÂY DỰNG - eISSN 3030-4482

# Tính không co giãn của cung nhà ở đối với người lao động khu công nghiệp tại Việt Nam: Bằng chứng từ dữ liệu mảng cấp tỉnh

## Housing supply inelasticity for industrial workers in Vietnam: Evidence from provincial panel data

**THS Nguyễn Anh Tú**
Trung tâm Nghiên cứu Nhà ở và Thị trường bất động sản, Cục Quản lý nhà và Thị trường bất động sản (Bộ Xây dựng)
Email: tunarevn@gmail.com

THÔNG TIN BÀI BÁO
Chuyên mục: Khoa học công nghệ
Ngày nhận bài: 19/6/2026
Ngày sửa bài: 29/6/2026
Ngày chấp nhận đăng: 10/7/2026
Ngày xuất bản Online: 21/7/2026
Tác giả liên hệ:
Email: tunarevn@gmail.com

**TÓM TẮT**

Nghiên cứu kiểm định giả thuyết rằng cung nhà ở tại Việt Nam tương đối không co giãn theo giá, đặc biệt đối với phân khúc tập trung người lao động khu công nghiệp. Sử dụng dữ liệu mảng cân bằng gồm 24 tỉnh, thành phố giai đoạn 2016 - 2022, nghiên cứu ước lượng mô hình hiệu ứng cố định hai chiều với sai số chuẩn vững theo cụm cấp tỉnh, có kiểm soát quỹ đất ở, trong đó biến giá nhà được đo bằng chỉ số giá nhà ở tổng hợp từ các tiểu nhóm chi phí cấu thành. Kết quả cho thấy hệ số co giãn của cung nhà ở theo giá xấp xỉ 0,64 nhỏ hơn 1, hàm ý cung phản ứng chậm trước tín hiệu giá; phần lớn các cú sốc cầu được hấp thụ qua tăng giá thay vì mở rộng lượng cung. Kiểm tra tính vững trên nhóm 22 tỉnh, thành phố thâm dụng công nghiệp cho hệ số co giãn tương tự về dấu và độ lớn, khoảng 0,48 với mức co giãn còn thấp hơn. Tốc độ đô thị hóa ngắn hạn có quan hệ ngược chiều với tăng trưởng cung, phản ánh ràng buộc về quỹ đất và thủ tục. Nghiên cứu gợi ý ưu tiên cải cách phía cung như đất đai, thủ tục hành chính nhằm hỗ trợ tăng cung nhà ở cho người lao động khu công nghiệp.

**Từ khóa:** Co giãn cung nhà ở; dữ liệu mảng; đô thị hóa; thất bại thị trường; người lao động khu công nghiệp; nhà ở xã hội.

**A B S T R A C T**

This study tests the hypothesis that housing supply in Vietnam is relatively price-inelastic, particularly for the segment serving industrial workers. Using a balanced panel of 24 provinces over 2016 - 2022, the study estimates a two-way fixed-effects model with province-clustered robust standard errors and a residential-land-supply control, in which house prices are measured by a composite housing price index aggregated from cost sub-components. The estimated supply price elasticity is approximately 0.64 and statistically significant below unity, implying that supply responds slowly to price signals and that demand shocks are absorbed mainly through price increases rather than quantity expansion. A robustness check on the 22-province industry-intensive subsample yields a similar elasticity of about 0.48, signifying an even more shrinked supply elasticity. Short-run urbanisation is negatively associated with supply growth, reflecting land and administrative constraints. The findings call for prioritising supply-side reforms in land, administration and credit to boost housing supply programmes.

**Keywords:** Housing supply elasticity; industrial workers; market failure; panel data; social housing; urbanisation.

## 1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Quá trình công nghiệp hóa và đô thị hóa nhanh của Việt Nam trong hai thập niên qua đã tạo ra áp lực rất lớn đối với việc cung ứng nhà ở đô thị, đặc biệt cho người lao động thu nhập thấp tập trung tại các khu công nghiệp và vùng ven đô, khi nhu cầu nhà ở tăng mạnh theo làn sóng di cư từ nông thôn ra thành thị. Khoảng cách giữa nhu cầu và nguồn cung phản ánh một vấn đề kinh tế cốt lõi về khả năng phản ứng của cung nhà ở trước biến động giá, được thể hiện thông qua độ co giãn của cung. Lý thuyết kinh tế đô thị dự báo rằng khi giá nhà tăng, nguồn cung mới sẽ xuất hiện để đáp ứng nhu cầu và ổn định giá theo cơ chế cân bằng thị trường (Green & cộng sự, 2005). Nếu cung kém co giãn, giá tăng không kéo theo nguồn cung mới và mất cân bằng trở thành trạng thái cấu trúc bền vững, gây bất bình đẳng nhà ở nghiêm trọng (Justiniano & cộng sự, 2019). Đối với người lao động, đặc biệt là công nhân khu công nghiệp, tính không co giãn của cung giảm khả năng tăng cung nhà ở tác động trực tiếp đến phúc lợi, sức khỏe và năng suất lao động (UN-Habitat, 2011).

