

ヘドニック法と計量因果推論による空き家率への価格効果の検証：操作変数法の頑健性に関する全国市区町村パネル分析

Verifying the price effect on vacancy rates with the hedonic method and econometric causal inference: A nationwide municipal-level panel analysis on the robustness of the instrumental variable approach

小泉 暢^{1*} 渡邊 浩司² 佐々木 誠³ 水上 真介⁴ 三好 祐輔^{2**}

Toru Koizumi^{1*} Hiroshi Watanabe² Makoto Sasaki³ Shinsuke Mizukami⁴ Yusuke Miyoshi²

¹小泉暢税理士事務所 Koizumi Toru, Certified Public Tax Accountant Office

²東京都立産業技術大学院大学 Advanced Institute of Industrial Technology

³株式会社 NearMe NearMe, Inc.

⁴一般社団法人 Social Data Lab 東京 Social Data Lab Tokyo Association

*Corresponding author: Toru Koizumi, c2303tk@aiit.ac.jp

**Corresponding author: Yusuke Miyoshi, miyoshi-yusuke@aiit.ac.jp

Abstract This study examines whether housing prices causally affect the rate of “other vacant houses” in Japan using a municipality-level panel for 2008, 2013, 2018, and 2023. Guided by hedonic price theory, the outcome is the log vacancy rate and the key regressor is the log transaction price. To address simultaneity and reverse causality, we estimate a fixed-effects instrumental-variables (FE-IV) model with municipality and year fixed effects and cluster-robust errors. Instruments include a shift-share (Bartik) design and interactions between a station-15-minutes share and year dummies.

Point estimates generally suggest a negative elasticity of vacancy with respect to prices. However, identification diagnostics raise material caveats: the Kleibergen–Paap rk Wald statistic is 12.02 (borderline for weak instruments), and the Hansen J test is rejected at $p < 0.001$, casting doubt on the exclusion restrictions. Hence, within our data and design, a definitive causal claim that higher prices reduce vacancy is not warranted. As a secondary result, the vacancy equation exhibits a U-shaped nonlinearity in aging (negative linear and positive quadratic terms); with interactions, the quadratic term with a city-center dummy is positive and significant, while the linear interaction is not.

These findings counsel caution in policy arguments that presume strong price-signal effects. Future research should strengthen identification via exogenous supply-side shifters, refined leave-one-out shift-share construction, exogenous financial shocks, and spatially robust inference, complemented where suitable by difference-in-differences.

Keywords vacant housing; fe-iv; shift-share; weak instruments; nonlinearity

1 序論

研究背景と問題意識

我が国の空き家問題は、量的増加と質の変容が並行して進んでいる。総務省「令和5年住宅・土地統計調査」によれば、全国の空き家数は9,002千戸、空き家率は13.8%に達し、特に賃貸・売却用ではない「その他の空き家」[注1]の増加が社会的な課題となっている。こうした状況を受け、空家等対策の推進に関する特別措置法（平成26年法律第127号、令和5年法律第50号改正）が施行され、管理不全な空き家への早期介入や、活用促進区域制度といった政策的枠組みが整備された。

これらの政策の根底には、地域の住宅市場メカニズム、特に「価格シグナル」が空き家の発生抑制や流通促進に有効に機能するという期待がしばしば見受けられる。すなわち、住宅価格が上昇すれば、所有者は空き家を放置することなく売却や賃貸に出すインセンティブが高まり、結果として空き家率が低下する（価格抑制仮説）という考え方である。

しかし、この価格シグナルの有効性を実証的に検証する上では、根源的な課題が存在する。それは「内生性（endogeneity）の問題」である。観測データ上で価格と空き家率の間に負の相関が見られたとしても、それは以下の3つの可能性を区別できない。

1. 因果: 「価格の上昇」が「空き家率の低下」を引き起こした。
 2. 逆因果: 「空き家率の低下（＝地域の魅力向上）」が「価格の上昇」を引き起こした。
 3. 交絡: 観測できない第三の要因（例: 地域経済の活性化）が、「価格の上昇」と「空き家率の低下」を同時に引き起こした。
- この内生性の問題を克服し、価格から空き家率への真の因果

効果を識別しなければ、政策の有効性を正しく評価することはできない。本研究は、この因果識別の課題に正面から向き合うものである。

研究目的と問い

本研究の主目的は、計量経済学的な因果推論の手法、特に操作変数法（Instrumental Variable method）を用いて、住宅価格が「その他の空き家率」に与える因果効果を厳密に識別することにある。

この目的を達成するため、本稿では以下の中心的な問い（リサーチ・クエスション）を立てる。

RQ1: 一般的に妥当とされる操作変数を用いても、住宅価格が空き家率に与える因果効果は、統計的に信頼できる形で識別可能か。

この問いを検証するため、本稿では先行研究で広く用いられる操作変数候補（高齢化率のラグ、Bartik型変数、駅アクセス時間と年の交互作用項）を採用し、その有効性と妥当性を診断する。分析の結果、これらの操作変数が深刻な「弱操作変数」や「妥当性の欠如」といった問題を抱えていることが明らかになる。この「識別の困難さ」を実証することこそが、本研究の第一の目的である。

