

[巻頭言]

民泊まちづくり

浅見泰司

東京大学空間情報科学研究センター特任教授

2017年に住宅宿泊事業法が制定されて以来8年が経過しようとしている。民泊は住宅地内部に宿泊客が入り込むことになるが、それによる騒音発生の懸念、治安上の不安、ゴミなどの管理不安などが社会問題となっている。他方で、あいている住宅を収益物件として活用できる機会をもたらす。ただ、民泊の事業者は収益を得られるものの、周辺住民は生活環境の不安というマイナスの効果しかなく、便益と費用の帰着の不均衡性が根本の問題となっている。本来は、周辺住民に生活環境の低下をもたらしているならばそれを補償したうえで民泊営業をすべきであり、もしそれで赤字になるならば民泊経営をすべきではない。残念ながら、現在の法制度は、周辺住民の費用を受忍限度以下に抑えることのみを主とした仕組みとなっている。

この不均衡性を打破するには、周辺に与える負の効果を何らかの形で補償される仕組みを導入するとよい。例えば、民泊事業者が町会費を多めに支払って、地区への貢献を大きくする形で補償するという方法がありうる。他の方法としては、民泊関連事業を地区の共同事業に組み替えてもよい。路地の入り口付近には、路地中にある民泊のフロント機能を設け、路地の中の住宅では、レストラン経営をしたり、体験工房があったり、宿泊スペースがあれば、地区が経営共同体になりうる。収益事業に参加できない住民には、事業収益の一部を配当金として還元すれば良い。このような民泊まちづくりによる地区の活性化が広がってもよいのではないか。

目次●2025年夏季号 No.137

[巻頭言]	民泊まちづくり 浅見泰司	—1
[特別論文]	住宅分野における脱炭素実現に向けた動向と課題 田辺新一	—2
[論文]	ウォークビリティと土地取引価格の関係 柴山多佳児・三輪哲大・田島夏与	—10
[論文]	時空間地球統計モデルによるヘドニック不動産価格推定 武藤祥郎・菅澤翔之助・鈴木雅智	—20
[論文]	東京都区部における住宅侵入盗と近隣社会経済的特性の関係 上杉昌也・樋野公宏	—28
[海外論文紹介]	ミクロレベルでの住宅供給の価格弾力性の推定 吉野綾家	—36
エディトリアルノート		—8
センターだより		—40
編集後記		—40

住宅分野における脱炭素実現に向けた動向と課題

田辺新一

はじめに

世界情勢が混迷を極めるなか、気候変動対策に後ろ向きの姿勢を見せる国家も少なくない。特にエネルギー資源を自国内で十分に確保できる国々の中には、再生可能エネルギーの導入や脱炭素化に消極的な動きすら見受けられる。しかしながら、一次エネルギー自給率が15.3%に過ぎないわが国にとって、エネルギー安全保障と環境保全は表裏一体の課題であり、省エネルギーの徹底と再生可能エネルギーの最大限の導入は、もはや選択肢ではなく不可避の国策である（表1）。

2025年2月18日に閣議決定された「第7次エネルギー基本計画」および「地球温暖化対策計画」においては、2035年度までに温室効果ガス（GHG）排出量を2013年度比で60%、2040年度には73%削減するという極めて野心的な中長期目標が示された。これらの目標は単なる環境施策の域を超え、わが国のエネルギー自立性の確保、地政学的リスクの低減、さらに国際競争力の強化といった国家戦略全体にかかわる基盤的

表1—G7の一次エネルギー自給率と食糧自給率

	エネルギー自給率(%)	食糧自給率(%)
日本	15.2	38
米国	104	121
英国	63	70
フランス	54	131
ドイツ	35	84
イタリア	23	58
カナダ	186	233

取り組みと位置づけられるものである。

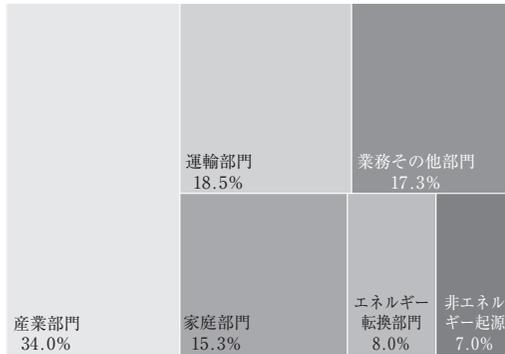
なかでも住宅・建築物分野は、最終エネルギー消費の約3割を占めるとともに、長期にわたって社会資本としての機能を維持する「ストック型インフラ」としての性格を有する。そのため、建築時点における省エネルギー性能の水準が、将来にわたるエネルギー消費量およびCO₂排出量を決定づけることになる。このような背景から、住宅・建築物分野は気候変動対策においてもきわめて重要な戦略分野であり、国際的にもエネルギー・環境政策の中核に据えられている。

1 温室効果ガス排出構造と住宅・建築分野

わが国における温室効果ガス排出構造を俯瞰すると、約85%がエネルギー起源のCO₂で構成されており、これは主に発電用燃料、産業用熱源、自動車などの輸送手段、家庭部門でのエネルギー使用、化石燃料の燃焼によるものなどである。特に発電部門では、火力発電の依存度が依然として高く、非化石電源への転換が進められる一方で、供給の安定性やコスト競争力とのバランスが課題となっている。

これに加えて、非エネルギー起源のGHG排出も見逃せない。代表的なものとして、建設資材であるセメントの製造過程におけるCO₂排出が挙げられる。石灰石を焼成してクリンカーを生成する工程では、化学反応により大量のCO₂が発生する。また、エアコンや冷蔵・冷凍機器

図1—わが国の2022年の温室効果ガス排出量



に用いられる冷媒であるHFCs（代替フロン類）は、GWP（Global Warming Potential：地球温暖化係数）がCO₂の数百倍から数千倍にも達し、全体排出量の中でも5%前後を占める温室効果ガスである。これらの冷媒は、モントリオール議定書のキガリ改正によって、2036年までに約80%以上の段階的削減が国際的に求められている。

環境省が公表する2022年の温室効果ガス排出量（図1）によれば、産業部門が全体の3分の1以上を占め、次いで運輸部門（18.5%）、業務その他部門（17.3%）、家庭部門（15.3%）が続く。特に運輸部門においては、自動車由来の排出が全体の16%以上を占めており、EV（電気自動車）やFCV（燃料電池車）などの普及が鍵となる。一方、家庭部門（住宅分野）および業務その他部門（主に非住宅建築分野）におけるエネルギー消費は、その大部分が建築物の利用に起因している。これに建設資材などの排出実態を加えると、わが国の温室効果ガス排出量の4割以上が住宅・建築物に関連している。

このような構造的背景に鑑みると、住宅・建築物分野における省エネルギー化・脱炭素化は、最も有効かつ必要性の高い領域である。さらに注目すべきは、家計消費に基づくライフサイクル温室効果ガス排出の分析である。環境省の調査によれば、最終消費に基づく排出量のうち、約6割が家計支出に由来するという。つまり、消費者の日常的な選択、すなわち住宅選定、家



田辺新一（たなべ・しんいち）
1958年福岡県生まれ。早稲田大学理工学部建築学科卒。同大学大学院修了、工学博士。お茶の水女子大学助教授などを経て、現在、早稲田大学理工学術院創造理工学部建築学科教授。第57代日本建築学会会長、経済産業省資源エネルギー庁省エネルギー小委員会委員長などを歴任。

電使用、移動手段、食生活などが、社会全体の温室効果ガス排出に直接的な影響を与えている。

特に住宅に関する消費行動は、エネルギー使用の基盤的構造を規定する点で重要である。例えば、高断熱・高气密住宅の選択、再生可能エネルギー設備の導入、省エネ型機器の活用、あるいは居住者自身によるエネルギー管理の実践などが挙げられる。したがって、今後の政策立案においては、住宅供給者・設計者・施工者だけでなく、消費者である居住者の意識と行動を変革する仕掛けの導入が不可欠である。今後は、省エネ基準の強化、再エネ導入の拡大、ライフスタイル変革を三位一体で推進する統合的なアプローチが求められるであろう。

2 建築物省エネ法と住宅政策の展開

わが国における建築物の省エネルギー政策は、1979年制定の「省エネ法（エネルギーの使用の合理化等に関する法律）」の枠組みに含まれていたが、2015年に「建築物のエネルギー消費性能の向上に関する法律」（通称：建築物省エネ法）として独立した。これにより、建築基準法とは異なる省エネ性能に関する制度体系が整備され、国土交通省が所管する形で制度運用がなされている。

2017年度以降、延べ面積が2000m²を超える非住宅建築物に対して省エネルギー基準への適合が義務化され、適合判定制度が導入された。また、2021年度からは300m²以上の中規模非住宅建築物にも義務化が拡大され、建築主、設計者、施工者に対してより強固な省エネ対応が求められるようになった。

住宅分野においては、2021年に開催された「脱炭素社会に向けた住宅・建築物の省エネ対策等のあり方検討会」において、2030年までの住宅・建築政策の方向性が示された。この検討会では、筆者も議長を務め、各省庁および業界団体からの意見を踏まえた議論が行なわれた。結果として取りまとめられた要点は以下の通りである。

- (1)すべての新築住宅を含む建築物に対する省エネ適合義務化が明記された。これにより、戸建住宅であっても省エネ基準への適合が不可欠となり、設計段階からの性能確保が求められることとなった。
- (2)新築戸建住宅の6割に太陽光発電の設置を目指すことが盛り込まれた。これは、屋根という限られた面積を活用した分散型エネルギー供給の推進という観点から、再生可能エネルギーの地域導入を加速させる試みである。
- (3)住宅および建築物の木造化・木質化の推進が政策の一環として位置づけられた。これは、建築資材に起因するエンボディド・カーボン（建材製造時のCO₂排出）の削減を図るとともに、地域林業の活性化や森林吸収源の確保といった多面的効果が期待される。

こうした政策方針を受けて、2022年通常国会においては「建築物省エネ法等の一部を改正する法律案」が可決・成立し、同年6月17日に公布された。本改正により、2025年度からは住宅を含めたすべての建築物への省エネ適合義務が行なわれた。また、建築物の省エネルギー性能の向上に加えて、需要側のエネルギーマネジメント（Demand Response：DR）の実装も今後の住宅政策において極めて重要な視点となる。再生可能エネルギーの導入拡大に伴い、発電の変動性が高まるなかで、需要側の調整機能の強化が系統安定化のカギを握る。特に、家庭部門においては、高効率給湯器、ヒートポンプ、蓄電池、電気自動車（EV）との連携によって、

時間帯別の電力使用最適化が求められる。

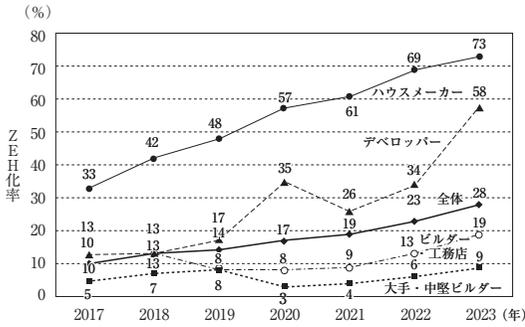
こうした背景のもと、第6次、第7次エネルギー基本計画では「2050年において住宅・建築物ストック全体としてZEH基準水準の省エネ性能を達成する」との目標を掲げている。少々わかりにくい表現であるが、具体的には、断熱性能等級5、一次エネルギー消費量20%削減を最低限の水準としつつ、GX（グリーントランスフォーメーション）志向型住宅（35%以上削減）、新ZEH（35%削減）などの高水準化も推進していくという意味である。2022年時点での全国住宅ストックは約5600万戸であったが、国土交通省の推計によれば、2050年にはそのうち約3300万戸が存続し、加えて今後新築される約1600万戸を合わせても、合計ストック数は約4900万戸にとどまる見込みである。したがって、たとえ今後すべての新築住宅をZEH水準の省エネ性能で建設したとしても、ストック全体の平均的なエネルギー性能をZEHレベルにまで引き上げることはきわめて困難である。このため、既存住宅に対する対策も極めて重要になる。今後の政策展開においては、新築住宅に関しては省エネ性能基準の段階的引き上げ、太陽光発電や蓄電池の標準装備化、ライフスタイル変容を促す啓発・誘導策が包括的に講じられることになるだろう。

3 ZEH（ネット・ゼロ・エネルギーハウス）

ZEH（Net Zero Energy House）は、年間の一次エネルギー消費量がおおむねゼロまたはそれ以下となる住宅を指す。わが国においては、2009年に経済産業省の検討会においてZEB（Net Zero Energy Building）の定性的定義が示され、その後、空気調和・衛生工学会により定量的な評価方法がガイドラインとして整備された。これを基に、住宅版であるZEHの定義も明確化された。

ZEHの定義においては、「高断熱」「高効率

図2—事業区分ごとの新築住宅全体における ZEH 化率



設備「再生可能エネルギー（主に太陽光発電）」の3つの要素が必要不可欠である。まず、高断熱化はUA値（外皮平均熱貫流率）0.6以下（6地域）が標準とされ、これにより暖冷房負荷を大幅に削減する。次に、照明・給湯・空調といった住宅設備の高効率化により、エネルギー消費量をさらに抑制する。そして、残されたエネルギー消費を太陽光発電などで補うことで、ネットゼロを達成するという構成である。

実際の導入状況（図2）を見ると、住宅供給者の中でも特に大手ハウスメーカーによるZEH導入が進んでおり、2023年度には戸建住宅におけるZEH化率が72%に達した。一方で、地域工務店や中小規模の住宅事業者においては、設計・施工能力、初期投資、補助制度の活用難易度などの課題が存在し、導入率の底上げが求められている。

筆者らが実施した調査においても、5・6地域に位置する67戸のZEH住宅の実測結果を分析したところ、設計時の基準に沿った定義に合致するエネルギー性能が確認された。対象住宅の平均UA値は0.5、平均太陽光発電出力は約6.5kWであり、家電を除いたエネルギー消費量ベースでのネットゼロ達成率はほぼ100%、家電を入れても78%に達した。これらのデータは、ZEHの実効性と再エネ導入の必要性を裏付けるものである。

また、暖冷房負荷の季節変動においても顕著な傾向がみられ、特に暖房需要の削減において高断熱性能が効果を発揮していることが明らか

となった。一方で、「その他家電」などの用途におけるエネルギー使用量が高くなる傾向があり、生活スタイルや居住者属性の影響が指摘されている。

共同住宅分野においては、当初ZEHの導入は進展が緩やかであったが、2020年10月の「2050年カーボンニュートラル宣言」以降、マンション供給事業者の間でもZEH化の関心が急速に高まりつつある。特に、大手事業者（いわゆる「メジャーセブン」）は、2030年までにZEH-M（ZEH for Mansion）対応を進める方針を明確にしている。

ZEH-Mの定義は、戸建ZEHと基本的な考え方は同一であるが、集合住宅特有の構造的制約に対応した基準が設定されている。具体的には、断熱性能等級5以上を満たし、再生可能エネルギーを含まない状態で20%以上の一次エネルギー消費量削減が求められる。その上で、再エネ導入量に応じて、「ZEH-M（100%削減）」「Nearly ZEH-M（75%削減）」「ZEH-M Ready（50%削減）」「ZEH-M Oriented（再エネなし）」の4区分に分類されている。

また、第三者認証制度であるBELS（Building-Housing Energy-efficiency Labeling System）においても、ZEH-M Orientedの認証取得が普及してきた。実際、2023年度までに7389戸が認証を受け、その約9割が低層・中層の集合住宅である。この傾向は、ZEH-M導入の初期段階として一定の意義を持つが、今後はさらなる高水準化が求められる。