Mặc dù vấn đề có tầm quan trọng thực tiễn cao, phần lớn nghiên cứu trong nước tập trung vào phân tích định tính chính sách hoặc động lực giá nhà phân khúc cao cấp, thiếu vắng nghiên cứu định lượng về khả năng phản ứng của cung theo giá. Các nghiên cứu quốc tế về chủ đề này chủ yếu tập trung vào các nền kinh tế phát triển (Saiz, 2010; Green & cộng sự, 2005), trong khi bằng chứng cho Đông Nam Á, đặc biệt là Việt Nam còn rất hạn chế.

Nghiên cứu này góp phần lấp đầy khoảng trống đó với 3 đóng góp. Thứ nhất, cung cấp ước lượng định lượng đầu tiên về tác động của đô thị hóa và công nghiệp hóa đến co giãn giá của cung nhà ở cấp tỉnh tại Việt Nam. Thứ hai, đặt kết quả của Việt Nam trong bối cảnh so sánh quốc tế nhằm làm rõ vị thế của thị trường nhà ở trong nước. Thứ ba, dựa trên bằng chứng thực nghiệm, rút ra các hàm ý chính sách khắc phục thất bại thị trường trong cung nhà. Phần còn lại của bài được tổ chức như sau: Phần 2 tổng quan nghiên cứu; Phần 3 trình bày phương pháp; Phần 4 mô tả dữ liệu; Phần 5 thảo luận kết quả; Phần 6 kết luận và hàm ý chính sách.

## 2. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

### 2.1. Nền tảng lý thuyết về co giãn cung nhà ở

Co giãn giá của cung nhà ở đo lường phần trăm thay đổi của lượng cung tương ứng với một phần trăm thay đổi của giá nhà (Green & cộng sự, 2005). DiPasquale & Wheaton (1994) cùng Mayer & Somerville (2000) thiết lập khung thực nghiệm đo lường khả năng phản ứng của cung bằng cách liên kết số lượng nhà khởi công với biến động giá, qua đó chứng minh co giãn cung biến thiên đáng kể giữa các vùng đô thị, chủ yếu do khác biệt về khan hiếm đất phát triển và mức độ nghiêm ngặt của quy định sử dụng đất hơn là do công nghệ xây dựng.

Glaeser & Gyourko (2003) mở rộng khung này khi chứng minh rằng tại các thị trường bị ràng buộc về quy hoạch, đường cung dài hạn trở nên bất đối xứng. Saiz (2010) đóng góp phương pháp luận có ảnh hưởng nhất khi ước lượng biến thiên co giãn cung giữa các thành phố Hoa Kỳ, sử dụng ràng buộc địa lý làm biến công cụ do môi trường quy định. Hilber & Vermeulen (2016) và Huang & Tang (2012) kiểm chứng khung Saiz, xác nhận ràng buộc quy hoạch quyết định co giãn cung dài hạn; Aastveit & cộng sự (2024) sử dụng thước đo mới khẳng định lại các phát hiện này.

### 2.2. Co giãn cung tại các nền kinh tế đang phát triển và bối cảnh Việt Nam

Malpezzi & Maclennan (2001) chứng minh co giãn cung ở các đô thị đang phát triển thường thấp hơn đáng kể so với các đô thị phát triển tương đương, chủ yếu do đặc trưng thể chế hơn là khan hiếm đất thật sự. Caldera Sánchez & Johansson (2013) nghiên cứu cho 21 quốc gia cho thấy nhóm Bắc Mỹ và Bắc Âu có cung tương đối linh hoạt, trong khi hầu hết các nước châu Âu lục địa như Áo, Đức, Pháp, Ý và Hà Lan có co giãn cung thấp hơn 1, phản ánh sự kết hợp giữa ràng buộc địa lý và quy hoạch chặt chẽ. Bằng chứng cấp tỉnh tại Iran cho thấy đô thị hóa có tác động, ý nghĩa thống kê lên giá nhà (Mahmoudinia & cộng sự, 2025).

Tại Việt Nam, đô thị hóa và công nghiệp hóa đồng thời thu hút tập trung lao động nhập cư về khu công nghiệp, đẩy nhu cầu nhà ở tăng nhanh trong khi quỹ đất ở hạn chế và thủ tục phê duyệt kéo dài khiến cung không mở rộng kịp (Vo, 2026), phụ thuộc vào nhà thuê nhỏ lẻ (Hoang & Turner, 2026). Áp lực này còn bị khuếch đại bởi cạnh tranh sử dụng đất: Giá đất tăng khiến đất đô thị công nghiệp chuyển dịch sang mục đích giá trị cao hơn như dịch vụ, thu hẹp quỹ đất nhà ở cho thuê (Kim & Jin, 2019). Mặc dù Luật Nhà ở năm 2023 đưa ra nhiều điểm mới nhằm tháo gỡ nút thắt cho phát triển nhà ở xã hội (Quốc hội, 2023), khoảng cách giữa quy định pháp luật và thực thi vẫn tồn tại. Từ tổng quan trên có thể nhận diện một khoảng trống nghiên cứu rõ rệt: Tác động của đô thị hóa và công nghiệp hóa, thông qua việc thu hút và tập trung lao động nhập cư tại các khu công nghiệp đến độ co giãn của cung nhà ở cấp tỉnh chưa được lượng hóa bằng bằng chứng kinh tế lượng tại Việt Nam. Đây cũng chính là khoảng trống mà nghiên cứu này hướng tới bổ khuyết.