また、副次的な問いとして、空き家率の主要な背景要因である高齢化について、以下の問いを設定する。一般に、高齢化の進展は空き家率を上昇させるといった単純な線形の関係が想定されがちである。しかし、高齢化は、その初期段階では地域コミュニティの結束による管理機能が働き空き家を抑制する可能性がある一方、一定の閾値を超えると、相続の本格化や地域全体の管理の担い手不足が深刻化し、空き家を増加させる方

向へ転じるという両義的な影響が想定される。加えて、家屋の物理的な耐久年数や管理状態といった条件も、時間の経過と共に非線形的な影響（例：ある時点からの急速な劣化）をもたらす可能性がある。こうした複合的な要因を踏まえ、本稿では単純な線形関係の想定を問い直す必要があると考える。

RQ2:高齢化の進展は、空き家率に対して単純な線形の影響ではなく、非線形（U字型）の影響を持つか。

これらの問いに基づき、本稿では以下の2つの仮説を検証する。

H1（価格抑制仮説）：他の条件が一定であれば、住宅価格の上昇は空き家率を統計的に有意に低下させる。

H2（高齢化・U字仮説）：高齢化率は、ある水準までは空き家率を抑制するが、転換点を境に影響が反転して空き家率を押し上げる。

分析対象の選定理由

本研究は、分析対象として総務省「住宅・土地統計調査」における「その他の空き家」の比率を用いる。この選定理由は、政策的観点および方法論的観点の双方から説明される。

第一に、政策的観点から、「その他の空き家」は最も深刻な社会問題と見なされる類型である。これらは市場での流通が停滞し、長期不在や管理不全に陥りやすい。空家等対策の推進に関する特別措置法が主な対象とするのも、こうした管理不全のリスクを抱えた空き家であり、本稿の分析対象は政策的関心と強く整合する。

第二に、より重要な点として、方法論的観点から、「その他の空き家」は本研究の目的である因果効果の識別に最も適した分析対象である。例えば、「賃貸用の住宅」や「売却用の住宅」といった空き家類型は、その定義からして住宅市場における在庫であり、需給バランスを反映する価格と定義上、同時に決定される。これに対し、「その他の空き家」の発生要因は、相続や所有者の入院といった、市場価格の変動とは直接的な関係が比較的薄い、非市場的な動機を多く含む。これにより、価格との同時決定性が相対的に緩和されるため、「価格が空き家率に与える影響」という一方の因果のパスを識別する上で、統計的に最もノイズが少ない「ベストケース」の被説明変数となる。

本稿では、この最も識別可能性が高いと考えられる変数を用いてもなお、因果効果の識別が困難であったことを示す。このことは、本研究の主たる結論である「識別の困難さ」の頑健性を、より一層強固にするものである。

本研究の貢献

本研究の貢献は、分析の結果明らかになった「因果識別の困難さ」を実証的に報告する点にあり、以下の三点に整理される。

第一に、方法論的貢献として、空き家問題という重要な政策課題に対し、固定効果操作変数法（FE-IV）という厳密な因果推論の枠組みを適用した点である。これにより、単なる相関関係の分析に留まっていた既存研究の限界を乗り越える試みを行った。

第二に、実証的貢献として、一般的に用いられる操作変数が、統計的な「強さ」の基準（Kleibergen-Paap rk Wald F=12.02）

を満たした一方で、妥当性の基準（Hansen J 検定）では棄却される（ $p<0.001$ ）ことを実証的に提示した。これは、当該分野の因果分析の主たる制約が、IVの「弱さ」ではなく「妥当性の欠如（除外制約の不成立）」にあることを示唆する重要な知見である。

第三に、政策的貢献として、価格シグナルに基づく空き家対策の経験的基盤の脆弱性を指摘した点である。本稿の結果は、価格メカニズムが有効に機能すると単純に仮定して政策を立案・評価することの危うさを示唆している。信頼できる因果効果が不明な中で、より慎重な政策評価と、多角的なアプローチの必要性を喚起する点に本研究の政策的含意がある。

2 先行研究と仮説

先行研究の整理

我が国における空き家研究は、多様なアプローチから蓄積されてきた。益田・秋山（2020）[1]の論文でレビューされている研究群は、本稿の視点から大別すると、(1)空間的分布・地域要因、(2)所有者行動・意思決定、(3)制度・市場構造、の三つの潮流に整理できる。

第一に、空間的分布や地域要因に注目した研究群は、地理情報システム（GIS）や統計データを用いて、空き家率の地域差とその背景要因を明らかにしてきた（平原（2022）[2]）さらに秋山ほか（2018,2019）[3][4]は自治体の公共データと地理空間情報を活用した分布推定手法を提示し、地域特性を踏まえた政策設計の基礎を提供している。これらの研究は、空き家問題が都市圏と地方圏、あるいは同一市内でも地区によって異なる様相を呈することを示している。