政府は、2030年度を目途に、省エネルギー基準の引き上げを予定しており、現行のZEH-M Oriented相当の基準が新築住宅の「義務水準」となる見込みである。これを受け、経済産業省の省エネルギー小委員会（2025年5月12日開催）では、ZEH、ZEH-Mの新たな定義体系が検討され、パブリックコメントが行なわれる予定になっている。

このような背景から、新たに導入された「GX志向型住宅」という定義では、再エネを

表2—提案されている新しい ZEH、ZEH-M の定義

		現行定義		新定義	
		戸建	集合	戸建	集合
省エネ性能	断熱性能	断熱等級 5	断熱等級 5	断熱等級 6	断熱等級 6 ^{*4}
	一次エネルギー消費量削減率 (省エネのみ)	20%	20%	35%	35%
設備要件 ^{*1}		—	—	①高度エネマネ ②蓄電池 ^{*3}	—
地域性・建物特性 ^{*2} (Oriented適用条件)		・多雪地域 ・都市部狭小地	(条件なし)	・多雪地域 ・都市部狭小地	・多雪地域 ・6階以上
最エネ要件 (最エネ含む一次エネ削減率)		『ZEH』：100% Nearly ZEH：75%	『ZEH-M』：100% Nearly ZEH-M：75% ZEH-M Ready：50%	新ZEH+：115% 新ZEH：100% Nearly 新ZEH：75%	新ZEH-M+：115% 新ZEH-M：100% Nearly 新ZEH-M：75% 新ZEH-M Ready：50%

※1 新定義では、「EV充電器／充放電器」を推奨設備とし、導入検討にあたり必要な情報の説明を行なうことを建築士に求める。

※2 新定義では、「最エネ設備」を推奨事項とし、導入検討にあたり必要な情報の説明を行なうことを建築士に求める。

※3 PVありの場合のみ。

※4 最長2030年までの措置として、下記の例外規定を設定する。

・角住戸等に限る断熱等級5以上とすることを認める。ただし、その場合にあっては、全住戸の外皮平均熱貫流量(UA値)の平均値が断熱等級6の基準値を満たすことを条件とする。

除く一次エネルギー消費量を35%以上削減し、断熱性能等級6以上を必須とするものであり、ZEH+を上回る水準として位置づけられている。GX志向型住宅は、低層住宅での再エネ込み削減率75%以上、中層住宅で50%以上を要件とし、高層住宅には現実的な制約を考慮し削減率の要件は課されていない。

これに対応する形で、住宅性能表示制度の見直しも進められている。2025年4月18日の国土交通省の審議会では、省エネ等級において上位等級(等級7:30%削減、等級8:35%削減)の創設が提案された。断熱等級についても、等級5を新たな「等級1」と再定義し、性能評価の基盤の再構築が試みられている。

4 GX志向型住宅・新ZEH

GX志向型住宅は、従来のZEHよりもさらに高い水準の省エネ・脱炭素性能を有する住宅として、新たな政策対象に据えられつつある。GXとは、経済構造全体の脱炭素化を通じて成長と環境の両立を目指す国家戦略であり、住宅分野においてもその具体化が急務となっている。国内の新規住宅着工数が減少するのは確実であ

り、国際的な事業展開に結びつくことも期待されている。GX志向型住宅、新ZEHには断熱性能等級6以上、一次エネルギー消費量35%以上削減(再エネ含まず)という高い性能基準が求められる(表2)。さらに、ライフスタイルの変容、建材・機器の選定、エネルギーマネジメントの高度化など、従来のZEHとは異なる多面的アプローチが必要とされる。

具体的な技術的要素としては、以下のような項目が挙げられるだろう。

<外皮性能の強化>

高性能な断熱材(真空断熱材、エアロゲル等)や三層ガラスの導入により、UA値0.3以下を目指す超高断熱住宅が普及しつつある。これにより、冷暖房需要を半減以下に抑制することが可能となる。

<次世代型高効率設備の標準化>

高効率設備の開発普及として、ヒートポンプ技術のさらなる進化(CO₂冷媒型給湯器など)、コージェネレーションやハイブリッド給湯システムの導入により、エネルギー変換効率の最大化を図る。

<太陽光発電設備の設置>

脱炭素を目指すには省エネだけでは不十分である。再生可能エネルギーが必要になる。平地に恵まれないわが国では、住宅・建築物の屋根が大きな意味を持つ。軽量なペロブスカイト太陽電池はわが国の発明であり、普及促進を図ることは重要である。

<高度なエネルギーマネジメント>

住宅内のエネルギー需要を見える化・最適化するHEMS（Home Energy Management System）の高度化が進んでいる。AIと連携した自動制御や、V2H（Vehicle to Home）技術によるEVとの連携により、ピークシフトや系統負荷緩和に貢献する住宅像が模索されている。

<建築資材のエンボディドカーボン低減>

環境負荷の低い木造建築の推進に加え、セメント代替材（フライアッシュ、スラグなど）、新しい石膏ボードの活用、再生資源由来の建材の利用が促進されている。また、WLC（ホールライフカーボン）に基づく設計評価も普及し始めている。

こうした技術的進展と並行して、政策制度の整備も進められている。2025年度からは、GX志向型住宅に対する支援策として、さまざまな補助金が拡充される見込みである。東京都をはじめとする自治体では、新築戸建における太陽光パネル義務化に加えて、蓄電池やV2H対応設備の設置も新たな要件として加わった。

また、国際的には「気候適応型住宅（Climate Adaptive Housing）」という概念も広がりつつあり、レジリエンスや猛暑対応、空気質確保など、多様な性能要求を包含する住宅としての進化が期待される。複合的な価値を提供する未来型住宅モデルとして蒸暑気候のアジアへのビジネス展開が期待される。

おわりに

住宅・建築物分野におけるカーボンニュートラル実現は、単なる技術開発や制度整備にとどまらず、社会構造や生活様式そのものの変革を

伴う包括的課題である。その実現には、行政・産業・学术界・市民社会が一体となった協働が不可欠であり、あらゆるレベルにおける連携と合意形成が求められる。

国際競争力の観点からも、わが国独自の住宅脱炭素モデルの確立とその海外展開が重要となる。アジア諸国における都市化と住宅需要の高まりを背景に、日本型ZEH・GX住宅の技術パッケージと制度設計ノウハウを輸出することは、経済成長と環境貢献を両立させる戦略的機会である。われわれが目指すべきは、単なる脱炭素ではなく、人間の尊厳と地球環境の共生を実現する「脱炭素型豊かな暮らし」の創造である。その実現に向けて、不断の努力と協働によって、未来を拓いていかねばならない。

なお、5月29日に経済産業省から新ZEH、新ZEH-Mに関する定義が公表された。表2で示した一覧表より踏み込んだ表記が行なわれている。本文で新ZEH、新ZEH-Mと呼んでいたが、名称としてGX ZEH、GX ZEH-Mが採用された。なお、さらなる省エネ化を行なうとネット・ゼロエネルギー化に必要となる太陽光発電設備の容量は少なくとも良いことになる。住宅に設置される太陽光パネル容量が小さくならないように、再エネを含むエネルギー自給率が115%以上である「GX ZEH+」も新たに定義されている。

参考文献

- 大木玲奈・小川崇臣・田辺新一（2020）「全電化のネット・ゼロ・エネルギー・ハウスの電力需給に関する実態分析」『日本建築学会環境系論文集』第85巻、第775号。<https://doi.org/10.3130/aije.85.685>
- 環境省（2025）「地球温暖化対策計画」（第7次エネルギー基本計画と同時閣議決定）
- 経済産業省資源エネルギー庁（2025）「第7次エネルギー基本計画」（2025年2月18日閣議決定）
- 経済産業省資源エネルギー庁（2025）「ZEH・ZEH-Mの普及促進に向けた今後の検討の方向性について」https://www.enecho.meti.go.jp/category/saving_and_new/saving/general/housing/data/250528.pdf
- 国土交通省（2025）社会資本整備審議会建築分科会（2025年4月18日開催資料）
- 国土交通省（2023）「2023年住宅・土地統計調査」
- 資源エネルギー庁（2025）「ZEH・ZEH-Mロードマップ検討会資料」（2025年5月12日省エネ小委員会予定）

不動産市場の研究は学際的な分野であると言われる。本号には、地域特性が住宅価格などに及ぼす影響について、経済学や地球統計学に基づく分析がなされた論文が掲載されている。



柴山多佳児・三輪哲大・田島夏と「ウォーカビリティと土地取引価格の関係」は、「歩きやすさ」が、近隣の地価に影響を与えているかどうかを、オーストリアのウィーンのデータベースを用いて検証している論文である。

柴山・三輪・田島論文は、歩きやすさに影響し得る説明変数が被説明変数である土地の取引価格に与える影響を分析している。説明変数には、次のようなものが用いられている。道路の舗装表面を示す変数、土地利用の多様性を示す変数、都市アメニティに関する変数、取引地点の道路データ、人口密度、公共交通サービス水準である。

分析の結果、これらの説明変数は、予想通り、地価に対して正の影響を示していたが、分析結果には不均一性も存在することが示されている。建物規制について、低層建築物のみが許可される地域と、中高層建築物の建設可能な地域とでは、分析結果が異なることが報告されている。特にウィーンでは、低層建築物のみが許可される地域や、住宅の許可されるエリアにおいて、道路に関する変数が、地価に対して正の影響を示す傾向が見られたことが報告されている。土地利用の多様性についても不均一性が存在することが指摘され、住

宅地では単一の土地利用がより高く評価される傾向がみられ、商業地では混合的土地利用のほうがより高く評価されていることが示されている。

ウォーカビリティの研究では、ウォーカビリティを増す傾向を示している変数が、地価に同様な影響を見せていない点がある理由として、騒音や振動などの影響も地価には、反映されるためであろうことが指摘されている。そこで、今後の拡張として、次のようなことを考えることもできるかもしれない。

ウィーンは首都としての歴史があり、首都としての機能を満たすために、地価が高く、柴山・三輪・田島論文で用いられたウォーカビリティに関する施設を整備したようなことがあれば、土地価格を説明するための、ウォーカビリティに関する変数は内生変数であることも考えられる。このことを踏まえて、ウォーカビリティ施設が地価に対して因果効果を与えているかを確認すれば、論文内で示唆されているように、ウォーカビリティ向上による地価向上により、固定資産税の増加も望まれ、ウォーカビリティ向上のための投資を回収し得ることを、より説得力を持って述べることができると考える。



ヘドニック価格モデルは、不動産価格を分析するモデルとして広く使われている。**武藤祥郎・菅澤翔之助・鈴木雅智**「時空間地球統計モデルによるヘドニック不動産価格推定」は、このヘドニック・モデルを「地球統計学」と関連さ

せて、その応用範囲を拡張している。

武藤・菅澤・鈴木論文では、データでは観測できないが住宅価格に影響を及ぼす隣接地の要因を「時空間効果」と呼び、モデルに含めている。不動産関係者の間では、「地位」と呼ばれるものである。これにより、観測されない要因を無視することにより推定値に生じるバイアスを防ぐことができる。この時空間効果は、地球統計学で扱われているように、時間軸でも空間軸でも相関を持ち、時間的にも空間的にも近いほど大きくなり、離れると小さくなることを仮定し、相関関係を定式化している。ただし、このような効果を仮定し、時空間に関連する相関係数を導入すると、モデルのパラメータの推定が困難になるので、分析者の主観的な推論を事前分布として反映させることができるベイズの方法により、パラメータの推定を行なっている。

具体的には、尤度関数が複雑になるため、事前分布を導入した事後分布をマルコフ・チェイン・モンテカルロ法 (MCMC) の一種である Metropolis-Hastings Algorithm (MH) により、推定パラメータの分布を求めている。サンプル・サイズが大きい場合での推定に生じる問題への対処法も述べられている。さらに求められたパラメータを用いて、住宅価格の予測値も求めることができる。この際に、ベイズ・クリンギングとして知られる空間補完の方法を用いて、サンプルには用いられていない地点の住宅価格の予測値も求め

ている。

提唱された方法を横須賀市において2016年から2019年に取引された、中古戸建て住宅の取引価格データの分析に応用している。モデルのパラメータを求めた後で、モデルから予測される価格の確率分布を求めている。同じ説明変数を用いたモデルでも、地域（丘陵地、中間的住宅地、高級住宅地）ごとに、「時空間効果」は異なる分布を示し、モデルから予測される価格にも違いが反映されることを示している。

武藤・菅澤・鈴木論文では、紙幅の関係で分析手法についての記述は簡略なものに留まっている。そこで、このような分析に関心のある読者には、ベイズ統計学・計量経済学などの教科書とも併せて読んでいただくことをお勧めしたい。本誌135号に掲載された武藤・菅澤・鈴木（2025）^{*}とともに有益な文献となるはずである。



上杉昌也・樋野公宏「東京都区部における住宅侵入盗と近隣社会経済的特性の関係」は、社会経済的特性（Socio-Economic Status: SES）が犯罪発生率にどのような影響を及ぼしているかを分析している。分析の際には、地区ごとのSESと犯罪発生が都市内部で一様ではない可能性を考慮して、地理的変動を考慮した地理的加重回帰モデルを用いている。また、物理的環境要因がSESの水準に依存する可能性を考慮したモデルによる分析も行なわれている。

分析では、東京都区部の町丁目

2011年に東京都区部で発生した住宅侵入盗件数を被説明変数、地区特性を示すデータである人口・世帯特性、土地利用・建物特性、交通アクセス等を説明変数に用いて分析している。

さらに、隣接地の地区特性に関する変数からの影響を考慮した地理的加重回帰モデルによりパラメータを推定している。この地理的加重回帰モデルは、地点（i）ごとに、回帰係数を推定し、地区周辺の回帰係数の違いを明らかにしている。推定結果は、観測値に含まれる地点ごとに得られるので、得られた回帰係数の最小値、中央値、最大値などが、結果としてまとめられ、地図上に示されている。利用可能なソフトウェアの一つとしてRのspgwrパッケージがある。分析によって次のような結果が得られている。SESを示す変数として高所得世帯の割合を用いた場合には、高所得世帯の割合が高いほど、マイナスの影響が示され、犯罪率が低い傾向がみられている。ただし、高所得世帯割合が高いほど、犯罪率が高い傾向を示す地区も存在していた。

さらに、物理的環境を示す変数の係数についても検討されている。道路面積率と最寄り駅までの距離の係数については、高所得世帯割合と関連することが示されている。道路面積率については、高所得世帯割合が高いほど、道路面積率の係数はプラスで有意となる結果が得られている。最寄り駅までの距離については、高所得世帯割合が高いほど、道路面積率の係数はマイナスで有意となる結果が得られ

ている。これらの結果は、SESを示す変数に、職業や学歴に関する変数を利用した場合でも同様な結果が得られたと述べられている。

今回の分析ではなされていないが、犯罪率が地域の住宅価格に及ぼす影響を測定するのも興味深いテーマで、本誌の66号に掲載された沓澤・水谷・山鹿（2007）^{**}で取り組まれている。犯罪率は、住宅価格水準も関係して人口移動などに影響を与え、住宅価格が犯罪率に影響を与えることも考えられる。このため犯罪率が住宅価格に与える影響を調べることは、単純ではない。沓澤ほか（2007）は、犯罪率に影響を与えるが住宅価格には影響を与えないと考えられる変数を探し、操作変数として利用した分析を行なっている。上杉・樋野論文で示された、犯罪率に影響を与える変数を用いたさまざまな分析結果は、今後、犯罪率の住宅価格への影響を調べる際の、操作変数の候補となり得る変数を示している。また空間的な距離を考慮した分析をすることの重要性を示したという意義もあると考える。

(K・S)

* 武藤祥郎・菅澤翔之助・鈴木雅智（2025）「地球統計パネルモデルを用いた都道府県別空き家率の将来予測」『季刊住宅土地経済』No. 135, pp. 26-35.