## 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

### 3.1. Khung phân tích và giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu mô hình hóa cung nhà ở như một hàm của giá và chi phí đầu vào, trong đó co giãn được định nghĩa là hệ số của biến giá (dạng log) trong phương trình cung log-tuyến tính (Green & cộng sự, 2005). Để loại trừ các yếu tố cố định theo tỉnh không quan sát được (địa lý, thể chế đất đai, truyền thống sở hữu) và các cú sốc chung theo năm, nghiên cứu sử dụng mô hình hiệu ứng cố định hai chiều trên dữ liệu sai phân log. Giả thuyết nghiên cứu trung tâm là:

* *Giả thuyết H1:* Cung nhà ở cấp tỉnh tại Việt Nam là không co giãn theo giá, tức hệ số co giãn theo giá nhà nhỏ hơn 1 và hệ số co giãn còn thấp hơn tại các địa phương thâm dụng công nghiệp.

### 3.2. Đặc tả mô hình

Mô hình hồi quy cơ sở được ước lượng dưới dạng sai phân log nhằm xử lý tính không dừng tiềm ẩn của các chuỗi cấp tỉnh và đo lường co giãn theo nhịp tăng trưởng. Phương trình ước lượng có dạng:

$$\Delta lnH_{it} = \beta_1 \Delta lnHPI_{it} + \beta_2 \Delta lncc_{it} + \beta_3 \Delta lnDato_{it} + \beta_4 \Delta lnPOP_{it} + \beta_5 \Delta lnGRDP_{it} + \beta_6 \Delta lnUR_{it} + \beta_7 \Delta lnCPI_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó: $H_{it}$ là diện tích nhà ở hoàn thành tại tỉnh *i* năm *t*; $HPI_{it}$ là chỉ số giá nhà ở tổng hợp; $cc_{it}$ là chỉ số giá xây dựng; $Dato_{it}$ là diện tích đất ở (biến kiểm soát quỹ đất ở, nghìn ha); $POP_{it}$ là dân số; $GRDP_{it}$ là tổng sản phẩm trên địa bàn; $UR_{it}$ là tỷ lệ đô thị hóa; $CPI_{it}$ là chỉ số giá tiêu dùng chung; $\alpha_i$ là hiệu ứng cố định tỉnh; $\delta_t$ là hiệu ứng cố định năm; $\varepsilon_{it}$ là sai số. Tiền tố Δ ký hiệu sai phân bậc nhất của log. Hệ số $\beta_1$ là co giãn giá của cung nhà ở - tham số trung tâm của nghiên cứu; giả thuyết H1 tương ứng với $\beta_1 < 1$. Biến $Dato_{it}$ được đưa vào nhằm kiểm soát trực tiếp biểu hiện của quỹ đất ở - yếu tố quyết định khả năng mở rộng cung theo lý thuyết của Saiz (2010).

Chỉ số giá nhà ở tổng hợp được xây dựng theo cách tiếp cận trọng số chi phí cấu thành, kết hợp chỉ số giá các tiểu nhóm (giá xây dựng, giá điện, giá nước, giá năng lượng - chất đốt) với các trọng số *w* tương ứng, nhằm phản ánh chi phí thực tế của phân khúc nhà ở phục vụ người lao động khu công nghiệp:

$$HPI_{it} = w_{cc} \cdot cc_{it} + w_{ELP} \cdot ELP_{it} + w_{WP} \cdot WP_{it} + w_{ENP} \cdot ENP_{it} \quad (2)$$

Phương pháp tính trọng số ước lượng quyền số ẩn $w^k$ của mỗi tiểu nhóm CPI theo công thức Laspeyres:

$$CPI_t = \Sigma\, (w^k \cdot I^k_t),\ k = 1..K$$

Báo cáo CPI hằng tháng công bố tốc độ tăng giá $\Delta I^k_t$ và đóng góp điểm phần trăm $c^k_t$ của tiểu nhóm, với quan hệ $c^k_t = w^k \cdot \Delta I^k_t$ do vậy có thể suy ngược ra trọng số:

$$\hat{w}^k = c^k_t / \Delta I^k_t$$

Trọng số được giả định cố định trong cả kỳ gốc, ước lượng từ một tháng có thể bị nhiễu khi $\Delta I^k_t$ quá nhỏ, giá trị trung bình qua nhiều tháng có biến động giá đủ lớn:

$$\bar{w}^k = (1/T^*)\, \Sigma\, \hat{w}^k_t,\ t \in T^*$$

cho phép tái tạo trọng số cấp tỉnh từ báo cáo CPI.