第二に、所有者行動に焦点を当てた研究群は、アンケート調査などを通じて、所有者が空き家を売却・賃貸しない理由を探索してきた（徳田・石塚（2022）[5]）。そこでは、経済的合理性だけでは説明できない、実家への愛着といった感情的要因や、相続手続きの煩雑さといった取引コストの存在が指摘されている（中島ほか（2020）[6]）。

第三に、制度・市場構造に注目した研究群は、空き家が周辺の地価に与える負の外部性（栗津（2014）[7]）や、マクロ経済要因と空き家率の関係（妹尾（2020）[8]）を統計的に検証してきた。本研究は、この第三の潮流に位置づけられる。しかし、既存研究の多くは変数間の相関関係の分析に留まっており、本稿が主題とする価格の内生性の問題に正面から取り組んだ研究は依然として限定的である。

理論的枠組みと仮説

本研究は、不動産の価値がその特性の集合によって決定されるというヘドニック・アプローチの理論的枠組みに準拠する。この枠組みに基づき、本稿では住宅価格を、空き家の発生・滞留に影響を与える重要な市場シグナルと位置づけ、序論で述べた研究目的に対応する以下の2つの仮説を検証する。

H1（価格抑制仮説）

他の条件が一定であれば、住宅価格の上昇は、所有者の売却・賃貸インセンティブを高めることを通じて、「その他の空き家

率」を統計的に有意に低下させる。

H2（高齢化・U字仮説）

高齢化率は、空き家率に対し非線形の関係を持つ。高齢化の初期段階では、地域コミュニティによる相互扶助や社会的監視機能が維持されていることに加え、自治体による空き家対策（実態把握、所有者への啓発等）も比較的機能するため、空き家率は低位に留まる。これに対し、高齢化が一定の閾値（転換点）を超えると、(i)相続の本格化・連鎖に伴う所有者不明土地・建物の増加、(ii)初期段階では機能していたコミュニティの管理能力や自治体の対策リソース（人員・予算）が限界に達し、管理不全が深刻化すること、(iii)地域経済の縮小に起因する住宅需要の構造的減退、が複合的に作用し、空き家率は逡増へと転じる。

3 データと変数

データソースとパネル構造

本研究では、全国の市区町村を単位としたパネルデータを用いる。分析期間は、総務省「住宅・土地統計調査」が公表されている2008年、2013年、2018年、および最新の2023年調査を基にした4時点とする。各市区町村の社会経済データは、国勢調査、市町村税課税状況等の調、経済センサスなど、各年の公的統計から収集した。自治体コードの経年変化については、総務省の対応表を用いた統一的なコード変換は行わず、2023年の住宅・土地統計調査の対象となった市区町村を基準として、他の年次のデータを結合した。ただし、全体の約89%（1,654市区町村）は4時点すべての観測値を有している。なお、Bartik型変数の作成に用いた「全産業従業者数」は経済センサスから引用しているが、住宅・土地統計調査とは調査年が異なるため、本研究では各調査年に最も近い年次の経済センサスの値を用いてパネルデータを構築している。[注2]本稿の主要な目的変数である「その他の空き家率(対数)」が利用可能なサンプルは、1,285市区町村（n=1,285）、のべ4,950観測値（N=4,950）である。本研究の主要な回帰分析は、このサンプル（もしくは操作変数等の利用可能性を考慮したサブサンプル）に基づいている（表1）。

表 1 記述統計量

変数名	観測数 (N)	平均値	標準偏差	最小値	最大値
目的変数					
その他の空き家率(対数)	4,950	-2.186	0.535	-5.817	-0.328
主要説明変数					
住宅取引価格(対数)	7,144	16.097	1.007	8.517	20.192
統制変数					
高齢化率	6,980	0.289	0.08	0.091	0.615
高齢化率（二次項）	6,980	0.09	0.05	0.008	0.378
平均延床面積	7,073	178.531	102.507	20	2000
平均木造dummy	7,144	0.735	0.214	0	1
平均駅15分圏dummy	7,144	0.341	0.294	0	1
平均繁華街dummy	7,144	0.114	0.152	0	1

主要変数

本研究で用いる主要な変数の定義は以下の通りである。

目的変数(Y):

その他の空き家率（対数）:総務省「住宅・土地統計調査」における「その他の空き家」数を、同調査の「住宅総数」で除した比率。対数変換して用いる。

主要説明変数(X): 住宅取引価格（対数）:国土交通省「不動産取引価格情報」から得られる、各市区町村・各年の実際の宅地（土地・建物）取引価格の平均値。観測期間は4時点（2008・2013・2018・2023年）と短く、物価変動が限定的でデフレーター選択に恣意性が残ることから名目値の対数を採用する一方、当該変数は内生性の懸念を有するため識別においてIV推定を併用する。

統制変数: 空き家率に影響を与えうる、価格以外の要因を統制するため、高齢化率（一次項、二次項、対数項）、社会増加率、課税対象所得、単身世帯率、平均延べ面積、持ち家率、木造化率、平均駅アクセス時間、商業地ダミーなどをモデルに投入する。

