

# 空き家の外部不経済

空き家解体工事実績データを用いた検証

相場 郁人 (東京大学CREI・特任助教)  
鈴木 雅智 (横浜市立大学データサイエンス学部・准教授)

2024年4月19日

空き家に関する外部不経済に関するメディア向け説明会



東京大学経済学研究科  
連携研究機構不動産イノベーション研究センター(CREI) 特任助教

相場 郁人

- 2017年 東京大学経済学部経済学科卒業
- 2023年 東京大学大学院経済学研究科経済専攻博士課程修了 博士(経済学)
- 2023年4月より現職
- 専門分野: 空間経済学、都市経済学、国際経済学
  - 空間経済モデルを用いたシミュレーションによる実証研究
  - 都市集積、国際貿易、一般均衡の理論研究
  - 不動産データを用いた実証研究

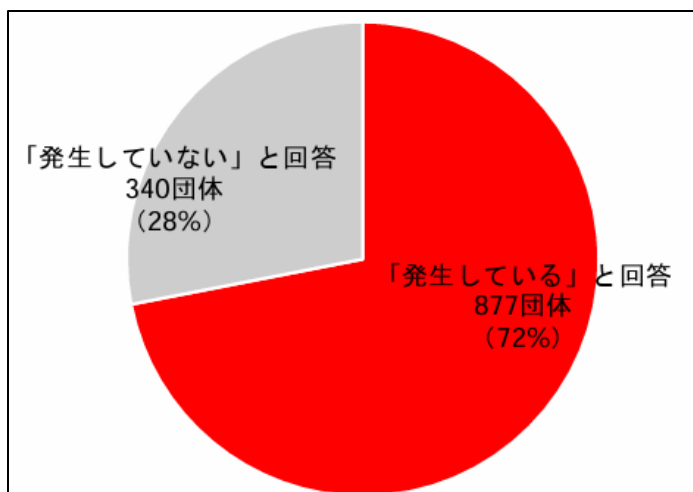
# 研究の背景

## 背景：長期空き家の社会問題化

- 人口減少・少子高齢化により、空き家が長期化する傾向がある。
- 管理の行き届かない長期空き家は、物理的・心理的に周囲の住環境に悪影響を与える。



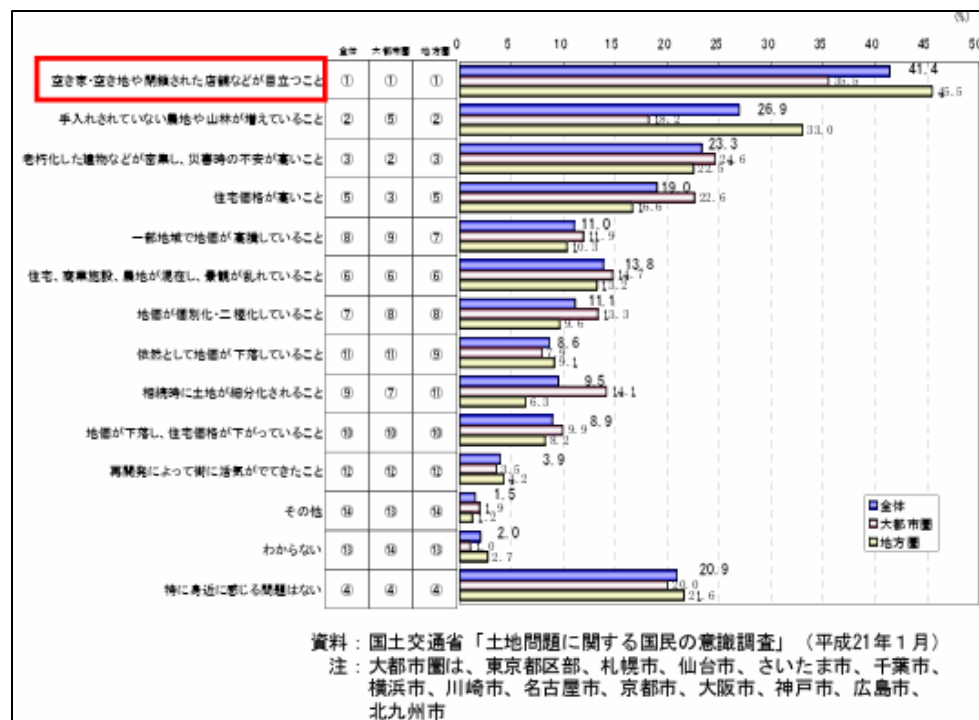
長期空き家の外部不経済について理解を深める必要性



↑外部不経済をもたらす土地利用の発生している市区町村

住民が身近に感じる土地問題→

※いずれの図表も国土交通省資料から引用。  
URL: <https://www.mlit.go.jp/common/000042301.pdf>



# 先行研究

- 栗津 (2014)
  - 所沢市を対象に分析。
  - 管理不全の空き家が90m以内に存在すると地価が10%低下。
- Sadayuki, Kanayama, and Arimura (2020)
  - 豊島区を対象に分析。
  - 50m以内の空き家が1軒増加すると家賃が0.7%低下。
- Suzuki, Hino, and Muto (2022)
  - 横須賀市を対象に分析。
  - 50m以内の長期空き家が1軒増加すると取引価格が3%低下。
  - 近隣に長期空き家が少ない地域ほど外部性が観察されやすい。
- 米国における研究
  - 「foreclosure」による外部性の研究が多い。
  - Gerardi, Rosenblatt, Willen, and Yao (2015); Whitaker and Fitzpatrick (2013); Paredes and Skidmore (2017); Hartley (2014)



- 日本においては特定の自治体に着目した研究にとどまる。
- より広範な空間的スケールでも頑健か？

## 本研究の目的

東京圏(東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県)における長期空き家解体工事実績データを用いて、**長期空き家の外部不経済の一般性・妥当性を検証。**