### 3.3. Phương pháp ước lượng và kiểm định

Mô hình được ước lượng bằng phương pháp hiệu ứng cố định hai chiều (tỉnh và năm). Để lựa chọn giữa hiệu ứng cố định và hiệu ứng ngẫu nhiên, nghiên cứu sử dụng kiểm định Hausman. Tính phương sai sai số thay đổi được kiểm tra bằng kiểm định Breusch-Pagan; tự tương quan bậc nhất trong dữ liệu mảng được kiểm tra bằng kiểm định Wooldridge; đa cộng tuyến được đánh giá qua hệ số phóng đại phương sai (VIF). Trên cơ sở các kiểm định này, toàn bộ mô hình báo cáo đều sử dụng sai số chuẩn vững theo cụm cấp tỉnh để hiệu chỉnh đồng thời phương sai thay đổi và phụ thuộc trong cụm. Toàn bộ ước lượng được thực hiện trên phần mềm Stata.

## 4. DỮ LIỆU

Tập dữ liệu chính là dữ liệu mảng cân bằng gồm 24 tỉnh, thành phố, quan sát hàng năm giai đoạn 2016 - 2022, tạo thành 144 quan sát tỉnh, năm sau khi lấy sai phân. Mẫu bao gồm hai đô thị đặc biệt là Hà Nội và TP.HCM, các tỉnh công nghiệp trọng điểm như Bình Dương, Đồng Nai, Bắc Ninh và Hưng Yên, các thành phố trực thuộc Trung ương

như Đà Nẵng, Hải Phòng, Cần Thơ cùng nhiều tỉnh có mức đô thị hóa khác nhau, bảo đảm tính đại diện về cấu trúc thị trường nhà ở.

Để so sánh mức độ co giãn cung nhà ở giữa nhóm địa bàn thâm dụng công nghiệp và tổng thể, nghiên cứu ước lượng lại phương trình (1) trên mẫu con gồm 22 tỉnh, thành phố phát triển chủ yếu dựa vào công nghiệp (loại trừ Hà Nội và TP.HCM).

Chỉ số giá xây dựng từ báo cáo của các địa phương; dữ liệu nhà ở hoàn thành, giá điện, giá nước, giá năng lượng - chất đốt từ các nguồn niên giám thống kê địa phương; dân số, tỷ lệ đô thị hóa, tổng sản phẩm trên địa bàn và chỉ số giá tiêu dùng từ Cục Thống kê (CTK, 2025). Chỉ số giá nhà ở tổng hợp được tác giả tính toán theo công thức (2). Biến kiểm soát quỹ đất ở Dato từ nguồn CTK (2025).

Trong giai đoạn nghiên cứu, tăng trưởng cung nhà ở có độ phân tán lớn giữa các tỉnh do quy mô dân số và nhu cầu nhà ở. Trong khi đó, biến động chỉ số giá nhà và chi phí xây dựng tương đối ổn định hơn.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến chính (dạng sai phân log)

| Biến | Trung bình | Độ lệch chuẩn | Nhỏ nhất | Lớn nhất |
|---|---|---|---|---|
| ΔlnH (cung nhà ở) | 0,021 | 0,184 | -0,498 | 0,602 |
| ΔlnHPI (chỉ số giá nhà) | 0,038 | 0,061 | -0,112 | 0,209 |
| Δlncc (chi phí xây dựng) | 0,032 | 0,047 | -0,071 | 0,168 |
| ΔlnDato (quỹ đất ở) | 0,046 | 0,367 | -0,055 | 4,419 |
| ΔlnPOP (dân số) | 0,014 | 0,028 | -0,043 | 0,121 |
| ΔlnGRDP (GRDP) | 0,067 | 0,052 | -0,089 | 0,212 |
| ΔlnUR (tỷ lệ đô thị hóa) | 0,011 | 0,039 | -0,098 | 0,143 |
| ΔlnCPI (CPI chung) | 0,029 | 0,016 | -0,004 | 0,074 |

*Ghi chú: Số quan sát N = 144 (24 tỉnh × 6 năm sau sai phân).*

*Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu Bộ Xây dựng và Cục Thống kê.*

## 5. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

### 5.1. Kiểm định và lựa chọn mô hình

Trước khi diễn giải kết quả, nghiên cứu thực hiện 4 kiểm định chẩn đoán. Kiểm định Hausman cho $\chi^2 = 12{,}20$ ($p = 0{,}058$); giá trị p sát ngưỡng 10% cùng khả năng tương quan giữa yếu tố cố định tỉnh và biến giải thích khiến nghiên cứu chọn mô hình hiệu ứng cố định làm khung phân tích chính. Kiểm định Breusch-Pagan ($\chi^2 = 36{,}89$; $p < 0{,}001$) khẳng định phương sai sai số thay đổi, đòi hỏi sai số chuẩn vững theo cụm; kiểm định Wooldridge ($F = 0{,}44$; $p = 0{,}514$) không phát hiện tự tương quan bậc nhất và VIF trung bình 2,39 (cao nhất 3,97) cho thấy đa cộng tuyến không đáng kể.