操作変数(Z): 高齢化率のラグ1期前（5年前）の高齢化率（対数）。過去の人口動態が現在の価格に影響を与えるが、現在の空き家率には（価格を介さずに）直接影響しないと仮定する。

Bartik型変数: 基準年（2008年）の市区町村別「全産業従業者数」と、「年ダミー」の相互作用項。全国共通のマクロショックが、地域ごとの産業基盤の大きさに応じて異なる影響を与える外生的な変動を捉える。[注3]

駅15分圏×年の交互作用項: 各市区町村の「駅15分圏ダミー（市区町村平均；0-1）」と「年ダミー」の相互作用。テレワーク等による年次的な利便性評価の変化を、事前的な地理条件（駅近割合）との相互作用として捉える。識別上の仮定は、当該交互作用が価格を介さずに当期の空き家率へ直接は作用しない（除外制約）ことである。

4 分析手法

本研究では、住宅価格が空き家率に与える因果効果を識別するため、2段階の分析を行う。

Step 1: 固定効果モデル（OLS）による基準分析

第一段階として、価格の内生性を考慮しない場合の基準となる結果を得るため、以下の固定効果（FE）モデルを推定する。

$$\ln(\text{Vacant}_{it}) = \beta_1 \ln(\text{Price}_{it}) + \gamma^T X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it},$$
$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T.$$

ここで、 i は市区町村、 t は年を示す。 Vacant はその他の空き家率、 Price_{it} は住宅取引価格、 X_{it} は統制変数のベクトルである。 μ_i は観測できない地域固有の時間不変な効果（例：地域文化、地理的条件）を捉える市区町村固定効果、 τ_t は全国共通の時間的ショック（例：マクロ経済の動向、法改正）を捉える年固定効果である。

このモデルは、地域固定効果によって多くの交絡要因を統制できるが、 Price_{it} と誤差項 ε_{it} の間に相関が残る（＝内生性バイアス）という問題を解決できない。このモデルの推定結果は、

より厳密な分析の必要性を示すための出発点として位置づけられる。

Step 2: 固定効果操作変数法（FE-IV）による因果分析

本節では、住宅価格の内生性（需要との同時性、測定誤差、逆因果など）に対応するため、固定効果付き操作変数法（FE-IV；2SLS/GMM）により、価格の因果効果を推定する。市区町村固定効果 μ_i は地域に固有で不変の特性を、年固定効果 τ_t では各年に共通のショックをコントロールする。

第1段階方程式（価格の外生的成分の抽出）：

$$\ln(\text{Price}_{it}) = \delta Z_{it} + \Pi X_{it} + \mu_i + \tau_t + v_{it}$$

従属変数は「その他の空き家」率の対数 $\ln \text{Vacant}_{it}$ 内生変数は住宅価格の対数 $\ln \text{Price}_{it}$ とする。統制変数 X_{it} は人口動態・住宅属性・立地特性等、操作変数 Z_{it} は価格に影響しうが当期の空き家率には価格を介さず直接は影響しないと想定する外生的要因（例：Bartik 型 shift-share、駅 15 分圏シェア×年など）で構成する。

第2段階方程式（因果効果の推定）

$$\ln(\text{Vacant}_{it}) = \beta_{IV} \cdot \ln(\widehat{\text{Price}}_{it}) + \gamma X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $\ln(\text{Vacant}_{it})$ は、その他の空き家率の対数、 β_{IV} は、価格の対数が空き家率の対数に与える平均的な因果弾力性（価格を 1%変化させたときの空き家率の%変化）として解釈する。

推定には 2SLS（または等価な GMM 二段法）を用いる。標準誤差は市区町村クラスターでロバスト化し、異分散と系列相関に配慮する。

識別戦略の妥当性診断

本稿の識別戦略の妥当性は、操作変数（IV）の「弱さ」と「外生性（除外制約）」という二つの観点から評価する。まず、設計上の潜在的脆弱性として用いている年×駅 15 分圏シェア（市区町村平均ダミー）は、テレワークの普及など年次的な社会変化によって、価格を介さずに居住選好や空き家発生確率へ直接に影響し得るため、除外制約に対して脆弱である可能性を予め明示しておく。これを踏まえたうえで、弱操作変数の診断にはクラスター・ロバストな Kleibergen-Paap rk Wald F を用い、Stock-Yogo の臨界値と比較する。本稿の推定では K-P=12.02 が 10%相対バイアス基準を上回り、統計的には Not Weak と判定される。一方、過剰識別の下で全 IV が外生かを問う Hansen J 検定では、帰無仮説が $p<0.001$ で棄却され、少なくとも一部の IV が妥当でないことが示唆される。補助的に弱 IV ロバストな Anderson-Rubin（AR）も併記するが、Hansen J の棄却が示す妥当性欠如の含意を覆すものではない。以上より、本稿の FE-IV 推定における主要な制約は弱さではなく妥当性（除外制約の不成立）にあると結論づけられる。したがって、 β_{IV} の解釈は、関連性・除外・単調性などの前提が満たされる範囲に限定される。