** 沓澤隆司・水谷徳子・山鹿久木（2007）「犯罪と地価・家賃」『季刊住宅土地経済』No. 66, pp. 12-21.

ウォーカビリティと土地取引価格の関係

柴山多佳児・三輪哲大・田島夏与

はじめに

近年、「街の歩きやすさ」を指すウォーカビリティが注目されつつある。日本でも、国土交通省が2020年度に「まちなかウォークブル推進事業」を「居心地が良く歩きたくなる」まちなかづくりを推進することを目的として創設した。市街地における徒歩移動が可能な範囲での道路・公園・広場等の整備や修復・利活用、そして滞在環境の向上に資する取り組みを支援する内容である。

また同じ2020年には道路法などが改正され、「歩行者利便増進道路」、通称「ほこみち」が制度として創設された。これにより「歩行者の利便を増進する空間」を道路上に設定することが可能になったほか、特例区域では道路占有許可が柔軟に認められるようになり、道路上にベンチやテラスなどを設置することが以前よりも容易になった。さらに2025年には改正道路法が成立する見込みであり、道路の目的として道路空間の多様な利用が加わる見通しである。道路が、特に自動車を念頭にした単なる交通路から、歩行者を前提とした街路空間へ向けて変革していくための制度的基盤が整いつつあるともいえる。

都市政策の観点からは、従前から、人口減少への対応策としてのコンパクトシティ化の推進が政策課題となっていた。上述の法改正や制度創設はこれよりもさらに一歩進み、市街地におけるウォーカビリティの向上が日本国内でも重要なアジェンダとして認識され、関連する法改

正や制度創設が行なわれているといえる。

これらの背景として、交通計画のパラダイム自体が、自動車交通中心になりがちな需要追従型・技術偏重の計画から、人中心の交通システムづくりへと転換期を迎えていることが指摘される（Banister 2008）。徒歩交通は、交通システム全体の環境面での持続可能性向上のみならず、住民の健康の維持や都市の活力の維持にもつながると期待されている。環境問題や健康意識の高まりに加え、COVID-19パンデミックとその後の生活スタイルの変化も、歩くことの価値の見直しに一役買ったといえる。コロナ禍においては、鉄道をはじめとした公共交通を忌避する傾向や、生活圏の変化で公共交通を利用する必要がなくなる傾向がみられ、結果的に徒歩や自転車などの非動力の交通手段の分担率が一時的に上昇した。人々が従来よりも自宅に近いところで過ごす時間が増え、歩きやすい街中の持つ価値が見直されつつある。

本稿は、Miwa, Shibayama, and Tajima (2024) の内容の著者ら自身による日本語での紹介である。

Miwa, Shibayama, and Tajima (2024) は、(公財) 国際交通安全学会の研究プロジェクト「ウォークブル・シティ評価方法の開発」(2020-2024年、研究代表者：一ノ瀬友博)の一部として行なった。この研究プロジェクトでは、参加メンバーがさまざまな視点から都市のウォーカビリティを評価することを試みたが、筆者らのワーキンググループでは、ウィーンで土地取

続可能性の3つの観点に分けてまとめて、持続可能性については経済・社会・環境の観点からの価値にさらに分類している(図1)。なお、さらなる文献のレビューは紙幅の都合で割愛せざるを得ないので、Miwa, Shibayama, and Tajima (2024)の末尾の参考文献リストを参照されたい。

自動車や公共交通といった動力のついた交通手段を利用するには、ほとんどの場合に何らかの金銭的負担が発生する。自動車の場合であれば、車両の購入、税や保険料の支払いといった初期投資や年単位で支払う費用、さらには燃料代など主に走行距離に応じた費用が発生する。一般の道路の利用に料金はかからないが、高速道路のような有料道路であれば通行料金も支払う。鉄道やバスのような公共交通機関であれば、きっぷやICカードなどで運賃を支払う。いずれの場合も、料金という形で付加価値分が「値付け」されている。消費者がこれらの金銭的負担を受け入れていることは支払い意思の表出とみなすことができ、インフラ整備のための公的投資を正当化する材料となる。

しかし、徒歩交通では、「歩く」という行為そのものに課金するという例はおそらく存在しないと思われる。歩行者に対する橋の通行料の徴収は歴史的に見れば決して珍しいことではなく、宮城県松島町の福浦橋のように現存する例もあるが、あくまで特別な施設の利用料ないし入園料の性格を持つ課金である。徒歩交通そのものでは、金銭的な利用者負担は発生しないと見てよい。したがって、歩行環境を改善すること、すなわちウォークビリティを向上することによって生じる付加価値を、消費者の支払い行動によって直接測ることは難しい。直接的な評価は主に歩きやすさや居心地といった、個人の主観に依存する定量化が難しい指標に拠らざるをえない。冒頭でふれた国土交通省が「居心地が良く歩きたくなるまちなか」のために検討している指標も、基本的にはこのタイプである。

一方で、ウォークビリティの向上は、街路空

間の交通モードごとの配分を変更したり、街路樹の植栽をしたりするように、インフラストラクチャーの変更をなんらか伴うものである。したがって、沿道地域などの外部に対する間接的な効果も期待できる。本研究では、その間接的な外部効果の一つとして、街路のウォークビリティを向上させることが近隣の土地の価値にどのような影響を及ぼしているのかを分析したものである。ウォークビリティ向上による土地の価値向上が実現していれば、固定資産税の増加という形で、ウォークビリティ向上のための投資を回収することにもつながるだろう。

1 ウィーン市のオープンデータ

オーストリアの首都ウィーン市は、人口約200万人(2024年現在)の大都市である。イギリスの『エコノミスト』誌や、アメリカのマーサー社によるものなどの、各種の「住みやすさ」ランキングで常に最上位グループとして評価されており、住みやすさに対する国際的な評価は高い。

ウィーン市は、1973年からの市内の土地取引価格データ(Kaufpreissammlung Liegenschaften Wien)をオープンデータとしてインターネット上で公開していた。このデータには、ウィーン市内の土地がいくらで取引されたかと、面積や建物付きかどうかなどの取引の属性が記録されている。2024年8月の時点で改めて確認したところ、データの公開は終了してしまっているが、研究作業の時点で入手できた2021年のデータを本研究では使用している。

ウィーンではさらに、道路の舗装材料や樹木の位置など、行政が保有するきめ細かなデータが、オーストリア連邦政府のオープンデータポータル(www.data.gv.at)で誰もが無料で自由に利用できる形で公開されている。そこで、これらの複数のデータベースから、徒歩交通に関連するものを収集した(表1)。またレストランなど、ウォークビリティに資すると思われる民間の都市アメニティの所在地の一覧に関し

表1—分析に使用したウィーン市やオーストリア政府のオープンデータ

コード	データ	概略
A	不動産取引価格データ	1973年から2021年までの57912件の不動産取引データ
B	行政界データ	ウィーン市内の区の境界線
C	樹木の位置	公有地上の樹木の位置データ。樹種データと高さ別3クラス分類を含む。
D	緑地、公園	緑地のデータ、公園のデータ
E	歩道幅	歩道幅が2m以上(適格)か以下(既存不適格)かのバイナリデータ
F	街路灯位置	街路灯位置データおよびLEDへの更新状況
G	道路舗装表面	市内全道路表面の舗装材のデータ(22分類、矩形)
H	道路の速度制限、ヴォンエルフ	個別リンクの速度制限データと、Zone30等の面的速度制限のエリアのデータ、ヴォンエルフの位置
I	公共交通サービス水準	オーストリア標準方式による駅・停留所のサービスレベル分類と、その距離に応じた面的サービス水準の分類
J	土地利用規制	建築規制の分類(I-VIのゾーニング等)
K	実際の土地利用	実際の土地利用の分類(32分類)

でも、オーストリア商工会が取りまとめた、網羅性の高いデータがインターネット上で公開されている。人口統計など一般的なデータも、オーストリア政府統計局より入手できる。本研究ではこれらのデータも併せて使用した。

2 データの前処理とモデルの構築

2.1 被説明変数：不動産取引価格データ

分析では、被説明変数に不動産取引価格データを、説明変数に上記のさまざまな変数を用いる方針とした。

不動産取引価格データ(表1-A)には地理座標(緯度経度)は付与されていないが、所在地の住所が付与されている。そこで、ウィーン市が提供するジオエンコーディングサービスAPIを用いて、地理座標に変換した。ウィーン市のジオエンコーディングサービスは住所上の入り口の位置で座標を与えるので街路とのマッチングの精度が高い。更地で住所が付与されていない土地の取引の場合は「〇〇通り□番地の向かい側」などと最寄りの住所が基準として記入されている。このケースも一定数あったが、データに記入された最寄りの住所を代替で利用

している。

また、このデータには、取引価格のほかに建物の有無、購入者(公的セクターか民間かなど)、面積、当該地の建築規制や土地利用規制など、その土地に関連するさまざまな属性が記載されており、これらの一部も使用した。

データは約50年の期間に及ぶため、研究時点から直近約10年分にあたる2010年以降のデータ、かつ建築規制の情報が付与されているもの(「ウィーンの森」など建築規制の対象外となる

非都市的土地利用のエリアを除外するため)、面積の情報が欠落していないもの(1平方メートル当たりの取引価格を計算するため)、そして更地の取引のみ(元データには建物と土地の取引価格の総計のみ記されており、建物に対する付け値と土地に対する付け値を分離できないため)を分析の対象として絞り込んだ。その結果、3453件の取引データが対象となった。

これらのデータから、1平方メートル当たりの取引価格を算出したうえで、さらにオーストリア政府統計局が公表している消費者物価指数を用いて、物価上昇の影響を除外した。なおオーストリアは2002年にEUの共通通貨であるユーロの使用を開始しているが、それ以前の通貨であるシリングとの間のレートは固定であり、土地取引価格はすべてユーロ建てで記録されているため、通貨換算は行っていない。

図2に、使用した不動産取引データを、当該箇所の建築規制コード(ローマ数字のI~VI、表1-Jも参照)で色分けした上で位置を示している。なおウィーンの建築規制コードは土地利用規制の最も基本となるもので、建物の高さによっており、表2にまとめた通りである。数字

図2—建築規制で分類した取引データの位置



表2—ウィーンの建築規制コード

コード	規制内容
I	最低高さ2.5mかつ最大9m以下、ただし前面の道路幅プラス2mを超えない高さ。
II	最低高さ2.5mかつ最大12m以下、ただし前面の道路幅プラス2mを超えない高さ。
III	最低高さ9mかつ最大16m以下、ただし前面の道路幅プラス3mを超えない高さ。
IV	最低高さ12m。前面道路幅が15m以下の場合は、ただし前面の道路幅プラス3mを超えない高さ、15m以上の場合はプラス4mを超えない高さ。いずれの場合も最大高さ21m。
V	最低高さ16m。最大高さは前面道路幅の倍もしくは26mの小さな方。
VI	最低高さ26m。最大高さは前面道路幅の倍を超えない範囲。

が小さなものほど低層で、大きなものほど高層になる。

2.2 説明変数

上述の通り、説明変数にはさまざまなデータを用いたが、各不動産取引の地点から道路ネットワーク沿いに300mの範囲を「近隣」として定義し、各取引地点に対してGISを用いてデータセットを作成した。ここでいう「道路ネットワーク沿い」とは、取引地点の目の前の道路から、道路の経路沿いに300mとなる点を結んだ等値線の範囲内である。300mとはおおむ

ね徒歩5分の範囲に相当するが、ウィーンの場合は標準的な街区のブロック3～4つ程度の距離に該当するほか、路面電車やバスの停留所の間隔とも近く、地下鉄の平均的な駅間距離の半分程度である。日常生活の中で多くの人々がほぼすべて歩いて移動する範囲に該当する。

使用した説明変数とデータの出典を以下に示す。表1に記載したデータは対応をA-Kのコードで示した。また表3にこれらの要約統計量をまとめている。

○道路表面の舗装材：範囲内の道路面積、そのうち30km/hゾーンかつ歩行者用スペース（歩道など）、緑化スペース（芝生など）、美観の良いもの（石畳など）の面積と割合を算出。【表1-G, H】

○土地利用の多様性の指標（Herfindahl-Herschman Index; HHI）【表1-Kから定義に基づいて計算】

○都市アメニティ：

公有地上の樹木の本数【表1-C】

・公園面積（緑地および子供の遊び場など）【表1-D】

・レストランの件数（魅力的なアメニティの代理変数）【商工会データ】

・街灯の数（安全性の代理変数）【表1-F】

○取引地点の道路のデータ

・歩道幅が既存適格か（>2m）【表1-E】

・幹線道路沿いか否か【表1-Hから各土地取

表3—推定に用いたデータの要約統計量

変数	略称(変数名)	平均	最小値	第1四分位点	中央値	第3四分位点	最大値
単位面積当たりの土地取引価格(物価調整済み)[Euro/m ²]	PRICE_m2	733.0	0.968	264.9	442.1	763.4	52486
敷地前歩道幅(2m以上の場合1.2m未満の場合0)	SIDE_WID	0.516	0	0	1	1	1
敷地前道路種別 (1:国道・州道(幹線道路)、0:市道)	ROADCLASS	0.222	0	0	0	0	1
取引地点の公共交通サービス水準 (1:最低水準、7:最高水準)	PTSQL	5.55	1	5	6	6	7
公園面積[1000m ²]	PARK_Area	6.55	0	0	2.02	7.81	117.8
飲食店の数	REST_NUM	2.13	0	0	0	2	258
樹木の本数[10trees]	TREE_NUM	7.85	0	2	5.6	11	53.9
当該箇所の人口密度[1000people/m ²]	POPDEN2021	6.09	0	1.78	3.68	8.21	42.4
当該箇所の該当の数[10lights]	LIGHT_NUM	8.11	0	4.1	6.6	9.9	124.8
道路面積[1000m ²]	PAVEMENT	21.8	6.49×10^{-5}	12.6	19.6	28.3	91.6
自動車の速度制限が30km/h以下の道路の歩行者向けスペースの面積(A)[1000m ²]	PAVEMENT_W	5.25	0	2.03	4.42	7.35	43.1
美観のよい舗装面積(B)[1000m ²]	PAVEMENT_BEA	0.384	0	5.55×10^{-3}	0.073	0.304	29.2
緑化された道路面(C)[1,000m ²]	PAVEMENT_GR	0.31	0	0	0.096	0.38	9.02
上記Aの全体の道路面積に対する比率	PAVEMENT_W_tempo30_ratio	0.373	0	0.322	0.389	0.454	1
上記Bの全体の道路面積に対する比率	PAVEMENT_AES_ratio	0.014	0	3.32×10^{-4}	3.67×10^{-3}	0.0132	0.483
上記Cの全体の道路面積に対する比率	PAVEMENT_GR_ratio	0.135	0	4.45×10^{-4}	0.0889	0.017	0.404
土地利用の多様性指数(HHI)[1000]	Landuse_HHI	4.35	1.08	2.66	3.74	5.59	10
高所得エリアのダミー変数	LUX_dummy	0.155	0	0	0	0	1

引地点について判断

○その他のデータ

- ・人口密度：取引地点が属する人口集計小単位の人口密度【政府統計データ】
- ・公共交通サービス水準：取引地点のオーストリア標準による公共交通サービス水準【表1-I】

なお最後のオーストリア標準による公共交通サービス水準は、オーストリア全土の鉄道とバスの駅・停留所を発着するサービスの種別と頻度によりI~VIIIの8段階に分類したうえで

(停留所クラス)、さらに停留所クラスと経路沿いの歩行距離に応じてA~Gとその外側(無印)の8段階にエリアを分類したものである。ウィーン市内は市街地のほぼ全域がA~Dに該当する。最高ランクのAを1に、最低ランクGを7と変換している。詳細については、Laa et al.(2022)を参照されたい。