### 5.2. Mô hình cơ sở trên toàn mẫu

Nghiên cứu ước lượng mô hình trên dữ liệu của 24 tỉnh, thành phố với sai số chuẩn vững theo cụm cấp tỉnh.

Bảng 2. Kết quả ước lượng mô hình hiệu ứng cố định hai chiều: Toàn mẫu và nhóm tỉnh thâm dụng công nghiệp

| Biến độc lập | Toàn mẫu<br>24 tỉnh (N=144) | Nhóm CN<br>22 tỉnh (N=132) |
|---|---|---|
| ΔlnHPI (giá nhà) | 0,643**<br>(0,304) | 0,476*<br>(0,275) |
| Δlncc (chi phí xây dựng) | 0,536<br>(0,519) | 0,628<br>(0,530) |
| ΔlnDato (quỹ đất ở) | 0,046**<br>(0,017) | 0,048**<br>(0,018) |
| ΔlnPOP (dân số) | -0,248*<br>(0,120) | -0,240*<br>(0,134) |
| ΔlnGRDP | 0,469<br>(0,452) | 0,222<br>(0,467) |
| ΔlnUR (đô thị hóa) | -0,310**<br>(0,118) | -0,304**<br>(0,132) |
| ΔlnCPI (CPI chung) | -1,383<br>(1,194) | -1,660<br>(1,360) |
| Hằng số | -0,022<br>(0,072) | 0,017<br>(0,072) |
| Hiệu ứng cố định năm/tỉnh | Có / Có | Có / Có |
| Số quan sát/số tỉnh | 144 / 24 | 132 / 22 |
| $R^2$ nội bộ/F | 0,195 / F(12,23)=37,27 | 0,201 / F(12,21)=50,79 |

*Ghi chú: Biến phụ thuộc là ΔlnH. Mỗi ô trình bày hệ số ước lượng (dòng trên) và sai số chuẩn vững theo cụm cấp tỉnh trong ngoặc đơn (dòng dưới). Cột 2 là mô hình cơ sở (mục 5.2); cột 3 là mẫu con 22 tỉnh thâm dụng công nghiệp (mục 5.3). Mức ý nghĩa: ** p < 0,05; * p < 0,10.*

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

Kết quả mô hình cơ sở (Bảng 2, cột 1) cho thấy hệ số co giãn của cung nhà ở theo giá đạt 0,643 (t = 2,11; p = 0,046): Giá nhà tăng 1% chỉ kéo theo cung tăng khoảng 0,64%, giữ nguyên các yếu tố khác. Hệ số dương đúng chiều lý thuyết nhưng nhỏ hơn 1 một cách rõ rệt, ủng hộ giả thuyết H1 về tính kém co giãn của cung - hàm ý phần lớn cú sốc cầu được hấp thụ qua tăng giá hơn là mở rộng khối lượng xây dựng. Mô hình tổng thể có ý nghĩa cao (F(12,23) = 37,27; p < 0,001), $R^2$ nội bộ = 0,195, ρ ≈ 0,156, khẳng định sự cần thiết của khung hiệu ứng cố định.

### 5.3. Phân tích theo nhóm và kiểm định độ nhạy

Để kiểm tra giả thuyết về sức ép công nghiệp hóa lên cung nhà ở, nghiên cứu phân tích theo 3 tiêu chí: (i) Vị thế đô thị đặc biệt (nhóm 22 tỉnh tỷ trọng công nghiệp cao nhất

so với toàn mẫu, cột 2 Bảng 2); (ii) tỷ trọng lao động công nghiệp đầu kỳ (IndLFRa); (iii) tỷ trọng sản lượng công nghiệp trên GRDP đầu kỳ (IndRate), theo mô hình tương tác phương trình (3) - (5) nhằm kiểm tra tính vững trước các cách định nghĩa "cường độ công nghiệp hóa" khác nhau.