5 分析結果

本章では、まず市区町村および年の固定効果を含む基準モデル（FE-OLS）の推定結果を示す。次に、価格の内生性に対処す

るため、固定効果操作変数法（FE-IV）による推定結果を提示する。最後に、補足として、高齢化の非線形効果および政策変数の効果に関する検証結果を報告する（標準誤差は市区町村でクラスタ化）。

OLS（固定効果モデル）による基準分析

はじめに、価格の内生性を考慮せず、固定効果モデル（FE-OLS）を用いて住宅価格と空き家率の関係を分析した（表 2）。

主要な関心変数である「平均取引価格(対数)」の係数は-0.082であり、統計的に有意であった（ $p=0.000$ ）。これは、他の様々な要因（高齢化、建物特性など）の影響を考慮しても、住宅価格と空き家率の間に明確な負の相関関係が見られることを示唆している。しかし、この結果は前述の内生性によって生じるバイアスの影響を受けている可能性があり、ここから因果関係を結論づけることはできない。

表 2 FE-OLS による空き家率の決定要因

変数名	係数	標準誤差	t値	p値
取引価格（対数） $\ln(\text{Price})$	-0.082	0.01708	-4.81	0.000
高齢化率 AgingRate	-8.989	0.65336	-13.76	0.000
高齢化率 ² AgingRate^2	26.879	0.94971	28.3	0.000
延床面積（対数） $\ln(\text{Area})$	0.00026	0.00009	2.96	0.003
木造ダミー（平均）	0.0016	0.04521	0.04	0.971
駅15分圏ダミー（平均）	0.15	0.04959	3.03	0.002
繁华街ダミー（平均）	0.138	0.07007	1.96	0.050
_cons	-0.223	0.2971	-0.75	0.454
Within R2	0.6713			

FE-GMM(モデル 1: 標準的 IV)による因果分析

OLS（表 2）が抱える内生性バイアスに対処するため、次に固定効果付きの操作変数法（FE-IV）を 2 段階 GMM（GMM 二段法）を用いて推定する。

第1段階では、内生変数に対する操作変数集合と統制・固定効果を投入し、Kleibergen-Paap rk Wald $F=12.02$ を得た。これは、不均一分散やクラスター相関に頑健な第一段階 F に相当し、Stock-Yogo の臨界値を上回るため、統計的判定としては Not Weak（弱 IV ではない）と結論づけられる。あわせて、Underidentification（K-P rk LM） $=54.20$ 、 $p=0.0000$ が示すように、識別そのものは成立している（表 3）。他方で、12.02 は閾値を明確に上回るものの余裕は大きくはなく、有限標本下では信頼区間の膨張や二段推定の不安定性が残り得る。このため本稿では、第2段階の係数推定に際し、通常の推論に加えて弱 IV ロバストな検定（Anderson-Rubin ほか）も併記し、推論の頑健性を確認する。

表 3 FE-IV (モデル 1) 第 1 段階 診断統計

診断項目	統計量	基準値 / p値	判定
Underidentification (K-P rk LM)	54.2	$p=0.0000$	識別 (Identified)
Kleibergen-Paap rk Wald F	12.02	11.12 (10% bias)	Not Weak

第2段階（GMM 推定）では、価格係数が-1.570（ $p=0.000$ ）と推定され、弾力性として「価格 1%上昇に対し空き家率は約 1.57%低下」という大きな負の効果を示唆する数値となった。この推定値は、FE-OLS（表 2）で得られた係数(-0.082)と比較し

て絶対値が大幅に大きく、OLS 推定が内生性（測定誤差や逆因果）によって効果を著しく過小評価していた可能性を示唆している。しかし、この GMM 推定値を因果効果として採用できるかは操作変数の「妥当性（除外制約）」に依存する。GMM の妥当性を評価するための検定統計量を確認すると、深刻な問題が示される。過剰識別制約を検定する Hansen J 統計量は 32.503 ($p=0.0000$) となり（表 4 脚注）、帰無仮説（全ての操作変数が妥当である）が強く棄却された。これは、少なくとも一部の操作変数が外生性を満たしていない可能性が高いことを意味する。