2.3 推定に用いたモデル

広く用いられているヘドニック・アプローチを取り、以下の式でモデル推定を行なった。このうちYは被説明変数である1平方メートル

表4—モデル1 推定結果

モデル	モデル 1-1 (全データ)		モデル 1-2 (変数削減法)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	5.453	9.794	5.461	0.099***
敷地前道路種別	-0.059	0.034 †	-0.064	0.033 †
敷地前歩道幅	-0.011	0.013		
公園面積	-0.019	0.013	-0.013	0.013
飲食店の数	0.050	0.025*	0.049	0.025*
人口密度	0.052	0.019**	0.054	0.019*
街灯の数	0.023	0.023		
樹木の本数	0.025	0.016		
舗装道路面積	0.076	0.025**	0.106	0.019***
歩行者スペースの面積比率	0.010	0.015		
緑化された舗装面比率	0.022	0.014	0.023	0.014 †
美観の舗装面比率	0.037	0.016*	0.038	0.016*
土地利用の多様性	0.022	0.014	0.020	0.013
土地利用の固定効果	Yes		Yes	
区の固定効果	Yes		Yes	
建築規制の固定効果	Yes		Yes	
取引年の固定効果	Yes		Yes	
固定効果公共交通サービス水準	Yes		Yes	
土地種目の固定効果	Yes		Yes	
公共交通サービス水準と区の交差項	Yes		Yes	
決定係数(自由度補正済み)	0.3854		0.3852	
N	3376		3376	

注) 有意水準を示す記号は ***p < 0.001 ; **p < 0.01 ; *p < 0.05 ; †p < 0.1. である。

当たりの土地取引価格、 X は土地価格に影響を与える可能性のある説明変数のベクトル、 α および δ は推定する回帰係数、 μ は時間固定効果、 ϵ は誤差項である。

$$\log Y_{it} = \alpha + \delta X_{it} + \mu_t + \epsilon_{it}$$

モデルは、以下の3通りの推定を行なった。それぞれに対して、全説明変数での推定と、変数削減法で有意でない説明変数を順次削減して推定する2通りの方法で推定した。

[モデル1] すべての土地取引地点をまとめたデータを用いた推定

[モデル2] 建築規制により層化した推定 (I および II の低層建築物のみ建設可能なエリアと、III~VI の中高層建築物が建設可能なエリアで層化)

[モデル3] 実際の土地利用により層化した推定 (住宅と、商工業の土地利用に層化)

3 モデル推定の結果

表4にモデル1の推定結果を示す。モデル1-1はすべての説明変数で推定した結果、1-2は変数削減法で推定した結果である。

モデル1-1、1-2ともに有意な正の係数が、飲食店の数、人口密度、舗装道路面積、美観のよい舗装面積に対して推定され、さらに正の係数が幹線道路に面しているか否か(敷地前道路種別)に対して10%の有意水準で推定された。また変数削減を行なわなかったモデル1-1では、弱い正の係数が、緑化された道路面積

比について推定されたが、土地利用の多様性については有意ではない結果となった。

表5にモデル2の推定結果を示す。モデル2は、対象となる土地取引地点を、低層建築のみが許可されているエリア(建築規制I, II, III, IV)と、高層建築も可能なエリア(建築規制V, VI)に分けて推定したものである。モデル2-1と2-2は低層建築のみが可能なエリア、モデル2-3と2-4は中高層建築が可能なエリアで、先ほどと同様に全データと変数削減法での推定結果である。

モデル2の推定結果で特筆されるのは以下の3点である。第一は歩行に適した道路空間の比率(歩行者スペースの面積比率)が低層エリアでは正の係数が推定されているものの、中高層エリアでは負の係数の推定となっている点である。第二は、レストランの数(飲食店の数)は正の係数がモデル2-4(中高層エリア)に対してのみ10%の有意水準で推定されている点、第

表5—モデル2 推定結果（建築規制による層化）

モデル	低層建築のみが可能なエリア				中高層建築が可能なエリア			
	モデル 2-1 (全データ)		モデル 2-2 (変数削減法)		モデル 2-3 (全データ)		モデル 2-4 (変数削減法)	
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	5,511	23.00	5,530	13.33	5,670	0.204***	5,662	0.190***
敷地前道路種別	-0.059	0.040	-0.057	0.039	-0.040	0.067		
敷地前歩道幅	-0.011	0.014			-0.003	0.040		
公園面積	-0.029	0.014*	-0.032	0.014*	0.114	0.060 †	0.114	0.059 †
飲食店の数	0.066	0.057	0.077	0.057	0.052	0.032	0.050	0.029 †
人口密度	0.055	0.025*	0.058	0.024*	0.060	0.032 †	0.058	0.030 †
街灯の数	0.001	0.022			0.030	0.029		
樹木の本数	0.066	0.018***	0.075	0.017***	-0.097	0.043*	-0.090	0.043*
道路面積	0.031	0.030			0.145	0.044**	0.164	0.039***
歩行者スペースの面積比率	0.035	0.016*	0.038	0.016*	-0.054	0.027*	-0.056	0.027*
緑化された舗装面比率	0.018	0.015	0.018	0.015	0.001	0.045		
美観的舗装面比率	0.044	0.018*	0.044	0.018*	-0.010	0.037		
土地利用の多様性	0.033	0.015*	0.033	0.015*	-0.030	0.044		
土地利用の固定効果		Yes		Yes		Yes		Yes
区の固定効果		Yes		Yes		Yes		Yes
建築規制の固定効果		Yes		Yes		Yes		Yes
取引年の固定効果		Yes		Yes		Yes		Yes
固定効果公共交通サービス水準		Yes		Yes		Yes		Yes
土地種目の固定効果		Yes		Yes		Yes		No
公共交通サービス水準と区の交差項		Yes		Yes		Yes		Yes
決定係数(自由度補正済み)		0.3026		0.3028		0.3892		0.3933
N		2594		2594		782		782

注) 有意水準を示す記号は *** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$ である。

三は土地利用の多様さ（土地利用の多様性）はモデル2-1と2-2の低層建築のみのエリアで正の係数が推定されている点である。

表6にモデル3の推定結果を示す。先ほどのモデル2は土地利用規制、特にウィーンで用いられている建物の高さ規制に応じて分類したもののだが、モデル3は実際の土地利用を基にして分類したものである。モデル3-1と3-2は住宅地域のデータ、モデル3-3と3-4は商工業地域のデータで推定した結果である。モデル1、2の場合と同様に全データでの推計結果と変数削減法による結果を示している。なお商工業地域のデータはサンプルとなる取引データの数が257件とやや少なく、この点は注意を要する。

モデル3の結果で特記すべきことは、土地利用の混合度合い（土地利用の多様性）は、住宅地区では正の係数が推定されているが、商工業地域では負の係数が推定されている点である。

HHIは単一の土地利用が独占する程度を表すため、指数が大きいほど土地利用が単調であることを示す。したがって、住宅地では土地利用が多様なほど土地取引価格は減少し、商工業地域では土地利用が多様なほど土地取引価格は増加することが結果から示唆される。また、近隣のレストランの数（飲食店の数）は住宅地でのみ正の係数の推定となっている。

4 考察とまとめ

本研究のモデル推定結果からはさまざまな示唆を得ることができる。ウォークアビリティ向上に資する要素は、基本的に土地取引価格にプラスに反映されている点であるが、この点は直観とよくあう。しかし、特に重要な示唆は、その評価の大小は地域の状況によって異なっている可能性があるという点である。モデル2や3の推定結果は、2～3階建て程度の低層建築物の

表6—モデル3の推定結果（土地利用による層化）

モデル	住宅地域				商工業地域			
	モデル 3-1 (全データ)		モデル 3-2 (変数削減法)		モデル 3-3 (全データ)		モデル 3-4 (変数削減法)	
変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(切片)	5.621	0.086***	5.639	0.086***	5.327	3.449	5.509	0.160***
敷地前道路種別	-0.075	0.044 †	-0.072	0.043 †	0.064	0.110		
敷地前歩道幅	-0.027	0.016 †	0.024	0.016	-0.016	0.051		
公園面積	-0.029	0.018			0.212	0.144	0.118	0.102
飲食店の数	0.088	0.046 †	0.131	0.046**	-0.092	0.304		
人口密度	0.025	0.022*			0.036	0.106	0.111	0.073
街灯の数	0.051	0.039			0.148	0.203		
樹木の本数	0.049	0.019**	0.070	0.017***	-0.160	0.120	-0.080	0.087
道路面積	0.037	0.032			-0.031	0.118		
歩行者スペースの面積比率	0.025	0.021			0.001	0.035		
緑化された舗装面比率	0.045	0.015**	0.048	0.014***	-0.010	0.050		
美観的舗装面比率	0.019	0.022	0.035	0.021 †	-0.096	0.160		
土地利用の多様性	0.037	0.016*	0.049	0.015**	-0.140	0.055*	-0.208	0.054***
土地利用の固定効果		Yes		Yes		Yes		No
区の固定効果		Yes		Yes		Yes		No
建築規制の固定効果		Yes		Yes		Yes		Yes
取引年の固定効果		Yes		Yes		Yes		Yes
固定効果公共交通サービス水準		Yes		Yes		Yes		No
土地種目の固定効果		Yes		Yes		Yes		No
公共交通サービス水準と区の交差項		Yes		Yes		Yes		No
決定係数		0.4296		0.4264		0.4855		0.4788
N		2157		2157		257		257

注) 有意水準を示す記号は *** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$ である。

みから構成されるエリアと、それ以上の中高層建築物の建設が可能なエリアでは、評価のされ方が異なっていることを示唆している。同様に、住宅地と商工業地域でも評価のされ方が異なることが示唆される。

特に、道路空間の歩きやすさを示す、道路面積、歩行者用の道路面積の比率、緑化や美観のよい舗装面積比率を例にとると、低層建築物のみが許可されるエリアや、住宅地区のほうが、土地取引価格の中でより高く評価される傾向がみられる。また樹木やレストランなどの都市アメニティについても同様である。このようなウォークビリティの要素はさまざまな既往の研究が指摘する要素であるが、ウィーンでは主に低層の住宅地でより高く評価される傾向があることを本研究の結果は示唆している。一方で中高層建築が可能なエリアについては、公園面積や道路面積が取引価格に対してプラスの影響を与

えており、不動産取引における周辺環境の評価にあたって高層階からの眺望などの異なる視点が加わることや、ウォークビリティの評価自体に対しても、近隣の街路だけでなくより広域の道路や公園まで足を延ばすなど、低層建築居住者と中高層建築居住者との間での異なるライフスタイルが影響している可能性が考えられる。

土地利用の多様さでも同様であり、モデル3-1と3-3の結果からは、住宅地では単一の土地利用のほうがより高く評価され、商工業地では混合的土地利用のほうがより高く評価されていることが示唆される。この結果は一見すると、土地利用が多様で混合的な街区のほうが住民のウォークビリティが増すという既往の文献と整合しないように思われる。しかし本研究における被説明変数は単位面積当たりの土地取引価格であり、混合的土地利用のマイナスの側面、例えば騒音や振動、あるいは人通りの多さといっ

た影響の可能性が、住宅地においてより強く不動産取引価格に反映されている可能性が考えられる。

また、飲食店の数はウォークビリティの文脈でさまざまな文献で指摘される事項の一つであるが、これもやはり低層・住宅地でより土地取引価格に強く反映される傾向が示唆された。ウィーンでは低層建築物のみのエリアは主に住宅地域であり、中高層建築物の建設が可能なエリアは、集合住宅として住宅地域となるケースもあるが、その場合でも低層階は店舗やオフィスなど、中高層のフロアを住宅とするといった混合的な使われ方となることが多い。その意味で、既往の研究などでウォークビリティの要素として挙げられているものが、低層・住宅地という文脈に比較的特化しているものである可能性が指摘されよう。ウォークビリティ向上が最初に課題となり研究対象となったのは、都市密度がヨーロッパや東アジアと比べて低く、戸建て住宅が広がる低層な地区が多い北米であり、その環境が影響している可能性も考えられるだろう。

ただし、この研究で取り扱ったのはあくまで土地取引における評価であり、中高層建築物からなる都市ではウォークビリティの高さが別の形で評価されている可能性も考える必要がある。特に、ウォークビリティとの関連では、本稿で紹介する研究と時期を同じくして大きく進展した「15分都市」(主に欧州)あるいは「20分都市」(主に豪州)の議論がある。ここでの議論の中心になるのはMoreno(2020)などにあるように、さまざまな都市機能への近接性、多様な人々の共生・混在性、適度な都市施設や緑地・樹木などの密度、そしてデジタル技術も駆使した各種サービスの遍在性といった点である。また、交通の観点からは施設やサービスのアクセシビリティに重点を置いた政策的議論も、本研究と時期を同じくして進んだ(ITF 2024)。いずれも不動産の取引に当たって考慮される事柄ではあるが、これらとの関連は将来のさらなる研究課題であろう。

また、本研究は更地の土地取引のデータを用いており、建物付き取引や賃貸の価格は含まれていない。したがって購入者の評価はあくまで建物を建てる前の時点での評価であることには留意する必要がある。建物付き取引や賃貸の価格は今後の課題であり、データの整備や公開がなされるかどうかにかかっている。また、本研究は歴史が長く、高層建築が比較的厳しく制限されているウィーンを対象としたが、近年急速に高層化が進んだアジアの大都市など、建築や交通の形態が異なる地域を対象とした分析も将来の研究課題である。

参考文献

- Banister, D.(2008) "The Sustainable Mobility Paradigm," *Transport Policy*, Vol.15(2), pp.73-80. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2007.10.005>
- Baobeid, A., M. Koç, and S. G. Al-Ghamdi (2021) "Walkability and Its Relationships with Health, Sustainability, and Livability: Elements of Physical Environment and Evaluation Frameworks," *Frontiers in Built Environment*, 7. <https://doi.org/10.3389/fbuil.2021.721218>
- ITF (2024) *Sustainable Accessibility for All*, OECD Publishing, Paris.
- Laa, B., T. Shibayama, T. Brezina, T. S. Schönfelder, D. Damjanovic, El. Szalai, and M. Hammel (2022) "A Nationwide Mobility Service Guarantee for Austria: Possible Design Scenarios and Implications," *European Transport Research Review*, Vol.14(25). <https://doi.org/10.1186/s12544-022-00550-5>
- Miwa, N., T. Shibayama, and K. Tajima (2024) "Exploring Government Open Data: Understanding Contributions of Better Walkability to Real Estate Pricing," *Sustainable Transport and Livability*, Vol.1(1). <https://doi.org/10.1080/29941849.2024.2310299>
- Moreno, C.(2020) *Droit de cité: De la « ville-monde » à la « ville du quart d'heure »*, Editions de L'Observatoires.(邦訳:カルロス・モレノ著『15分都市——人にやさしいコンパクトな街を求めて』小林重裕訳、柏書房、2024年)
- 一ノ瀬友博+国際交通安全学会ウォークブルなまち研究会編(2025)『ウォークブルなまちを評価する』鹿島出版会。

時空間地球統計モデルによるヘドニック 不動産価格推定

武藤祥郎・菅澤翔之助・鈴木雅智

はじめに

ヘドニック推定を用いて不動産価格を説明するモデルについては、Rosen (1974) らが定式化したヘドニック・モデルの理論的基盤に基づき多くの研究が行なわれてきた。Kanemoto (1988) が当時のこうしたヘドニック・アプローチの性質を「特に魅力的」と表現しているように、潜在的な理論的・実証的バイアスが多くの注意が必要ではあるものの、インフラ整備や環境変化、不動産価格に影響を与えるその他の要素を含む説明変数から一定の効果を抽出することが行なわれてきた。