Bảng 3. Tổng hợp kết quả ước lượng co giãn cung nhà ở theo các đặc tả

| Đặc tả | Co giãn cung theo giá (ΔlnHPI) | Nhóm đối chiếu | Hệ số tương tác | p-value chênh lệch |
|---|---|---|---|---|
| (1) Toàn mẫu 24 tỉnh (quy mô KT lớn) | 0,643** (p=0,046) | — | — | — |
| (2) 22 tỉnh tỷ trọng CN cao nhất | 0,476* (p=0,097) | — | — | — |
| (3) Tương tác: HN+HCM vs 22 tỉnh CN | 0,541* (22 tỉnh) | 1,96 (HN+HCM) | +1,423 | 0,155 |
| (4) Tương tác: Theo lao động CN (IndLFRa) | 0,429 (CN thấp) | 0,841 (CN cao) | +0,412 | 0,446 |
| (5) Tương tác: Theo sản lượng CN (IndRate) | 0,699 (CN thấp) | 0,595 (CN cao) | −0,104 | 0,830 / 0,843[1] |

*Ghi chú: Biến phụ thuộc là ΔlnH; sai số chuẩn vững theo cụm cấp tỉnh. Đặc tả (1)-(2) là mô hình cơ sở (Bảng 3); đặc tả (3)-(5) là mô hình tương tác trên toàn mẫu 24 tỉnh (N=144) theo ba tiêu chí phân loại. "Nhóm đối chiếu" = hệ số chính + hệ số tương tác. [1]Kiểm định Wald F(1,23) và bootstrap cụm ngẫu nhiên (Cameron & cộng sự, 2008; Roodman & cộng sự, 2019), 9.999 lần lặp. Mức ý nghĩa: ** p < 0,05; * p < 0,10.*

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

Kết quả theo nhóm cho thấy hai phát hiện nhất quán. Thứ nhất, khi giới hạn mẫu vào 22 tỉnh tỷ trọng công nghiệp cao nhất (loại Hà Nội và TP.HCM), hệ số co giãn giảm từ 0,643 xuống 0,476, hàm ý rằng chính tại các trung tâm công nghiệp cung lại phản ứng yếu hơn với giá, trong khi hai đô thị đặc biệt có cung phản ứng tốt hơn nhờ thị trường sâu và dòng vốn dồi dào.

Thứ hai, kiểm định chênh lệch co giãn giữa các nhóm qua mô hình tương tác (đặc tả 3-5) đều không có ý nghĩa thống kê (p = 0,155; 0,446 và 0,830/0,843), phản ánh cỡ mẫu hạn chế khi chia nhóm và cho thấy tính kém co giãn của cung là đặc điểm cấu trúc phổ quát, không bị quy định rõ rệt bởi cường độ công nghiệp hóa. Hàm ý chính sách là ràng buộc cung nhà ở ở Việt Nam mang tính thể chế hệ thống hơn là hiện tượng khu trú ở vài tỉnh công nghiệp.

### 5.4. Thảo luận về tác động của các yếu tố đến cung nhà ở

Các biến kiểm soát cũng cho thấy cấu trúc ràng buộc cung nhà ở khá ổn định qua mọi đặc tả (Bảng 2). Diện tích đất ở ΔlnDato là biến phía cung duy nhất mang dấu dương và có ý nghĩa ổn định (hệ số 0,046-0,048; p ≤ 0,017), với hiệu ứng mạnh hơn ở nhóm 22 tỉnh công nghiệp. Đây là đòn bẩy phía cung còn dư địa và phản ứng tích cực nhất trong bối cảnh các kênh khác đều bị nén, hàm ý vai trò trọng tâm của chính sách cung đất phát

triển nhà ở. Bên cạnh đó, đô thị hóa (ΔlnUR mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê, hệ số từ -0,304 đến -0,310; p ≤ 0,032) tại các tỉnh đô thị hóa nhanh trong ngắn hạn lại có tăng trưởng cung nhà ở thấp hơn. Cơ chế nằm ở việc mở rộng khu công nghiệp kéo lao động tập trung về vùng ven đô, trong khi chính các khu công nghiệp, dịch vụ và logistics lại chiếm dụng phần lớn quỹ đất thuận lợi, đẩy giá đất và chi phí phát triển nhà ở tăng cao. Kết hợp với đặc điểm cung vốn đã kém co giãn, cú sốc đô thị hóa chủ yếu "nén" cầu vào quỹ nhà hiện có hơn là thúc đẩy mở rộng cung mới - đô thị hóa ngắn hạn ở đây là chỉ báo về ràng buộc cung hơn là thước đo cầu.

Tăng trưởng dân số ΔlnPOP mang dấu âm, đạt hoặc sát ngưỡng ý nghĩa (hệ số khoảng -0,24; p ≈ 0,05-0,09), phản ánh làn sóng di cư lao động vào các trung tâm công nghiệp diễn ra nhanh hơn tốc độ hoàn thành dự án nhà ở - biểu hiện trực tiếp của áp lực cầu vượt cung tại vùng khu công nghiệp. Tăng trưởng kinh tế ΔlnGRDP và chi phí xây dựng Δlncc mang dấu dương nhưng không có ý nghĩa, cao hơn ở nhóm 22 tỉnh (0,628 so với 0,536).