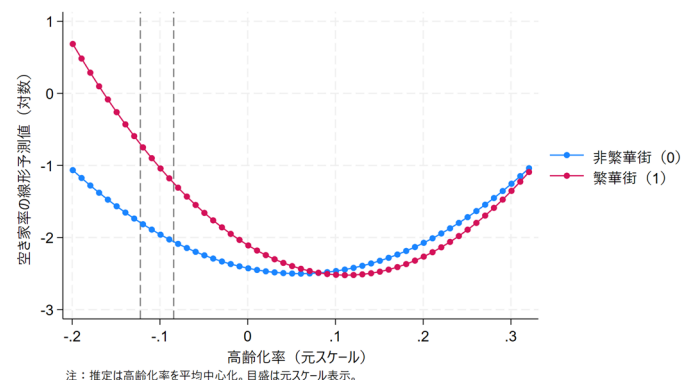
補助的に、弱 IV にロバストな Anderson-Rubin (AR) は $\chi^2(6)=182.62$, $p=0.0000$ と係数ゼロ仮説を棄却するが、Hansen J の棄却（妥当性否定）を覆すものではない。したがって、Hansen J が棄却される限り β_{IV} をバイアスのない因果効果（LATE）としては解釈できない（表 4）。数値が FE-OLS (-0.082) より大きく負側に振れている点は、測定誤差や逆因果の補正という説明と両立しうる一方で、操作変数の直接効果や年次に依存する未観測交絡との相関といった除外制約違反でも生じ得る。総じて、本モデルにおける主要な制約は弱さではなく妥当性にあり、当該係数は記述的・示唆的なものにとどめ、強い因果主張は行わない。

表 4 FE-GMM 第 2 段階 推定結果

変数名	係数	標準誤差	z値	p値
取引価格（対数）ln(Price)	-1.570	0.25258	-6.22	0.000
延床面積（対数）ln(Area)	1.133	0.22744	4.98	0.000
売却時築年数（対数）ln(Age)	-0.636	0.10256	-6.20	0.000
生活資源（対数）ln(Amenity)	-0.319	0.22119	-1.44	0.150
Hansen J (p 値) 32.503 (0.0000) → Invalid				
Anderson-Rubin Wald (p 値) $\chi^2(6)=182.62$ (0.0000)				

高齢化の非線形効果（U 字仮説）

固定効果回帰では、高齢化率の一次項が負、二次項が正となり、U 字形と整合的な結果が得られた（図 1）。交差項を含む仕様では、二次交差（高齢化率²×繁華街 dummy）が正で有意（ $p<0.01$ ）となり、繁華街で曲率が強い傾向が示唆される。一方、一次交差（高齢化率×繁華街 dummy）は非有意であり、一次の傾き差は統計的に確定しない。



転換点は非繁華街で約 0.205、繁華街で約 0.167（シェア尺度）と推定された。いずれも観測レンジ内に位置し、繁華街の方がより低い高齢化率で最小点に到達する傾向が示される。

代替的 IV (モデル 2) による頑健性チェック

モデル 1 の操作変数が妥当性の問題で棄却されたため、代替的な操作変数（相続リスク指標、空き家バンク導入済み dummy）を用いた別の FE-IV 分析の結果を確認した。このモデルは逆の因果（空き家率が価格に与える影響）を検証している。その結果（表 5）、K-P F 値は 72.694 と極めて高く、操作変数は非常に強力であった。しかし、このモデルでも Hansen J 検定の p 値は 0.0000 となり、同様に妥当性が棄却された。

このことは、空き家問題の因果推論において、統計的に「強力な」操作変数を見つけること以上に、「妥当な（除外制約を満たす）」操作変数を見つけることがいかに困難であるかを裏付けている。

表 5 価格-空き家率の推定結果と IV 診断

診断項目	統計量	p値	判定
弱操作変数検定 (K-P F-stat)	72.694	-	棄却 (Strong)
妥当性検定 (Hansen J p-value)	52.612	0.000	棄却 (Invalid)

動学パネルモデル（システム GMM）による頑健性チェック

本稿の主要分析である固定効果操作変数法（FE-IV）では、操作変数の妥当性が Hansen J 検定によって棄却される（ $p<0.001$ ）という深刻な問題が特定された。そこで、被説明変数（空き家率）がそれ自体の過去の値に依存する（系列相関を持つ）可能性、および変数欠落バイアスと攪乱項と説明変数の相関の可能性を修正するため、Blundell-Bond (1998) が開発したシステム GMM (System GMM) による動学パネル推定を頑健性チェックとして実施する。この推計アプローチは、三好・都築(2013)[9]の実証分析においても採用されている。システム GMM は、「一階の階差をとることにより固定効果によるバイアスを修正し、内生変数のラグを操作変数として用いることにより内生性を修正する」推計手法である。本稿でもこのアプローチに倣い、推定を行う。

モデルの仕様として、2 段階（two-step）推定、ロバスト・小標本修正クラスター（city_id）標準誤差、および直交逸脱（orthogonal deviations）を適用する。被説明変数である「平均その他の空き家率対数」の 1 期ラグ（L.y）をモデルに含め、その内生性を操作変数により処理する。具体的には、GMM 形式の操作変数として被説明変数のラグ（L.y）に対し、その 2 期前（L2.y）の値を「collapse」オプション付きで用い、同時に IV 形式（レベル方程式）の操作変数として「平均取引価格対数」（p）およびその他の統制変数（X）、年ダミー（it）をレベル方程式において外生的に扱う。

推定結果の概要は表 6 に示す通りである。診断統計量として、三好・都築(2013)に倣い、操作変数の妥当性を検証する Hansen J 検定と、系列相関を検証する Arellano-Bond 検定を確認する。Hansen J 検定の p 値は 0.292 と、FE-IV モデルとは対照的に棄却されなかった。これは、「操作変数の過剰識別制約が満たさ