本研究¹⁾は、説明変数の係数と時空間分散共分散行列の推定を行なうことを通じ、推定されたヘドニック・モデルにおける不動産価格の予測性能を向上させることに成功した。その主要な戦略は、推定モデルに「空間効果」を組み込み、説明変数の説明できない効果が空間的な近接性と相関している可能性があることを利用している。

1960年代後半から1970年代にかけて、このような空間的相互作用を探るための統計学の研究が進んだ。例えば、Ord (1975) は、空間的自己相関の存在を仮定し、空間的重み行列を介してある出力を推定するために最尤推定量を使用している。Jean Paelinck 教授は「空間計量経済学」という言葉を作り、空間計量経済モデルを規定するための原理を指摘した (Paelinck 1978)。彼は教科書の中で、空間的自己相関を

組み込んだ仕様推定を公表し、いくつかの実証結果も載せている。そして、ここ数十年の空間自己相関の分析における急速な進歩に見るように (Anselin and Bera 1998, LeSage and Pace 2009 など参照)、空間自己相関を考慮した分析手法は、多くの研究分野で登場し、蓄積されてきた。

これらの手法はヘドニック不動産価格分析にも適用されており、GLS や最尤法、あるいは説明変数や誤差項に関する統計的仮定に適した他の方法を用いて推定した空間重み行列を適用するなどの手法を取ってきた²⁾。

本研究では、これらいわゆる「空間計量経済モデル」とは異なり、「地球統計学」(Geostatistics) と呼ばれるモデルを採用している。地球統計学は、その名前が示すように、もともとは地球科学で使われていたものであるが、最近では生態学や健康科学など他の自然科学にも応用されている³⁾。

不動産価格データの特徴の一つは、政府統計のように一度に把握できないことである。その代わりに、取引は一定の地理的エリアと時間枠の中で空間的にも時間的にもランダムに発生し、取引ごとに別々に記録される。本研究では、時空間ウェイト行列に基づくヘドニック不動産価格分析を実施し、さまざまな場所や時点で発生する不動産取引における分散共分散関係を明示的にモデル化し、データ中の他の場所や期間に適用することに成功した。

ヘドニック価格分析におけるもう一つの課題



左から
武藤祥郎（むとう・さちお）／1973年神奈川県生まれ。東京大学経済学部卒。UC Irvine 校 Ph.D. (経済学)。2025年6月現在、国土交通省都市局国際・デジタル政策課長。
菅澤翔之助（すがさわ・しょうのすけ）／1990年千葉県生まれ。慶應義塾大学理工学部卒。東京大学経済学研究科論文博士、博士（経済学）。現在、慶應義塾大学経済学部准教授。
鈴木雅智（すずき・まさとも）／1991年岐阜県生まれ。東京大学工学部卒。東京大学大学院工学系研究科博士課程修了、博士（工学）。現在、横浜市立大学データサイエンス学部准教授。

は、予測値の確率的分布である。つまり、不動産価格が統計的に推定・説明できたとしても、決定論的な予測値を得ることは不可能である。言い換えれば、推定されたモデルに基づいて予測を行なう場合には、必ず一定の確率分布が存在するが、このような確率分布を適切に推定するため、ベイズ MCMC 推定を用いて地球統計モデルを推定し、対象となるパラメータの事後確率密度を求めることを可能にした⁹⁾。

これを基に、ベイズ・クリギングとして知られる空間補完の手法により、推定モデルから導かれるサンプルの外の地点における不動産価格の確率分布を予測することができる。

さらなるメリットとして、本研究で推定されたパラメータの事後確率密度を「空間減衰率」に直接変換することができ、データセットにおける不動産価格とさまざまな空間距離の相関を示すことが可能となっている。

本稿の構成は以下の通りである。第1節では、本研究で採用した時空間地球統計モデルを定式化し、不動産価格分析の推定を可能にするスケールパラメータを導入する。第2節では、データの性質を理解するために必要なデータと地域的背景について述べる。第3節では結果を推計する。推定されたモデルのある特徴については、特定のデータセットに関連して紹介・分析されているが、このモデルは他の不動産市場における多くの設定に適用することができる。このような拡張可能性については、結論の節で述べる。

1 地球統計学による推定モデル

地質学をはじめとする地球科学の分野では、誤差項の相関を調整するのではなく、潜在的な空間的不均質性を表現するために空間効果を介して統計モデルに地理的情報を組み込み、空間的自己相関のもとで関心のある未観測変数の推定を扱う。Gelfand et al. (2003) および Banerjee et al. (2014) に従い、本研究では空間効果を用いた以下の回帰モデルを採用した。

$$y = X\beta + \omega + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、

$$\varepsilon \sim N(0, \tau^2 I_n) \quad \omega \sim N(0, \sigma^2 H(\phi, \delta))$$

$$y = (y_1, \dots, y_n)^T$$

は不動産価格の n 次元ベクトル、 X は説明変数の $n \times p$ 行列、 I_n は $n \times n$ の恒等行列、 ε と ω はそれぞれ相互に独立な誤差項と時空間効果である。そして $H(\cdot)$ は時空間相関行列で、 (i, j) 要素は空間相関 $\rho_S(s_i - s_j; \phi)$ と時間相関 $\rho_T(t_i - t_j; \delta)$ を含む。

ここで ρ_S は、未知の範囲パラメータ ϕ を含み、典型的な相関関数のオプションには、以下のようなガウス相関 ρ_{SGU} などがある。

$$\begin{aligned} \rho_{SGU}(s_i - s_j; \phi) \\ = \exp(-||s_i - s_j||^2 / \phi^2) \end{aligned} \quad (2)$$

同様に、取引に関する時間的情報に対応するため、未知の時間範囲パラメータ δ を追加導入し、同様のガウス相関 ρ_{TCU} としては、

$$\rho_{TCU}(t_i - t_j; \delta) = \exp(-|t_i - t_j|^2 / \delta^2) \quad (3)$$

などが定義される。

このように、 $H(\cdot)$ の(i, j)要素は、範囲パラメータ ϕ と δ 、つまり、それぞれ地理的差異と時間的差異に対する重みを表すものであり、ある二つの取引において、時間的距離が大きくなると相関の度合いは小さくなる。また、同時刻の取引であっても、空間的距離が大きくなると相関の度合いは小さくなることを示す⁵⁾。

(1)式において、 ω は空間効果と時間効果のベクトルであり、 y の限界分布は $N(X\beta, \tau^2 I_n + \sigma^2 H(\phi, \delta))$ である。(1)式を推定するためには、MCMCによるベイズ手法が広く採用されており(例えば、Banerjee et al. 2014)未知のモデルパラメータ $(\beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta)$ の事前分布を導入した後、未知パラメータの事後分布は次のように与えられる。

$$\pi(\beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta | y) \propto \pi(\beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta) p(y; X\beta, \Sigma) \quad (4)$$

ここで $\pi(\beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta)$ は事前分布であり、 $p(y; X\beta, \Sigma)$ は $N(X\beta, \Sigma) \Sigma = \sigma^2 H(\phi) + \tau^2 I_n$ の確率密度関数である⁶⁾。

未知のパラメータ $(\beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta)$ の事後標本を生成するMCMCアルゴリズムは、 β と $(\sigma^2, \tau^2, \phi, \delta)$ の完全条件付き分布から無作為標本を反復的に生成することからなる。ここで β の完全条件付きは、次式で与えられる。

$$\beta | \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta, y \sim N(D_\beta d_\beta, D_\beta) \quad (5)$$

ここで、 $D_\beta = (X\Sigma^{-1}X' + V_\beta^{-1})^{-1}$

$$d_\beta = X\Sigma^{-1}y + V_\beta^{-1}\beta_0$$

$\sigma^2, \tau^2, \phi, \delta$ の完全条件付き分布の対数値は以下の通りであり、これらは、ランダム・ウォークMetropolis-Hastings (MH) アルゴリズムを実行して生成される。

$$\begin{aligned} & -\frac{1}{2} (y - X\beta)^T \\ & \propto \log \pi(\sigma^2, \tau^2, \phi, \delta) - \frac{1}{2} \log |\Sigma| \\ & - \frac{1}{2} (y - X\beta)^T \Sigma^{-1} (y - X\beta) \end{aligned} \quad (6)^7$$

また、空間誤差項 ω の事後標本は以下の条件付き分布から生成される。

$$\omega | \beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta, y \sim N(D_\omega d_\omega, D_\omega),$$

ここで、

$$\begin{aligned} D_\omega &= (\sigma^{-2} H(\phi, \delta)^{-1} + \tau^{-2} I_n)^{-1} \\ d_\omega &= \tau^{-2} (y - X\beta) \end{aligned} \quad (7)$$

2 データ

本研究では、東京都心から南へ50kmに位置する横須賀市の不動産データを用いた。横須賀市は、東西約7.1km、南北約6.5kmの菱形のコンパクトな市域にさまざまな住宅地が存在する。

データを用いる地域としての横須賀市の特徴は、市域における不動産価値の多様性にある。具体的には、市の一部は、「谷戸」と呼ばれる丘陵地の一角であり、住宅地への車でのアクセスが困難となっているほか、空き家が多く発生している。他方、市の西端には、新しく形成された高級住宅団地があり、公共施設や研究所もあるほか、東京湾岸の一部では、子育てに適した住環境が整っている。

本究では、不動産業者向けのデータベースである不動産情報ネットワークシステム(REINS)から提供された、物件情報を共有する戸建て住宅の物件レベルの取引データを使用した。本分析では、2016年から2019年の間に購入・売却された新築・中古一戸建て住宅のデータを用い、サンプルサイズは合計1136件である。表1⁸⁾はサンプル全体の要約統計であり、価格、各取引建物の築年数や建物・床面積などの物件固有の特徴が含まれている。

データは、物件レベルの空間変数として、最寄り駅へのアクセス等に関する変数を用いたほか、1960年代から2010年代までの各年代の居住密集地区(DID)における開発の建設期間を詳細に示すデータを含む。また、災害リスクを表す指標として、土砂災害と一定レベルの津波浸水のリスク範囲情報が含まれている⁹⁾。

3 推定結果

3.1 説明変数の係数の推定

OLSモデルと地理統計モデルを比較するた

表1—物件に係る記述統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
取引価格[万円]	2358.770	1096.485	110.000	8500.000
経度	139.670	0.033	139.592	139.736
緯度	35.252	0.026	35.193	35.321
新築ダミー	0.367	0.482	0.000	1.000
物件築年数[年]	15.934	15.525	0.000	49.000
床面積[m ²]	101.338	28.788	43.740	357.480
土地面積[m ²]	160.648	190.204	43.250	4785.790
登録取引日(年換算)	2.088	1.111	0.000	3.973

めに、前節で述べたデータを用いて、横須賀市の戸建て住宅の取引価格を説明変数として推定した結果が表2¹⁰⁾である。

説明変数の係数の事後標準誤差を見ると、地球統計モデルの係数の事後標準誤差は、物件レベルの空間変数(地区レベルの変数と駅までの徒歩時間を含む)のOLS推定よりも大きい。このように、空間的に相関があると考えられる空間効果のある説明変数のOLSによる標準誤差が大きくなる傾向は、そのような変数のヘドニック推定係数の標準誤差が、空間的な自己相

関を考慮しない場合に過小評価される可能性があることを反映している。築年数、床面積、土地面積のような物件固有の説明変数に関しては、そのような過小評価は観察されていない。

3.2 地球統計学に基づくベイズ・クリギングと標本外予測

地球統計モデルは、説明変数の効果と時空間効果を別々に判断することで、統計的に健全なモデルを提供するのに有効である。このモデルは、不動産鑑定評価など、予測の確からしさが問われる場面で特に有効である。具体的に言うと、ベイズMCMCを用いて推定された地球統計モデルは、データと比較的非情報的(Non-informative)な事前分布を条件として、さまざまな形の事後密度、つまり確率的な密度を提供する。

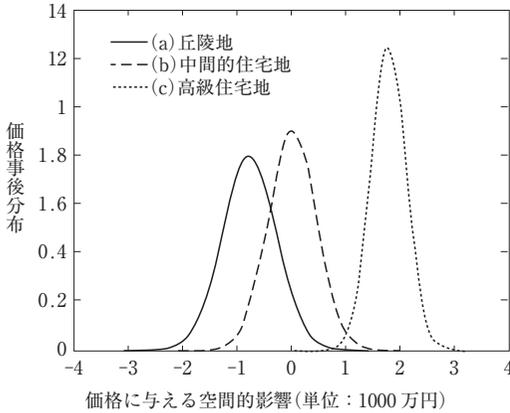
こうした推定の有用なアウトプットの一つと

表2—サンプル内推定の結果・パフォーマンス

(サンプルサイズ:1136)

説明変数	モデル(1)				モデル(3)				モデル(5)			
	OLS		地球統計モデル		OLS		地球統計モデル		OLS		地球統計モデル	
	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差
個別不動産の特性変数												
新築住宅	-0.112	(0.106)	0.079	(0.085)	0.039	(0.080)	0.078	(0.092)	0.037	(0.080)	0.063	(0.097)
不動産の築年数[年]/10	-0.744	(0.087)	-0.661	(0.069)	-0.675	(0.067)	-0.655	(0.076)	-0.694	(0.067)	-0.684	(0.081)
(不動産の築年数[年]/10) ²	0.076	(0.017)	0.062	(0.013)	0.065	(0.013)	0.062	(0.015)	0.068	(0.013)	0.067	(0.016)
床面積[m ²]/100	0.289	(0.024)	0.205	(0.021)	0.160	(0.019)	0.178	(0.023)	0.169	(0.019)	0.189	(0.024)
(床面積[m ²]/100) ²	-0.003	(0.001)	-0.003	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.002	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.002	(0.001)
土地面積[m ²]/100	0.141	(0.027)	0.164	(0.022)	0.204	(0.036)	0.181	(0.041)	0.189	(0.036)	0.167	(0.043)
(土地面積[m ²]/100) ²	-0.004	(0.001)	-0.004	(0.001)	-0.009	(0.002)	-0.007	(0.002)	-0.008	(0.002)	-0.006	(0.002)
登録取引日(年換算)	-0.004	(0.023)	-0.010	(0.018)	0.007	(0.014)	0.007	(0.019)	-	-	-	-
最寄りの駅までの徒歩時間[分]	-0.025	(0.004)	-0.020	(0.006)	-0.033	(0.006)	-0.031	(0.008)	-0.035	(0.006)	-0.031	(0.008)
最寄りの駅までのバス(仮)	-0.393	(0.071)	-0.421	(0.128)	-0.685	(0.132)	-0.666	(0.166)	-0.724	(0.133)	-0.677	(0.170)
地域変数												
津波浸水リスク(3メートル超)	-	-	-	-	-0.096	(0.108)	-0.002	-0.135	(0.011)	-0.108	0.034	(0.139)
土砂災害リスク	-	-	-	-	-0.101	(0.041)	-0.110	-0.049	(0.088)	-0.041	-0.095	(0.052)
開発年代	No		No		Yes		Yes		Yes		Yes	
年月次ダミー	No		No		No		No		Yes		Yes	
地区ダミー	No		No		Yes		Yes		Yes		Yes	
地区レベル変数	No		No		Yes		Yes		Yes		Yes	
定数項	0.822	(0.190)	1.377	(0.191)	1.905	(0.297)	1.847	(0.427)	1.880	(0.307)	1.852	(0.442)
誤差構造の説明変数												
τ	-	-	0.224	(0.024)	-	-	0.159	(0.029)	-	-	0.174	(0.031)
σ	-	-	0.710	(0.030)	-	-	0.542	(0.027)	-	-	0.533	(0.022)
ϕ	-	-	3.521	(0.518)	-	-	1.395	(0.323)	-	-	1.188	(0.227)
δ	-	-	9.957	(3.716)	-	-	4.848	(1.832)	-	-	3.498	(2.771)
予測値の性能												
R ² (サンプル内)	0.617		0.990		0.850		0.998		0.857		0.997	
MSE(サンプル内)	0.460		0.012		0.180		0.003		0.171		0.004	