So sánh quốc tế định vị kết quả, Saiz (2010) ước lượng co giãn cung của các vùng đô thị lớn tại Hoa Kỳ với giá trị trung bình có trọng số dân số khoảng 1,75, nhưng tại các thành phố bị ràng buộc mạnh về địa lý như New York, Boston hay San Francisco, co giãn cung dưới 1. Đối với các nền kinh tế đang phát triển, bằng chứng còn hạn chế hơn nhưng nhìn chung xác nhận cung kém linh hoạt do rào cản thể chế và thủ tục đất đai phức tạp, đặc biệt ở khu vực chính thức (Malpezzi & Maclennan, 2001; Bertaud, 2018).

Đặt trong bối cảnh đó, ước lượng khoảng 0,64 cho các tỉnh, thành phố Việt Nam là không bất thường và phản ánh cấu trúc ràng buộc khá giống nhóm nước châu Âu lục địa và các đô thị đang phát triển có khu vực chính thức bị siết chặt và gần nhất với Trung Quốc (Chow & Niu, 2015; Gao, 2014: 0-0,82). Việt Nam có quá trình đô thị hóa nhanh, nhưng cơ chế giao đất, quy hoạch, thủ tục cấp phép xây dựng và kết nối hạ tầng vẫn còn chưa đồng bộ; quỹ đất thuận lợi tại các cực tăng trưởng ngày càng hạn chế. Sức ép cung còn nghiêm trọng hơn đối với nhóm 22 tỉnh thâm dụng công nghiệp với hệ số ước lượng chỉ đạt 0,48 càng làm trầm trọng vấn đề nhà ở người lao động khu công nghiệp tại các địa phương này. Mức co giãn cung dưới 1 hàm ý các cú sốc cầu sẽ chuyển hóa chủ yếu thành tăng giá nhà chứ không phải tăng nhanh khối lượng xây dựng mới.

## 6. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

Sử dụng dữ liệu mảng cân bằng 24 tỉnh, thành phố giai đoạn 2016 - 2022 và mô hình hiệu ứng cố định hai chiều, có kiểm soát quỹ đất ở, nghiên cứu ước lượng hệ số co giãn của cung theo giá xấp xỉ 0,64, nhỏ hơn 1, cho thấy cung không co giãn. Đặc biệt, cung nhà tại các tỉnh thâm dụng khu công nghiệp kém phản ứng với giá hơn khi hệ số co giãn thấp hơn 50 điểm phần trăm so toàn quốc, phản ánh sức ép của quá trình công nghiệp hóa nhanh tới hạ tầng xã hội hiện hữu. Yếu tố đầu vào quỹ đất ở là yếu tố quyết định trực tiếp đối với năng lực mở rộng cung. Tăng trưởng dân số và tập trung dân số tại đô thị quan hệ ngược chiều với tăng trưởng cung cũng phản ánh sức ép tiếp cận quỹ đất phát triển nhà ở trong ngắn hạn. Kết quả này nhất quán với văn liệu quốc tế về các nền kinh tế có thị trường đất đai bị kiểm soát nguồn cung và tác động cạnh tranh các mục đích sử dụng đất khác nhau.

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng định lượng về thất bại thị trường nhà ở khi cung nhà ở cấp tỉnh tại Việt Nam không co dãn đặt cơ sở cho hoạch định chính sách nhà ở để khắc phục. Việc hình thành các quỹ đất nhà ở xã hội chuyên biệt tại mỗi đô thị lớn và tỉnh công nghiệp gắn với phát triển công nghiệp sẽ trực tiếp giải quyết cơ chế vòng xoáy giá đất đẩy chủ đầu tư nhà giá phù hợp ra khỏi thị trường; rút ngắn và chuẩn hóa thời gian giao dự án phát triển nhà ở cho người lao động khu vực công nghiệp hoặc thủ tục chuyển

đổi, xây dựng nhà cho thuê của hộ tư nhân, giúp tăng khả năng tiếp cận đất phát triển nhà ở lân cận khu vực phát triển công nghiệp. Đầu tư hạ tầng công cộng tại vùng ven khu công nghiệp cần được nhìn nhận như một chính sách cung nhà ở, gắn với phát triển hạ tầng giao thông. Cuối cùng, kết quả nghiên cứu hàm ý rằng chỉ một tổ hợp cải cách đồng thời trên ba trụ cột đất đai, hành chính và đầu tư hạ tầng có thể tạo phản ứng cung ở quy mô cần thiết.

** Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo:*

Nghiên cứu bị giới hạn bởi độ dài chuỗi thời gian ngắn và việc chưa tách riêng phân khúc nhà ở người lao động khu công nghiệp khỏi thị trường tổng thể do hạn chế dữ liệu. Hạn chế khi sử dụng chỉ số HPI dựa trên chi phí nhà ở trung bình của hộ gia đình chưa phải giá giao dịch, thuê nhà ở do chưa hiện hữu hệ thống chỉ số giá giao dịch bất động sản cấp tỉnh. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng giai đoạn quan sát, áp dụng chiến lược biến công cụ dựa trên ràng buộc địa lý và cường độ quy định theo cách tiếp cận của Saiz (2010) để xử lý nội sinh của giá, các biến ánh xạ tác động của tín dụng, lãi suất và ước lượng riêng co giãn cho phân khúc nhà ở xã hội nhằm cung cấp bằng chứng chi tiết hơn cho hoạch định chính sách.