# 使用するデータ

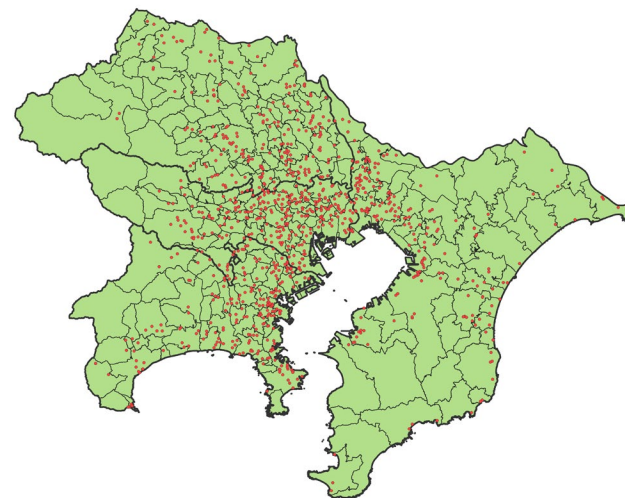
## 解体工事実績データ

- 株式会社クラッソーネより提供。
- 1都3県における長期空き家の解体工事の場所と年月。
  - 2015～2023年に行われた解体工事を対象とする。

## 不動産取引データ

- 東日本REINS。
- 2016～2022年に売買成約した物件を対象とする。

東京圏における長期空き家解体工事実績の空間分布



主な変数の基本統計量

変数	全て					戸建					マンション				
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
50m以内で前年に空き家解体 (ダミー変数)	339026	0.000094	0.0097	0	1	86449	0.0002	0.014	0	1	235054	0.000055	0.0074	0	1
50m以内で当年に空き家解体 (ダミー変数)	339026	0.00016	0.013	0	1	86449	0.00025	0.016	0	1	235054	0.00011	0.011	0	1
50m以内で翌年に空き家解体 (ダミー変数)	339026	0.0002	0.014	0	1	86449	0.00037	0.019	0	1	235054	0.00012	0.011	0	1
成約価格 (万円)	339026	3639.03	3082.20	0.28	97000	86449	3439.73	2545.90	0.28	73000	235054	3557.55	2704.17	2.30	85000
最寄り駅までの徒歩分数 (分)	301797	9.4	6.8	1	563	67734	14	8.9	1	563	218734	8	5	1	194
東京駅までの距離 (km)	339026	22.46	14.28	0.49	99.14	86449	29.45	14.25	1.03	99.14	235054	19.64	13.16	0.49	87.03
築年数 (年)	339026	21	14	0	96	86449	19	14	0	96	235054	21	13	0	92
土地面積 (平米)						86449	140	146	4.2	16748					
接道接面 (m)						48879	8.4	6.2	0.1	667					
接道幅員 (m)						75085	5.5	2.7	0.7	88					
容積率 (%)						86394	144	66	2	6020					
建ぺい率 (%)						86449	54	9.3	6	100					
所在階 (階)											235054	6	5.9	1	59
専有面積 (平米)											235054	64	21	1.8	821
バルコニー面積 (平米)											213059	11	39	0.01	9056