れている」ことを示唆する。また、Arellano-Bond 検定については、差分系列の AR(1)検定が $p=0.013$ と有意であり、モデルの前提（レベル系列に系列相関が存在すること）を満たしていた（なお、分析期間 $T=4$ のため AR(2)検定は算出不能である）。主要変数の係数を見ると、主要な関心変数である「平均取引価格対数」の係数は -0.023 ($p=0.702$) となり、統計的に有意な効果は認められない。さらに、H2 で支持された高齢化の U 字関係についても、本モデルでは一次項 ($p=0.978$)、二次項 ($p=0.637$) ともに有意ではなく、支持されなかった。

本システム GMM 推定における最も重大な知見は、被説明変数のラグ（L.平均その他の空き家率対数）の係数が 2.679 ($p=0.007$) と、1 を大幅に上回った点にある。この結果は、空き家率のプロセスが動的に不安定（非定常かつ発散的）であることを示唆しており、経済理論的な解釈は極めて困難である。

表 6 動学パネルモデル（システム GMM）による推定結果

変数名	係数	標準誤差	t値	p値
目的変数				
その他の空き家率(対数)	2.679 ***	0.997	2.69	0.007
主要説明変数				
取引価格(対数) In(Price)	-0.023	0.061	-0.38	0.702
統制変数				
高齢化率 AgingRate	-0.055	1.995	-0.03	0.978
高齢化率 Aging Rate2	-3.078	6.522	-0.47	0.637
平均延床面積	0.000	0.000	-1.43	0.153
平均木造dummy	-0.041	0.145	-0.28	0.779
平均駅15分圏dummy	0.125	0.121	1.03	0.304
平均繁華街dummy	-1.051 *	0.579	-1.82	0.070
2013年ダミー	0.763 ***	0.061	12.52	0.000
2018年ダミー	0.748 ***	0.031	24.03	0.000
定数項_cons	3.542 **	1.505	2.35	0.019

* $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$

AR(1) (p 値) 0.013

AR(2) (p 値) 算出不能

Hansen J (p 値) 0.292

仮説別の検証結果

H1（価格抑制仮説）：支持できず。

FE-OLS(表 2)では価格係数は有意に負(例： $-0.082, p<0.001$)で、相関としては抑制的である。しかし、内生性に対処した FE-GMM (モデル 1) では第一段階の強さ (K-P $F=12.02$) は閾値を上回る一方、Hansen J が $p<0.001$ で棄却され、除外制約（妥当性）に問題が示された。結果として、第 2 段階の大きな負の推定値 (-1.570) は、OLS との比較からはバイアス補正の可能性も示唆されるものの、統計的妥当性が棄却されている以上、因果効果として信頼できず、H1 は因果の意味では支持に至らない（＝識別上の理由により判定不能）。

H2（高齢化・U 字仮説）：支持。

固定効果回帰で一次項が負、二次項が正となり、U 字形が統計的に確認された。この結果は、高齢化の初期段階では地域コミュニティや自治体の管理機能が空き家を抑制するものの、一定の転換点（観測レンジ内に位置し、非繁華街で約 0.205 、繁華街で約 0.167 と推定）を超えると、相続問題の増加や管理リ

ソースの限界によって空き家率が上昇に転じる、という仮説と整合的である。したがって、H2 は記述的(reduced-form)には支持される。ただし、この非線形は構造パラメータの同定ではなく、固定効果下の準因果的な関係として解釈する。

6 結論と将来課題

本研究は、全国市区町村パネルデータを用い、固定効果操作変数法 (FE-IV) によって住宅価格が「その他の空き家率」に与える因果効果を厳密に識別することを試みた。

主要関心である H1（価格抑制仮説）については、FE-IV 設計において第一段階の弱さは概ね克服されていたものの (K-P $F=12.02$)、Hansen J の棄却 ($p<0.001$) により操作変数の妥当性（除外制約）が成立しないことが判明した。このため、価格上昇が空き家率を因果的に低下させるという主張は、現行設計とデータでは支持できない。むしろ、本研究の貢献は、識別が失敗した要因が「弱さ」ではなく「妥当性の欠如」にあることを特定した点にある。

さらに、この識別の困難さは、代替的な動学パネルモデル（システム GMM）による頑健性チェック（表 6）によっても裏付けられた。システム GMM は、FE-IV が直面した Hansen J 検定の棄却 ($p<0.001$) を統計上クリアしたものの ($p=0.292$)、今度はラグ付き被説明変数の係数が 1 を大幅に超える (2.679) という動的安定性の問題に直面した。結果として、価格の因果効果 ($p=0.702$) をロバストな形で特定するには至らず、本稿の設計とデータでは H1 を支持できないという結論がより強固なものとなった。

一方、H2（高齢化・U 字仮説）は、固定効果下の非線形推定により支持された。高齢化率は初期には抑制的だが、転換点を超えると空き家率を増加させる。転換点はレンジ内（非繁華街 ≈ 0.205 、繁華街 ≈ 0.167 ）に位置し、繁華街で曲率が強い傾向が示唆された。ただし、これは価格の IV 識別とは独立した準因果的エビデンスであり、政策設計には頑健性検証の継続が必要である。