図1—各地点における価格事後分布



して、あるサンプル外の点 (k_0) における未観測の空間効果 (ω_{k_0}) の条件付き分布であり、これは以下の式で定義される。

$$\omega_{k_0} | \omega, \beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta, y \sim N \left(\begin{matrix} z_{k_0}(\phi, \delta)^T H(\phi, \delta)^{-1} \omega, \\ \sigma^2 - \sigma^2 z_{k_0}(\phi, \delta)^T H(\phi, \delta)^{-1} z_{k_0}(\phi, \delta) \end{matrix} \right) \quad (8)$$

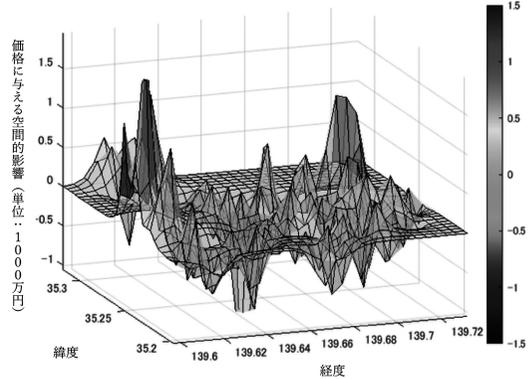
したがって、Banerjee et al.(2014) と同様に ω_{k_0} の事後平均値が導かれる。

$$E[\omega_{k_0} | \omega, \beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta, y] = \sigma^2 z_{k_0}(\phi, \delta) \Sigma^{-1} (y - X\beta) \quad (9)$$

(9)式を用いれば、空間効果 (ω_{k_0}) の値は、空間的、時間的データ点を問わず求めることができるが、ここでは時点を2019年末という期間に固定したうえで、地点の緯度経度情報を用いて、特定地点の ω_{k_0} の事後分布を求めると、図2に示すように、(a) 丘陵地、(b) 中間住宅地、(c) サンプル南西端の高級住宅地の特定地点が示される。

この図は、説明変数では説明できない空間情報の効果を示している。各場所における事後密度の予測値の平均値だけでなく、事後密度の確率分布を統計的に整合的に示している。すなわち、同じ特性（築年数、建物規模、土地面積、交通の便などの属性）を持つ物件が各取引で評価され、図1に示した事後分布の最頻値によれば、高級住宅団地の住宅は約1780万円のプレミアムを、丘陵地の住宅は約800万円のディスカ

図2—空間効果のサーフェス・プロット



ントを与える。

このような事後密度は、標本領域内またはその近傍のどの場所でも導出できるため、この分布とその平均値は、不動産取引データの首尾一貫した情報を使って、特定の物件の不動産価格を推論したい個人や専門家にとって有用である。また、複数の場所における不動産の確率的分布について、統計理論的整合性を持って組み合わせることが可能であり、例えば、特定の地域で複数の不動産を管理する金融機関がしばしば実施する大量評価に有用である。

不動産価格における空間的効果を識別するのに役立つ可能性のあるもうひとつの指標は、(9)式で定義された誤差構造の事後平均を用いて、格子点のKriged値から導かれるサーフェス・プロットである。図2に示すように、事後平均のサーフェス・プロットを導き出すことができる。ここで図示されているものは、物件・地域固有の変数（徒歩距離、バスアクセス、築年数、床・土地面積）では説明できない不動産価格の割増・割安価格の状況を示す。つまりこの数値は、近隣環境の良し悪しを示すものということができ、日本の不動産関係者の間では「地位(ぢぐらい)」と呼ばれることもあるが、これを視覚的に図示できていると考えられる。

(9)式で定義される ω_{k_0} がもたらすさらなる有用な指標としては、 ω_{k_0} の事後分布を用いることにより、推定された係数と誤差構造変数を用

表3—サンプル外推定結果

推定モデル	モデル(1)		モデル(2)		モデル(3)	
	OLS	地球統計モデル	OLS	地球統計モデル	OLS	地球統計モデル
R ² (サンプル内)	0.603	0.987	0.653	0.989	0.861	0.997
MSE (サンプル内)	0.474	0.015	0.414	0.013	0.165	0.004
R ² (サンプル外)	0.647	0.728	0.694	0.734	0.682	0.695
MSE (サンプル外)	0.432	0.333	0.375	0.326	0.389	0.373
年月次ダミー	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
地区ダミー	No	No	No	No	Yes	Yes
地域変数	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes

いて、標本外予測を行なうこともできることである。

具体的には、観測データが持つ地域・時点の外においても、一定の予測を提供することができ、表3が示すように、2016～2018年のデータを用いて2019年の観測結果を予測した結果、地理統計モデルは、より高い決定回数とより小さいMSEを示し、一定の優れた予測を提供している¹¹⁾。

3.3 関連の空間減衰率

空間的自己相関を考慮した誤差構造変数(φ)を推定した結果、不動産価格の空間的・時間的相関を測定するための空間減衰率を導出することができた。具体的には、空間減衰率(D_s)は以下の式から導かれる。

$$D_s = \exp(-d/\phi) \tag{10}$$

ここで、dは地理的距離(km)を表す。

図3は事後平均値の曲線を実線で示したものであり、地理的距離と時間差について、事後密度から求めた10%タイル値と90%タイル値を破線で示す。

この結果によると、不動産価格の空間相関は、200m離れたデータ点付近で0.5まで減少する。そして、この空間的な価格相関は約600mで0.1以下となるが、逆にいえば、ある不動産の価格の近隣のデータを把握する場合、少なくとも600m以内のデータが必要であると言える。こうした不動産価格の距離に応じた相関の減衰率

は、不動産の価格比較のために「近傍類似地」の取引データを定期的に収集する鑑定士にとって有用であると考えられる。

3.4 分析の限界と今後の拡張可能性

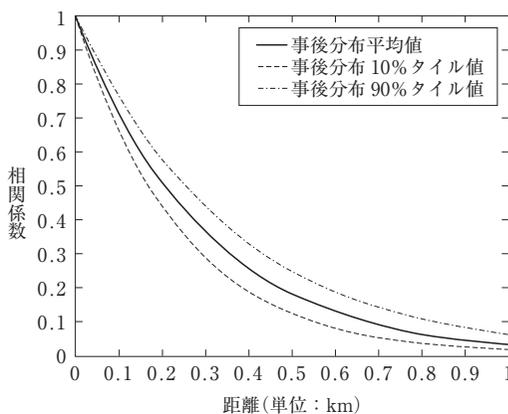
本稿では、不動産価格分析における地球統計モデル

の適用可能性と有用性を分析し、本稿のモデルが係数の推定、予測の実施、時空間相関の測定に関して、統計的整合性をもって、実務的に有用なさまざまな値が得られることがわかった。

他方、この分析手法の主な限界はその計算負荷である。本研究で使用したデータには1136個のデータ点が含まれており、この分析に必要な地理行列は1136×1136個の正方行列であることを示唆している。ベイズ的MCMC推定は、より大きな数の推定を実行するためかなりの時間を必要とするため、サンプルサイズがわれわれのデータセットよりも大幅に大きくなった場合、このような分析は通常のパーソナルコンピュータでは困難か、実行不可能となる。

現在のところ、本稿における分析は、約1000データポイントまでの比較的少量のデータを扱うためのものであると言えるが、さらに多量のデータを用いる場合には、予測ガウス過程

図4—空間的減衰率



(Banerjee et al. 2008等) や最近接ガウス過程 (Datta et al. 2016) を用いるべきである。

4 結論

本研究では、説明変数と空間的に自己相関のある誤差構造を用いて不動産価格を説明する地理統計モデルを開発した。推定はベイズMCMC法とギブスサンプリング、そしてメトロポリス・ヘイスティングス (MH) 法を用いて行なわれた。この種の推定は、特に分散・共分散行列の行列式がしばしば極端に大きな値や小さな値をとるなど、計算上の困難に直面することが多いが、われわれは、行列式の値を計算可能な値の範囲内に調整するスケール調整パラメータを提案し、不動産取引のデータを用いて時空間地理統計モデルの推定を可能にした。

本研究では、横須賀市の戸建住宅の取引データを用いて空間的自己相関を考慮したモデルを適用した結果、いくつかの知見が得られた。第一に、空間的自己相関を考慮しない場合、OLSにおける空間的効果を持つ説明変数の係数はOLSの標準誤差を過小評価する可能性があることである。第二に、推定された地理統計モデルを用いて、標本内予測の予測性能を確認したところ、予測値と実測値の誤差が大幅に改善された。また、サンプル外予測性能を調べたところ、予測値のMSEは実測値と比較して一定程度改善された。

このように、推定されたモデルは、不動産価格に対する空間的効果を抽出することにより、将来や地域データの無い地点における不動産価格の推定精度を向上させることができ、さらに、統計学的に適切な確率分布を導き出すことができる。第三に、空間相関の距離との関係では、本推定モデルでは、不動産価格の影響が600m未満の比較的狭い範囲の物件に及んでいることを示している。このような数値は、周辺地域の取引事例を収集し、データの重要性を判断する鑑定士や不動産業者にとって重要な指標となる。

本稿における分析モデルは、非常に柔軟でありさまざまな種類のヘドニック不動産価格分析に適用できる可能性を持つ。実際のところ、地理的空間は不動産価格に大きな影響を与えるものであり、この事実は現代の技術をもってしても変わることはないと考えられ、その重要性はさらに検討が深められるべきである。そうしたなかで、本稿のような自己相関のある空間・時間の構造分析が可能な地理統計モデルを用いて行なわれるヘドニック分析は、近い将来大きく進歩することが期待される。

注

- 1) 本稿は、Muto et al.(2023b) における研究成果を基に作成されている。本研究の実施に当たっては、東京大学 CREI で開催されたワークショップにおいて、柳川範之先生、浅見泰司先生、林正義先生、山崎俊彦先生、南川しのぶ氏をはじめとした参加者の皆様から貴重なご意見をいただいたほか、REINS から不動産データを提供いただいた。また、本研究は、東京大学空間情報科学研究センターにおける共同研究プログラム第1075号の支援を受けて実施された。また、著者のうち武藤祥郎は、国土交通省所属であるが、本稿に記載された見解は著者の個人的なものであり、政府のいかなる政策や立場を反映するものではない。
- 2) 例えば、Basu and Thibodeau (1998) による研究では、Kriged EGLS と呼ばれる推定モデルを用いて住宅価格を予測したところ、8つのサブマーケットのうち6つでOLS法を上回る優れたパフォーマンスを示した。Case et al.(2004) は、提案された推計モデルを用いて不動産価格の推計コンペを行なったが、他の空間計量モデル (空間ダービンモデル) の性能は、OLSと比較してさして向上していないという結果となった。Cheung et al.(2021) は、加重最小二乗法を用いて空間的自己相関を考慮した住宅賃貸市場の自動評価モデル (AVM) の開発まで分析を拡張している。
- 3) 社会経済分野への地球統計学の応用に関する先行研究として、Muto et al.(2023a) があり、モンテカルロ実験と実データを用いた場合、パネルデータ回帰の文脈でサンプル内予測を大幅に改善し、サンプル外予測性能も改善できることを示した。
- 4) 日本においても例えば、Tsutsumi et al.(2011) など、地球統計学などを用いて不動産価格の推定を扱った先行論文がいくつかある。これらの著者らは、時空間共分散関数を持つヘドニック・モデルをOLSと重み付き最小二乗法で推定し、不動産価格のマッピングや可視化に用いている。彼らの研究意図は本分析と一致する部分もあるが、彼らの方法は時空間

- 共分散に比較的限定された形式を用いている。さらに、彼らのモデルは、時空間共分散の推定パラメータの分布を検索することなく、不動産価格と時空間共分散のパラメータの点推定値を導出している。
- 5) 本稿では、推定の安定性が最も良い組み合わせとして指数距離については指数相関 ρ_{SE} 、時間距離についてはガウス相関 ρ_{TG} を用いた推定結果を報告する。
 - 6) 本研究のMCMC推定を通して、 β の事前分布は $N(\beta_0, V_\beta)$ とし、 $\beta_0=0, V_\beta=1,000$ とする。また、 σ, τ, ϕ と δ の誤差構造の事前分布は逆ガンマ事前分布 (IG (1,1)) を用いる。
 - 7) サンプルサイズが大きい場合、(6)式の $|\Sigma|$ が極端に小さい値(ゼロに近い値)や大きな値をとるため、研究者は上記のMHアルゴリズムがうまく機能しない状況に遭遇することがある。MHアルゴリズムによって行列式が無限大またはゼロと評価された場合、コンピュータを使用して、提案密度の採否を判断することは不可能である。そこで、MHアルゴリズムに(7)式のプロポザル密度を推定する際のスケールチューニングパラメータを含めることで、この問題を克服した。詳細は Muto et al. (2023b) を参照。
 - 8) 物件特性に関するデータのみを掲載(他の変数は Muto et al. (2023b) の Table 1 を参照のこと。データ中、「登録取引日」のデータは、データ上最も古い取引からの日数を記載している。
 - 9) 緯度経度データを地理的距離に変換するために、本研究では国土地理院のウェブサイトからGRS 80楕円体を介して計算された距離を使用する。位置情報の取得には、東京大学空間情報科学研究センター(CSIS)が提供する住所マッチングサービスを利用した。その結果、1136サンプル中160サンプルで緯度経度が完全に一致した。このうち多くは、取引時(建築中)に正確な住所を持たない新築住宅である。推定を適切に行なうためには正定値の位置行列が必要であるため、各データポイントを縦方向に10m、緯度方向に10mずらして各データポイントを推定した。この距離を20m、30mと仮定して計算したところ、ロバストな結果が得られた。
 - 10) 説明結果の詳細は、Muto et al. (2023b) Table 2 を参照のこと。
 - 11) 不動産価格の事後平均と実際の値との間のバイアスは、本研究において地球統計モデルのほうが R^2 が大きく、MSE が小さい。サンプル外予測におけるMSEの改善は、OLSによる0.375のうち0.049となっている。

参考文献

- Anselin, L. and A.K. Bera (1998) "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics," *Statistics: Textbooks and Monographs*, Vol.155, pp.237-289.
- Banerjee, S., P. C. Bradley and A. E. Gelfand (2014) *Hierarchical Modeling and Analysis for Spatial Data*, Chapman & Hall, CRC. Monographs on Statistics and

- Applied Probability 135.
- Banerjee, S., A. E. Gelfand, A. O. Finley and H. Sang (2008) "Gaussian Predictive Process Models for Large Spatial Data Sets," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Statistical Methodology*, Vol. 70(4), pp.825-848.
- Basu, S. and T. G. Thibodeau (1998) "Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.17(1), pp.61-85.
- Case B., J. Clapp, R. Dubin and M. Rodriguez (2004) "Modeling Spatial and Temporal House Price Patterns: A Comparison of Four Models," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 29(2), pp. 167-191.
- Cheung, W., L. Guo and Y. Kawaguchi (2021) "Automated Valuation Model for Residential Rental Markets: Evidence from Japan," *Journal of Spatial Econometrics*, Vol.2(1), pp. 1-34.
- Datta, A., S. Banerjee, A. O. Finley and A. E. Gelfand (2016) "Hierarchical Nearest-neighbor Gaussian Process Models for Large Geostatistical Datasets," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 111(514), pp.800-812.
- Gelfand A.E., H.J. Kim C. F. Sirmans and S. Banerjee (2003) "Spatial Modeling with Spatially Varying Coefficient Processes," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.98(462), pp.387-396.
- Kanemoto, Y.(1988) "Hedonic Prices and the Benefits of Public Projects," *Econometrica*, Vol.56(4), pp.981-989.
- LeSage, J., and R. K. Pace (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, FL.
- Muto, S., S. Sugasawa and M. Suzuki (2023a) "Forecasting the Housing Vacancy Rate in Japan Using Dynamic Spatiotemporal Effects Models," *Japanese Journal of Statistics and Data Science*, Vol. 6(1), pp.21-44.
- Muto, S., S. Sugasawa and M. Suzuki (2023b) "Hedonic Real Estate Price Estimation with the Spatiotemporal Geostatistical Model," *Journal of Spatial Econometrics*, Vol.4(10) <https://doi.org/10.1007/s43071-023-00039-w>
- Ord, J. K.(1975) "Estimation Methods for Models of Spatial Interactions," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 70, pp.120-126.
- Paelinck, J.(1978) "Spatial Econometrics," *Economics Letters*, Vol.1(1), pp.59-63.
- Rosen, S.(1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol. 82(1), pp.34-55.
- Tsutsumi, M., A. Shimada and D. Murakami (2011) "Land Price Maps of Tokyo Metropolitan Area," *Procedia Social and Behavioral Sciences*, Vol. 21, pp.193-202.