# 分析手法(ヘドニック・アプローチ)

推定式:

$$\ln(P_{it}) = \alpha + \beta_1 DM_{i,t-1}^{50m} + \beta_2 DM_{i,t}^{50m} + \beta_3 DM_{i,t+1}^{50m} + \underbrace{\sum_k \gamma_k X_{ki} + T_t + C_j + e_{it}}_{\text{コントロール変数、固定効果、誤差項}}$$

↑  
t年に取引された物件iの成約価格

t-1年(取引の前年)に物件iの周囲50m以内で長期空き家の解体工事があったことを示すダミー変数

t年(取引の当年)に物件iの周囲50m以内で長期空き家の解体工事があったことを示すダミー変数

t+1年(取引の翌年)に物件iの周囲50m以内で長期空き家の解体工事があったことを示すダミー変数

コントロール変数、固定効果、誤差項

- $\beta_3$ が負に有意であれば、長期空き家の外部不経済が存在すると言える。
  - 取引の翌年に解体工事が行われるということは、取引の時点においては物件の周囲50m以内に長期空き家が確実に存在しているため。
- $\beta_1$ と $\beta_2$ については、正に有意であれば長期空き家の除却により外部不経済が軽減されたと言えるが、データの限界(右記)により、効果を適切に把握することは難しい。

注)データの限界

1つの企業による解体工事実績であるため、仮にある地区で解体工事が行われたとしても、その地区から長期空き家が完全になくなったかどうかは判別できない。

# 分析結果(1)

- コントロール変数などを十分に考慮した場合、全物件種別およびマンションの取引において、「50m以内で翌年に空き家解体」(前頁の $\beta_3$ )が負に有意。
  - 長期空き家の外部不経済と解釈可能。
- 「50m以内で前年/当年に空き家解体」(前頁の $\beta_1$  および $\beta_2$ )においては、推定値の符号や有意性に関しても一貫した傾向は見られない。
  - データの限界によるもの。
  - 地域に空き家が存在することの代理指標となっている可能性。



距離を50mから100mに広げて同様の分析を行った場合

- $\beta_3$ の符号は安定せず、有意性も確認されない。
- 外部不経済は長期空き家を視認できるような距離帯までにとどまる。

	全て		戸建		マンション	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
50m以内で前年に空き家解体	0.090 (0.077)	-0.029 (0.068)	0.187** (0.083)	-0.119 (0.087)	-0.114 (0.076)	-0.119* (0.066)
50m以内で当年に空き家解体	0.027 (0.080)	-0.104 (0.072)	-0.020 (0.106)	-0.038 (0.128)	-0.156 (0.096)	-0.137** (0.060)
50m以内で翌年に空き家解体	-0.018 (0.069)	-0.169*** (0.050)	-0.071 (0.084)	-0.092 (0.064)	-0.117 (0.074)	-0.126*** (0.045)
最寄り駅までの徒歩分数	-0.008*** (0.001)	-0.014*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.013*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	-0.021*** (0.001)
log(東京駅までの距離)	-0.173** (0.080)	-0.254*** (0.072)	-0.486*** (0.073)	-0.520*** (0.060)	-0.143 (0.096)	-0.296*** (0.044)
築年数	-0.028*** (0.001)	-0.027*** (0.001)	-0.019*** (0.001)	-0.019*** (0.001)	-0.031*** (0.001)	-0.022*** (0.001)
土地面積				0.003*** (0.000)		
容積率				0.001*** (0.000)		
建ぺい率				-0.001 (0.001)		
接道接面				0.006* (0.003)		
接道幅員				0.010*** (0.002)		
所在階						0.008*** (0.001)
専有面積						0.018*** (0.000)
バルコニー面積						0.000 (0.000)
観測数	301 797	269 367	67 734	23 316	218 734	178 170
決定係数	0.546	0.677	0.643	0.761	0.624	0.888
調整済み決定係数	0.546	0.677	0.642	0.758	0.623	0.888
線形トレンド	no	yes	no	yes	no	yes
固定効果						
市区町村、成約年	yes	yes	yes	yes	yes	yes
建物構造、用途地域、土地権利、現況	no	yes	no	yes	no	yes
物件種別	no	yes	no	no	no	no
地勢、接道状況、接道方向	no	no	no	yes	no	no
バルコニー方角	no	no	no	no	no	yes