学術的・政策的含意

本研究の学術的貢献は、この「識別の失敗」の原因が、従来指摘されてきた「弱操作変数」の問題ではなく、「操作変数の妥当性の欠如」にあることを実証的に報告する点にある。空き家対策に関する政策議論において、価格シグナルの役割はしばしば自明視されがちである。しかし本稿が示したように、その因果的な効果を実証することは、操作変数の設計が極めて困難であるため、経験的に非常に難しい。

この知見は、価格メカニズムが機能すると単純に仮定するのではなく、その効果を特定するためには、より精緻な識別戦略が不可欠であることを示唆している。

将来の課題：より妥当な識別戦略の探求

本研究が明らかにした「妥当性の欠如」という識別の困難さを踏まえ、将来の研究は、操作変数の「強さ」を確保しつつ、何よりもその「妥当性の高さ」を担保できる設計に重点を置く

必要がある。以下に、三つの有望な方向性を提示する。

第一の方向性は、供給サイドに由来する建設コスト系の操作変数の活用である。例えば、建設コストに直接影響するが、住宅需要や空き家の発生とは直接的な関係が薄いと考えられる外生的な地形データ（例：国土地理院が提供する GIS データ）と、全国共通の建設資材価格の年次変動を掛け合わせた変数が候補となり得る。この操作変数は、供給側のコスト変動を通じて住宅価格に影響を与えるため、需要側の要因と切り離された、よりクリーンな価格変動を捉えられる可能性がある。

第二の方向性は、シフトシェア（Bartik 型）操作変数の設計の精緻化である。本稿で用いた簡便な設計ではなく、より精緻なシフトシェア分析を用いることが考えられる。このアプローチは、シェアの内生性の問題を緩和し、より信頼性の高い識別を可能にする可能性がある。

第三の方向性は、金融市場に由来する外生的なショックの利用である。例えば、全国レベルで実施された与信規制の変更が、各地域の貸出市場の構造に応じて異なる影響を与えた場合、その差分を操作変数として利用できる可能性がある。ただし、この戦略を採用する際には、金融ショックが地域経済に影響を及ぼし、空き家率に直接的な影響を与えてしまう可能性について、慎重な検討が不可欠となる。

いずれの代替的アプローチを採用するにせよ、その妥当性を検証するために、頑健性チェックを併用することが、今後の空き家に関する因果推論研究において標準的な手続きとなるべきであろう。本稿が示した識別の壁は、空き家研究における新たな実証的フロンティアの存在を示唆している。

注記

注1：総務省統計局『令和5年住宅・土地統計調査』によれば、「その他の空き家」とは、「賃貸用の空き家又は売却用の空き家及び二次的住宅（別荘、セカンドハウスなど）の空き家を除く空き家」と定義される。

注2：具体的には、2008年、2013年、2018年、2023年の各調査時点に対し、それぞれ2009年、2014年、2016年、2021年の経済センサスの値を対応させている。

注3：Bartik 型操作変数の妥当性は、基準年の地域構成比（シェア）の外生性と、マクロショックの準ランダム性に依存する。本稿で用いた設計は簡便なものである。

参考文献

1. 益田 理広, 秋山 祐樹. 日本国内における近年の空き家研究の動向. 地理空間. 2020;13: 1-26.
2. 平原 幸輝. 空き家率に基づく市区町村単位の社会地図分析. 都市計画論文集. 2021;57: 1-6.
3. 秋山 祐樹, 上田 章紘, 大野 佳哉, 高岡 英生, 木野 裕一郎, 久富 宏大. 鹿児島県鹿児島市における公共データを活用した空き家の分布把握. 日本建築学会計画系論文集. 2018;83: 275-83.
4. 秋山 祐樹, 上田 章紘, 大内 健太, 伊藤 夏樹, 大野 佳哉, 高岡 英生, 久富 宏大. 公共データを活用した空き家の分布把握手法の高度化. 日本建築学会計画系論文集. 2019;84: 2165-74.

5. 徳田 光弘, 石塚 直登. 空き家所有者の利活用に対する意識構造：地方における空き家の市場流通化に向けた方略. 日本建築学会技術報告集. 2022;28: 1518-23.
6. 中島 恵太, 氏原 岳人, 織田 恭平. 空き家にさせないための態度・行動変容に関する研究. 都市計画論文集. 2020;55: 288-94.
7. 栗津 貴史. 管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究. 都市住宅学. 2014;2014: 209-17.
8. 妹尾 芳彦. 空き家率関数の推計：小型パネルデータによる分析. 土地総合研究. 2020;28: 117-28.
9. 三好 祐輔, 都築 治彦. 司法制度改革による民事訴訟誘発需要仮説の実証分析. 日本経済研究（日本経済研究センター）. 2013;69: 24-54.



Open Access This article is licensed under CC BY 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>