東京都区部における住宅侵入盗と近隣社会経済的特性の関係

上杉昌也・樋野公宏

はじめに

日本における刑法犯の認知件数は、長期的には大幅に減少しており、警察庁（2025）の統計によれば2002年の約285万件をピークとして減少を続け、2021年には約57万件と戦後最少を記録した。他方で、国民の治安に対する不安感はずしも低下しておらず、ここ10年間での日本の治安に関して「悪くなったと思う」旨を回答した割合は全体の3分の2を超える状況が続いている（警察庁 2025）。こうした背景のもと、近年ではオープンデータの整備や人工知能（AI）の進展により、犯罪研究の手法も大きく進化を遂げつつあり、どのような地域あるいは場所で犯罪発生リスクが高いのかを高精度で予測することの実務的意義は大きくなっている。その一方で、犯罪の背後にある要因、特に空間的・社会的文脈を明らかにすることも依然として重要である。

犯罪の空間的分布と社会的要因との関係性を解明するうえで、これまで重視されてきた代表的な理論的枠組みに「社会解体理論」と「機会理論」がある。いずれの理論においても、居住者の社会的地位や所得を反映する社会経済的特性が、海外では古くから犯罪発生分布を説明する主要な要因のひとつとして指摘されている。まず社会解体理論は、貧困や居住者の流動性などによって近隣地域の社会的統制力が弱体化することで、犯罪が誘発されるとしている（Shaw and McKay 1942）。一方、機会理論は、

監視の目が行き届かず魅力的な標的が存在する状況こそが、犯罪の機会を創出するとしている（Cohen and Felson 1979; Cornish and Clarke 1986）。

注目すべき点は、前者の理論では社会経済的に不利な地域での犯罪リスクが強調されるのに対し、後者では逆に社会経済的に有利な地域のほうが、犯罪被害を受けやすい可能性を強調している点である。この2つの理論は一見対立的であるが、実際の犯罪発生は両者の要素が複雑に絡み合っており、一貫した傾向を示すとは限らない。実際、国内における先行研究においても、地域の社会経済的特性と犯罪率との関係は地域により異なる結果が指摘されている。

もちろん欧米の犯罪理論が前提としている社会経済的特性の地域的差異や程度は、日本の実情とは異なると考えられるものの、近年指摘される経済格差の拡大や空間的なセグレーションの動向（上杉・浅見 2011; Fujita and Hill 2012）を踏まえると、これらの理論を日本の文脈で検証することには一定の意義があるといえる。

本稿で紹介する Uesugi and Hino（2024）は、東京都区部における住宅対象侵入盗の空間的分布に対して、地区スケールの社会経済的特性（neighborhood socio-economic status）がどのような関係を有しているのかを実証的に明らかにしたものである。以下では、これを地区 SES と呼ぶが、本研究では地区 SES として地区の高所得世帯割合および低所得世帯割合に注



上杉昌也（うえすぎ・まさや）
1985年愛知県生まれ。東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻修了。日本学術振興会特別研究員（PD）、福岡工業大学社会環境学部助教などを経て、現在、福岡工業大学社会環境学部准教授。



樋野公宏（ひの・きみひろ）
1975年、愛媛県生まれ。東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻博士課程修了。独立行政法人建築研究所住宅・都市研究グループ（当時）などを経て、現在、東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻准教授。

目する¹⁾。地区単位の世帯所得分布は住生活総合調査および国勢調査をもとに、上杉・浅見（2015）の推計手法により地区別に算出したものであり、高所得世帯および低所得世帯は、それぞれ東京都区部の上位20%・下位20%で定義している。なお日本の都市では、欧米に比べて空間的なセグリゲーションの程度が相対的に小さく、地区SESの影響が見えにくい構造となっているが、東京都区部は住宅形態や人口構成の多様性が高く、検証の場として適していると考えた。

また犯罪発生と地区SESとの関係について、両者の関係が場所や条件によって変化することを仮定し、以下の2つの点に焦点を当てた。1つ目は、地区SESと犯罪発生との関係が都市内で一様ではない可能性である。すなわち、ある地域では地区SESが高いほど犯罪リスクが小さくなる一方で、別の地域では逆の傾向が見られるといった、地域ごとの関係性のばらつきが想定され、海外都市の事例でも指摘されている（Arnio and Baumer 2012; Zhang and Song 2014）。この地区による空間的変動を明らかにするため、地理的加重回帰（GWR: geographically weighed regression）を用いた分析を行なう。

2つ目は、物理的環境要因と犯罪発生リスクとの関係が、地区SESの水準によって異なる可能性である。従来の研究では、社会的環境と物理的環境は独立した要因として分析されることが多かったが、実際には両者の相互作用が犯罪発生に影響を及ぼすことも考えられる

（Taylor 2002; Ward et al. 2014）。例えば、道路の接続性や駅への近さといった要因がある地区では犯罪を抑制する一方で、別の地区では逆にリスクを高める可能性がある。こうした効果の違いは、住民の定住性や社会的つながり、経済的状況など、地域の文脈によって形成されるものである。

1 方法

1.1 データ

本研究では、東京都区部の町丁目を分析単位とし（世帯数50世帯以上の2999町丁目）、住宅侵入盗件数と地区特性に関するデータを用いた。犯罪データは、雨宮・岩倉（2012）によって整備された小地域・時系列での刑法犯認知件数の地理情報データベースに基づいている。これは警視庁が公表する町丁目別・罪種別の認知件数をもとにしたものであり、本研究では2009～2011年に東京都区部で発生した空き巣・忍込み・居空きを合計した住宅侵入盗を対象とした。

地区特性としては、人口・世帯特性のデータは2010年国勢調査小地域集を利用した。また、土地利用・建物特性のデータは東京都都市整備局の東京都都市計画基礎調査GISデータおよび㈱ゼンリンのゼンリン住宅地図、国土交通省の国土数値情報などを用いた。

1.2 変数

従属変数は、2009～2011年の3年間における町丁目別の住宅侵入盗の件数合計である。これを1万世帯あたりに換算して犯罪率として使用

表1—基本統計量

変数	説明	平均	標準偏差
犯罪発件数 件数(2009～11年)	3年間の住宅侵入盗の合計件数(件)	3.91	4.19
社会的環境変数			
人口動態			
人口密度	夜間人口/町丁目面積(人/km ²)	23.613	25.513
昼夜間人口比率	昼間人口/夜間人口	2.86	10.57
世帯当たり人員	夜間人口/世帯数	2.00	0.32
高齢者率	65歳以上人口/人口(%)	19.96	5.62
住宅所有関係			
持ち家率	持ち家世帯数/世帯数(%)	45.03	14.51
居住形態			
一戸建世帯率	一戸建て世帯数/世帯数(%)	28.05	16.56
低層共同世帯率	共同・居住階数2階以下世帯数/世帯数(%)	13.58	10.34
中層共同世帯率	共同・居住階数3-5階世帯数/世帯数(%)	24.59	13.93
高層共同世帯率	共同・居住階数6階以上世帯数/世帯数(%)	31.90	27.60
居住歴			
5年以上定住率	5年前の常住地が現住所の人口/人口(%)	71.42	9.82
地区SES			
高所得世帯割合	世帯収入上位20%世帯割合(%)	18.91	7.30
低所得世帯割合	世帯収入下位20%世帯割合(%)	18.83	7.26
物理的環境変数			
交通利便性			
最寄駅までの距離	最寄り鉄道駅までの直線距離(m)	558.41	367.74
東京駅までの距離	東京駅までの直線距離(m)	9347.8	4190.2
土地利用			
商住面積比	商業用地面積/住宅用地面積	1.65	7.98
道路面積率	道路面積/町丁目面積	0.02	0.04
空間密度			
地区建蔽率	建物総面積/町丁目面積(%)	33.67	8.98
地区容積率	Σ(建物面積×建物階数)/町丁目面積(%)	131.66	78.91

した。

また独立変数は、社会的環境要因と物理的環境要因の2つに分類される。社会的環境要因のうち、人口動態に関しては人口密度、昼夜間人口比率、世帯当たり人員、高齢者率であり、これらは来街者や在宅者による自然監視性の高さを示し、犯罪抑止効果が期待されるものである。次に、住居・居住に関しては、持ち家率、一戸建世帯率、共同住宅世帯率、5年以上定住率であり、持ち家率や定住率は住民の流動性と関連し、流動性が高いほど地域内の非公式な社会的統制力が弱まることを想定している。そして地区SESは、先述の通り高所得世帯割合および低所得世帯割合を変数とする。

物理的環境要因としては、まず交通利便性の

点から、最寄駅までの距離および東京駅までの距離であり、アクセスの良さが犯罪にどのように関係しているかが検討される。土地利用・空間密度の点からは、道路面積率、商住面積比、地区建蔽率、地区容積率であり、これらは地区スケールでの見通しの悪さや混雑状況を示し、犯罪誘因要因となる可能性を想定したものである。なお以上の変数の概要および基本統計量は表1の通りである。従属変数の犯罪率をはじめ、一部の変数については対数変換してモデルに投入した。

1.3 分析手法

はじめに前項で示した従属変数と独立変数を用いてOLS(最小二乗法)

回帰モデルによる重回帰分析を行なう。ここで地区SESの影響を検証するため、地区SES変数を独立変数に含めない場合と含めた場合で変数の有意性やモデルの適合度について比較する。ただし、多重共線性の恐れがある変数は事前に除去し、クロスバリデーション法によって変数選択を行なう。

次に、地区SESと犯罪率の関係性について、その空間異質性を検証する。OLSモデルでは対象地域全域に一律の回帰係数やt値などが導出されるのに対して、GWRモデルにおいてこれらの値は(1)式のように地点ごとに導出される(Fotheringham et al. 2002)。

$$y_i = \beta_{0i} + \sum_k \beta_{ki} X_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

表2—OLSによる推計結果

	Model 0			Model 1		
	係数	t値		係数	t値	
定数項	-1.576	-3.74	***	0.333	0.68	
ln(昼夜間人口比率)	-0.270	-9.21	***			
世帯当たり人員	-0.634	-7.37	***	-0.594	-6.71	***
高齢者率				-0.030	-6.55	***
一戸建世帯率	0.019	12.67	***	0.018	11.06	***
低層共同世帯率	0.025	9.98	***	0.021	7.89	***
ln(東京駅までの距離)	0.462	8.56	***	0.358	6.39	***
ln(商住面積比)				-0.197	-8.37	***
高所得世帯割合				-0.030	-8.37	***
自由度調整済みR ²	0.334			0.345		
AIC	9,451			9,390		

注) ***は0.1%、**は1%、*は5%の水準で係数が有意であることを示す。

ただし、 y_i は地点*i*における従属変数、 x_{ik} は地点*i*における*k*番目の独立変数、 ϵ_i は地点*i*における誤差項である。 β_{ki} は地点*i*の回帰係数 β_k であり、その推計値 $\hat{\beta}$ は次の(2)式より求められる。

$$\hat{\beta}(i) = (X^T W(i) X)^{-1} X^T W(i) Y \quad (2)$$

ここで $W(i)$ は地点*i*における非対角成分が0で対角成分が w_{ij} の空間加重行列である。なお、この回帰地点*i*に対する地点*j*の重み w_{ij} はガウス型の距離減数関数を用いて(3)式によって示される。

$$w_{ij} = \exp\left(-\frac{d_{ij}^2}{b^2}\right) \quad (3)$$

ただし、 d_{ij} は地点*i*から*j*までの直線距離であり、 b は距離減衰の度合いを表すカーネルバンド幅である。GWRの結果はこのバンド幅に依存するため、ここではクロスバリデーション法を用いて最適バンド幅を求める。なお本分析では、分析単位を地区(町丁目)としている。

最後に、地区SESの物理的環境要因との交互作用効果について検証する。最初のOLS分析で変数選択されなかった物理環境変数に対して、地区SES変数との交互作用項を導入し、その有意性を評価する。もし有意である場合には下位検定を行ない、地区SESによって物理的環境の犯罪率との関係性が有意に異なるかを

確認する。

2 犯罪率と地区SESの関係

表2は、犯罪率と地区SESとの関係を検証したOLSによる重回帰分析の結果である。地区SES変数を含まないModel 0では、昼夜間人口比率や世帯当たり人員が犯罪率に負の相関を、また一戸建・低層共同世

帯率、東京駅までの距離が正の相関を持つ変数として有意であった。一方、高所得世帯割合をSES変数として追加したModel 1では、昼夜間人口比率が除外され、高齢者率・商住面積比が新たに負の有意変数として選択された。これらの変数の影響を考慮しても、高所得世帯割合は負に有意であり、決定係数R²とAICともに改善した。

変数ごとの効果を見ると、昼夜間人口比率や世帯当たり人員、高齢者率が犯罪率を抑制する方向で機能しており、昼夜の来街者や在宅者の人の目による自然監視の効果と解釈できる。また一戸建・低層共同世帯率は正の相関を持ち、侵入のしやすさが犯罪リスクを高めると考えられる。

地区SES変数である高所得世帯割合が統制後も負に有意であったことは、地区SESが高い地域ほど犯罪リスクが低いことを示し、本研究で用いたデータからは社会解体論が支持された。日本の文脈では、経済的な制約による「防犯弱者」が存在することや(沓澤ほか2007)、従来は標的になりやすかった財産価値の高い住宅地区での防犯対策が進んだことなども背景として考えられる。

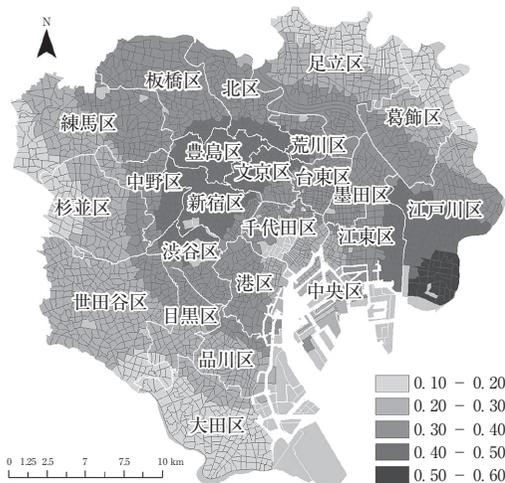
表3—GWRによる推計結果

	GWR (係数)				
	最小	第1四分位	中央	第3四分位	最大
定数項	-4.253	-2.909	-0.506	2.917	20.140
世帯当たり人員	-1.713	-0.964	-0.801	-0.623	0.482
高齢者率	-0.069	-0.036	-0.030	-0.020	0.020
一戸建世帯率	0.005	0.017	0.019	0.023	0.031
低層共同世帯率	0.004	0.015	0.020	0.031	0.046
ln(東京駅までの距離)	-1.503	0.041	0.449	0.743	0.991
ln(商住面積比)	-0.297	-0.225	-0.174	-0.127	0.071
高所得世帯割合	-0.047	-0.026	-0.021	-0.015	0.018
自由度調整済みR ²	0.417				
AIC	9,120				
残差Moran's I (Z値)	0.052 (4.9)				