奇数列: コントロール変数や固定効果は最小限。  
偶数列: 全てのコントロール変数や固定効果を考慮。

## 分析結果(2)

「H30住宅土地統計」より自治体ごとの「その他空き家率」を計算し、長期空き家が多い/少ないと思われる自治体のグループにサンプルを2分割したうえで同様の分析を行う。

### 空き家の外部不経済の地域差を検証

- 長期空き家が少ないグループでのみ $\beta_3$ が負に有意。
  - 長期空き家の少ない地域ほど、長期空き家の存在が際立つ。
  - 外部不経済が発生しやすい。
- 閾値を中央値(約3.29%)から5%に変えても同様の結果。

### その他のサブサンプル分析

- 東京23区の内外
  - 東京23区の内外および県別
  - 最寄駅からの徒歩分数
  - 用途地域
- ⇒ 概ねメインの分析と同様の結果

	全て		戸建		マンション	
	≥中央値	<中央値	≥中央値	<中央値	≥中央値	<中央値
50m 以内で前年に空き家解体	-0.043 (0.042)	-0.027 (0.084)	-0.119*** (0.034)	-0.159 (0.148)	-0.073** (0.032)	-0.124* (0.075)
50m 以内で当年に空き家解体	0.066 (0.171)	-0.130* (0.077)		-0.020 (0.127)	-0.166** (0.071)	-0.133** (0.067)
50m 以内で翌年に空き家解体	-0.064 (0.101)	-0.200*** (0.054)		-0.137 (0.090)	-0.016 (0.077)	-0.163*** (0.045)
最寄駅までの徒歩分数	-0.009*** (0.001)	-0.018*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.012*** (0.002)	-0.019*** (0.001)	-0.021*** (0.001)
log(東京駅までの距離)	-0.081 (0.197)	-0.286*** (0.063)	-0.840*** (0.179)	-0.465*** (0.055)	-0.232* (0.138)	-0.310*** (0.039)
築年数	-0.029*** (0.001)	-0.026*** (0.001)	-0.022*** (0.001)	-0.019*** (0.001)	-0.025*** (0.001)	-0.022*** (0.001)
土地面積			0.002*** (0.000)	0.004*** (0.000)		
容積率			0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)		
建ぺい率			-0.006** (0.003)	0.002 (0.001)		
接道接面			0.004 (0.004)	0.006 (0.004)		
接道幅員			0.015*** (0.004)	0.007*** (0.001)		
所在階					0.009*** (0.002)	0.008*** (0.001)
専有面積					0.016*** (0.001)	0.018*** (0.000)
バルコニー面積					0.000** (0.000)	0.000 (0.000)
観測数	64 215	204 879	6095	17 189	38 965	139 173
決定係数	0.695	0.662	0.711	0.780	0.878	0.890
調整済み決定係数	0.694	0.662	0.703	0.778	0.877	0.890
線形トレンド	yes	yes	yes	yes	yes	yes
固定効果						
市区町村、成約年	yes	yes	yes	yes	yes	yes
建物構造、用途地域、土地権利、現況	yes	yes	yes	yes	yes	yes
物件種別	yes	yes	no	no	no	no
地勢、接道状況、接道方向	no	no	yes	yes	no	no
バルコニー方角	no	no	no	no	yes	yes

※その他空き家率が高い地域では、戸建住宅の取引件数が少なくなる傾向にあり、一部の係数が推定不能。



# 結論

以下の結果が東京圏という空間スケールの分析において観測された。

- 長期空き家が解体される前年において、長期空き家から50m以内で取引された住宅の成約価格が低下。
  - **長期空き家の外部不経済が存在**することを示唆。
- 長期空き家から100m以内で取引された住宅については、成約価格の低下は一貫しては観察されない。
  - 外部不経済は**長期空き家を視認できるような距離帯までにとどまる**。
- 「その他空き家率」の低い自治体ほど、外部不経済が観察されやすい。
  - **長期空き家の少ない場所ほど管理不全の空き家の存在が際立つ**ため、周辺環境への負の影響が大きい。

## インプリケーション

- 長期空き家の外部不経済は、特定の自治体における限定的な現象ではない。
- まだ衰退が著しくない地域において長期空き家の数を抑制する政策が有効。

## 今後の課題

- 空き家の解体による外部不経済解消の因果関係の検証。
- 土地の利用方法によっては正の外部効果が生じる可能性の検証。