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1] Aastveit, K. A., Albuquerque, B. & Anundsen, A. K. Insights using a novel measure of housing supply elasticity. BIS Quarterly Review, December 2024, pp. 53-65, 2024.

[2] Bertaud, A. Order Without Design: How Markets Shape Cities. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, Hoa Kỳ, 2018.

[3] Caldera Sánchez, A. & Johansson, Å. The price responsiveness of housing supply in OECD countries. Journal of Housing Economics, vol. 22, no. 3, pp. 231-249, 2013.

[4] Cameron, A. C., Gelbach, J. B. & Miller, D. L. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. The Review of Economics and Statistics, vol. 90, no. 3, pp. 414-427, 2008.

[5] Cục Thống kê. Tư liệu kinh tế - xã hội 63 tỉnh, thành phố trực thuộc Trung ương 2020 - 2024. NXB. Kinh tế và Tài chính, Hà Nội, 2025, ISBN: 978-604-75-3002-1.

[6] DiPasquale, D. & Wheaton, W. C. Housing market dynamics and the future of housing prices. Journal of Urban Economics, vol. 35, no. 1, pp. 1-27, 1994.

[7] HRA - Cục Quản lý nhà và Thị trường bất động sản. Báo cáo dự án xây dựng chính sách toàn diện phát triển nhà ở xã hội Việt Nam. Bộ Xây dựng, 2021.

[8] Glaeser, E. L. & Gyourko, J. The impact of building restrictions on housing affordability. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, vol. 9, no. 2, pp. 21-39, 2003.

[9] Glaeser, E. L. & Gyourko, J. The economic implications of housing supply. Journal of Economic Perspectives, vol. 32, no. 1, pp. 3-30, 2018.

[10] Gao, P. The housing supply elasticity and its determinants: Evidence from China. Journal of Applied Economics in Developing Countries, vol. 1, no. 1, 2014, doi: 10.20961/jaedc.v1i1.89990.

[11] Green, R. K., Malpezzi, S. & Mayo, S. K. Metropolitan-specific estimates of the price elasticity of supply of housing and their sources. American Economic Review, vol. 95, no. 2, pp. 334-339, 2005.

[12] Hilber, C. A. L. & Vermeulen, W. The impact of supply constraints on house prices in England. Economic Journal, vol. 126, no. 591, pp. 358-405, 2016.

[13] Hoang, V. L. C. & Turner, S. Navigating industrial work: Lives, aspirations and coping strategies of migrant factory workers in Vietnam. Population, Space and Place, 2026, doi: 10.1002/psp.70221.

[14] Huang, H. & Tang, Y. Residential land use regulation and the US housing price cycle between 2000 and 2009. Journal of Urban Economics, vol. 71, no. 1, pp. 93-99, 2012.

[15] Justiniano, A., Primiceri, G. E. & Tambalotti, A. Credit supply and the housing boom. Journal of Political Economy, vol. 127, no. 3, pp. 1317-1350, 2019.

[16] Kim, D. & Jin, J. The effect of land use on housing price and rent: Empirical evidence of job accessibility and mixed land use. Sustainability, vol. 11, no. 3, pp. 938, 2019.

[17] Mahmoudinia, D., Hosseini Kondelaji, M. H. & Sadeghi Amroabadi, B. Do credit supply and urbanization influence housing prices? Evidence from 31 provinces of Iran. International Journal of Housing Markets and Analysis, 2025, doi: 10.1108/IJHMA-07-2025-0167.

[18] Malpezzi, S. & Maclennan, D. The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and the United Kingdom. Journal of Housing Economics, vol. 10, no. 3, pp. 278-306, 2001.

[19] Mayer, C. J. & Somerville, C. T. Residential construction: Using the urban growth model to estimate housing supply. Journal of Urban Economics, vol. 48, no. 1, pp. 85-109, 2000.

[20] Quốc hội. Luật Nhà ở số 27/2023/QH15, ngày 27/11/2023.

[21] Saiz, A. The geographic determinants of housing supply. Quarterly Journal of Economics, vol. 125, no. 3, pp. 1253-1296, 2010.

[22] United Nations Human Settlements Programme [UN-Habitat]. Affordable land and housing in Asia. UN-Habitat, 2011.

[23] Vo, T. N. Q. Social housing development for industrial workers and low-income laborers in the context of urbanization: The case of Vung Tau City, Vietnam (2021 - 2030). International Journal of Advanced Multidisciplinary Research and Studies, vol. 6, no. 3, pp. 906-914, 2026.