3 犯罪率と地区SESの関係の空間的変動

表3は、犯罪率と地区SESの関係における空間的異質性を検証したGWR分析の結果である。推計された最適バンド幅は3204mであった。GWRモデルはOLSと比較して適合度が向上しており、さらに推計された係数がすべての地区で一定かどうかを検定するLeung et al. (2000) のF検定でもすべての独立変数において空間的な分布に統計的な有意差が認められたことからGWRの適用は妥当であると判断できる。

図1—局所的R²値の空間分布



推定された係数は、定数項や世帯当たり人員、東京駅までの距離、商住面積比などで符号が地域によって異なっており、犯罪率との関係に空間的多様性が見られた(表3)。図1に示す局所的R²の空間分布では、江戸川区南部や新宿区・文京区・豊島区で0.4~0.5と高い一方、他の区では0.2未満の地区も存在しており、このような適合度が高くない

地区では本モデルで説明しきれない地域的要因が大きいことがうかがえる。

高所得世帯割合の回帰係数の空間分布は図2に示される。高所得世帯割合はOLSでは負に有意の変数であったが、GWRでは5%水準で負に有意となる地区は全体の約51%にとどまっている。1割ほどの地区では正の係数を示す地域もあり、空間的には特に大田区周辺に集中している。t値の分布からは、これらの地域では統計的には有意ではないものの(図3)、高所得世帯割合が高いほど犯罪率が高まるという全体的な傾向とは異なる傾向が示唆される。また図4に示す低層共同世帯割合の回帰係数のよう

図2—高所得世帯割合の係数の空間分布

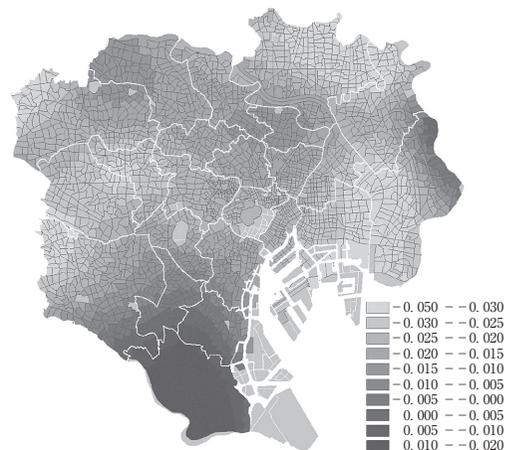


図3—高所得世帯割合のt値の空間分布

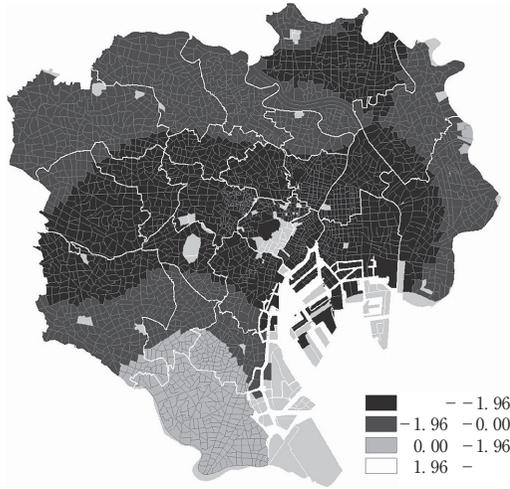


図4—低層共同世帯率の係数の空間分布

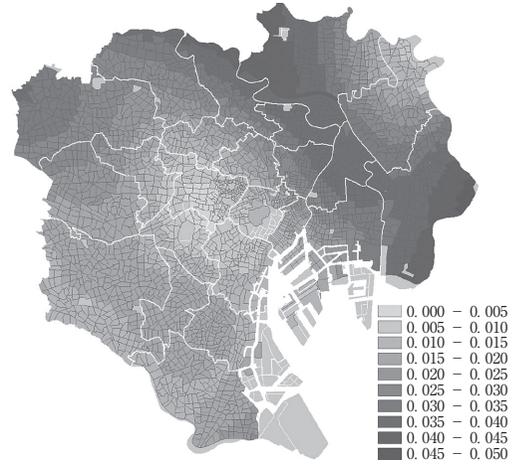


表4—道路面積率を考慮した推計結果

	Model 1-0		Model 1-1		
	係数	t 値	係数	t 値	
定数項	0.346	0.71	0.344	0.71	
世帯当たり人員	-0.594	-6.71 ***	-0.598	-6.76 ***	
高齢者率	-0.030	-6.56 ***	-0.029	-6.34 ***	
一戸建世帯率	0.018	11.08 ***	0.018	11.10 ***	
低層共同世帯率	0.021	7.91 ***	0.021	7.97 ***	
ln(東京駅までの距離)	0.355	6.33 ***	0.356	6.35 ***	
ln(商住面積比)	-0.196	-8.33 ***	-0.197	-8.40 ***	
高所得世帯割合	-0.031	-8.40 ***	-0.031	-8.47 ***	
道路面積率	0.389	0.67	-0.589	-0.88	
高所得世帯割合×道路面積率			0.163	2.98 **	
自由度調整済みR ²	0.345		0.346		
AIC	9,405		9,398		

注) ***は0.1%、**は1%、*は5%の水準で係数が有意であることを示す。

表5—最寄駅までの距離を考慮した推計結果

	Model 2-0		Model 2-1		
	係数	t 値	係数	t 値	
定数項	0.351	0.7	0.399	0.79	
世帯当たり人員	-0.590	-6.28 ***	-0.586	-6.24 ***	
高齢者率	-0.030	-6.54 ***	-0.031	-6.74 ***	
一戸建世帯率	0.018	10.99 ***	0.018	10.78 ***	
低層共同世帯率	0.021	7.89 ***	0.022	8.16 ***	
ln(東京駅までの距離)	0.359	6.36 ***	0.360	6.39 ***	
ln(商住面積比)	-0.197	-8.31 ***	-0.204	-8.57 ***	
高所得世帯割合	-0.030	-8.37 ***	-0.031	-8.46 ***	
ln(最寄駅までの距離)	-0.006	-0.14	-0.017	-0.43	
高所得世帯割合×ln(最寄駅までの距離)			-0.014	-3.08 **	
自由度調整済みR ²	0.344		0.346		
AIC	9,406		9,398		

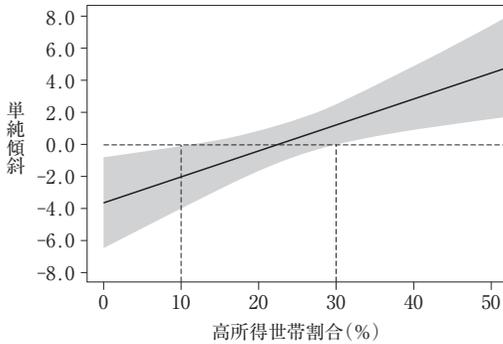
注) ***は0.1%、**は1%、*は5%の水準で係数が有意であることを示す。

に、ほとんどの地区で正に有意であるが、東西で係数の大きさに明確な差が見られた変数もあった。

これらの結果から、地域によって地区SESが犯罪率に対して異なる効果をもたらしていることが示唆される。一般には高所得層が多いことは社会的統制力を強化して犯罪を抑制するが、高所得層が多いほど犯罪リスクが低い傾向がみられた地域としては、江東区・江戸川区、足立区、杉並区・中野区などが挙げられる。江東区の湾岸エリアなど一部の再開発地域を除けば、これらの地域は高所得層の割合が比較的低いエリアといえる。

一方、大田区のように(統計的には有意ではないものの)地区SESと犯罪率が正に關係する地

図5—高所得世帯割合と道路面積率との関係



注) バッファゾーンは95%信頼区間を表している。

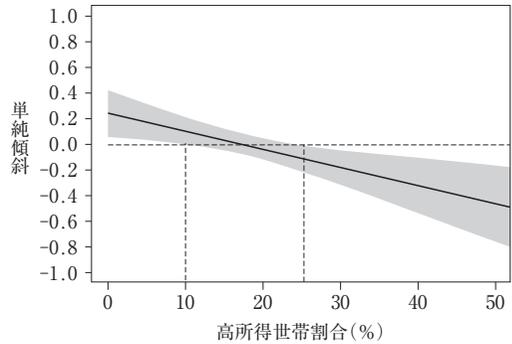
区では、高所得層の割合が高いかえって犯罪リスクが高まる傾向があることを示している。大田区は、経済階層が異なる地域が区の南北で混在しており、高所得層が集積するエリアが標的として狙われやすくなる一方で、その周辺の高所得層の割合が低い地域では、相対的に犯罪を行なう動機が弱まっている可能性がある。

4 犯罪率と物理的環境の関係に対する地区 SES の効果

表4と表5は、犯罪率に対する物理的環境要因が地区 SES に依存することを検証するため、道路面積率と最寄駅までの距離という2つの物理的環境変数に対して、それぞれ地区 SES 変数との交互作用項を分析した結果である。これら2つの物理的環境変数は、先のOLS推計で単独の変数としては犯罪率と有意な関係は示さなかったものであり、それ以外の変数は Model 1 と同じである。

物理的環境変数として道路面積率を考慮した表4について、交互作用項のない Model 1-0では、道路面積率自体は有意でなく、モデル適合度にも改善はなかった。一方、交互作用項を加えた Model 1-1では高所得世帯割合との交互作用項が正に有意となり、 R^2 や AIC などモデルの適合度も向上した。物理的環境変数として最寄駅までの距離を考慮した表5でも、道路面積率と同様に交互作用が負に有意であることが確

図6—高所得世帯割合と最寄駅までの距離との関係



注) バッファゾーンは95%信頼区間を表している。

認された。

図5と図6は、横軸に地区 SES である高所得世帯割合、縦軸にそれぞれの物理的環境変数と犯罪率との関係（単純傾斜）を示したものである。図5では、道路面積率と犯罪率との関係は地区の高所得世帯割合が小さいほど負であり、地区の高所得世帯割合が10%以下では犯罪率と道路面積率には有意な負の関係、逆に30%を超えると正の関係が見られることが確認できる。

同様に図6では、最寄駅までの距離と犯罪率との関係は地区の高所得世帯割合が小さいほど正であり、地区の高所得世帯割合が10%以下だと最寄駅までの距離は犯罪率と有意な正の関係があるのに対し、26%以上だと有意な負の関係があることがわかる。いずれの結果も、地区 SES の低い地域ではアクセスの悪さが犯罪を誘発し、地区 SES の高い地域ではアクセスの良さが犯罪を引き起こす要因となっていることを示唆している。

このような傾向は、先行研究が指摘してきたアクセス性の良さが犯罪リスクを高める傾向と一見一致するが、本研究では地区 SES による効果の反転が確認された点が新たな知見といえる。高所得層の割合が高い地区では、社会的統制力による犯罪抑制が想定されるものの、良好なアクセス性は不特定多数の人の出入りを促し、近隣地区の匿名性を高めることで犯罪リスクを高める可能性がある。一方、社会的統制力が元々弱い低所得層割合が高い地区では、アクセ

ス性が悪くなると通行人や居住者による自然監視の機能が働かなくなり、アクセス性の良い地区よりも犯罪が増加しやすくなる可能性がある。

5 結論

本研究で明らかになった点は、地区 SES の高さは物理的環境要因を考慮しても住宅侵入盗の発生率に有意な負の関係が見られるが、その影響は地区によって一様ではなく地区間での変動が存在すること、さらに地区 SES 水準の高い地区では道路面積率や最寄駅までの距離の点でアクセス性の良い地区ほど犯罪率が高く、低い地区ほど逆の傾向がみられることである。地区の社会経済的特性だけでなく、これらの空間的異質性と物理的環境との交互作用効果は、従来は日本の文脈ではほとんど想定されてこなかったものである。これらの知見は、先行研究で異なる結果が得られた要因の解明や、近年地理的に平準化しつつある犯罪発生パターンに対する説明力の向上につながると考えられる。

今後の展開としては、まず冒頭で述べたとおり、近年の日本の都市では犯罪率が減少傾向にあるため、その状況を前提とした時系列分析が求められる。また、本研究では近隣住民の結束力といった社会関係資本を直接十分に考慮できていないため、その実態を定量的に把握し、分析に組み込む枠組みについても検討していく必要がある。

注

1) 職業（ホワイトカラー従業者割合およびブルーカラー従業者割合）や学歴（大卒者割合および中卒者割合）でも設定したところ、犯罪率と地区 SES との関係には世帯所得割合に基づく地区 SES と一貫した結果が得られた。

参考文献

雨宮護・岩倉希 (2012) 「小地域時系列犯罪データベースの構築と犯罪の時空間分析への応用可能性の検討」『地理情報システム学会講演論文集』第21号、CD-ROM。
上杉昌也・浅見泰司 (2011) 「1990年代後半以降の世帯収入階層による地域内居住分化の検証：東京都大田区を事例として」『地理学評論』第84巻、345-357頁。

沓澤隆司・水谷徳子・山鹿久木・大竹文雄 (2007) 「犯罪と地価・家賃」『季刊住宅土地経済』第66号、12-21頁。
警察庁 (2025) 『令和6年の犯罪情勢』
Arnio, A. and E. Baumer (2012) "Demography, Foreclosure, and Crime: Assessing Spatial Heterogeneity in Contemporary Models of Neighborhood Crime Rates," *Demographic Research*, Vol. 26, pp.449-488.
Cohen, L.E. and M. Felson (1979) "Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach," *American Sociological Review*, Vol. 44(4), pp.588-608.
Cornish, D. and R. Clarke (1986) *Reasoning Criminal: Rational Choice Perspectives on Offending*, Springer-Verlag, New York.
Fotheringham, A.S., C. Brunson and M. Charlton (2002) *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*, Wiley, Chichester.
Fujita, K. and R.C. Hill (2012) "Residential Income Inequality in Tokyo and Why It Does Not Translate into Class-based Segregation," in Maloutas, T. and K. Fujita (eds.) *Residential Segregation in Comparative Perspective: Making Sense of Contextual Diversity* (54-86), Ashgate.
Leung Y., C.L. Mei and W.X. Zhang (2000) "Statistical Tests for Spatial Nonstationarity Based on the Geographically Weighted Regression Model," *Environment and Planning A*, Vol. 32(1), pp.9-32.
Taylor, R.(2002) "Crime Prevention Through Environmental Design (CPTED) : Yes, No, Maybe, Unknowable, and All of the Above," in Bechtel R.B. and A. Churchman (eds.) *Handbook on Environmental Psychology* (413-426), Wiley.
Shaw, C. and H. McKay (1942) *Juvenile Delinquency and Urban Areas*, University of Chicago Press, Chicago.
Uesugi, M. and K. Hino (2024) "A Spatial Analysis of the Effects of Neighborhood Socio-economic Status on Residential Burglaries in Tokyo: Focusing on the Spatial Heterogeneity and the Interactions with Built Environment," in Asami, Y., Y. Sadahiro, I. Yamada, and K. Hino (eds.) *Studies in Housing and Urban Analysis in Japan* (115-131), Springer.
Ward, J.T., M.R. Nobles, T.J. Youstin, and C.L. Cook (2014) "Placing the Neighborhood Accessibility—Burglary Link in Social-structural Context," *Crime Delinquency*, Vol. 60(5), pp.739-763.
Zhang, H. and W. Song (2014) "Addressing Issues of Spatial Spillover Effects and Non-stationarity in Analysis of Residential Burglary Crime," *GeoJournal*, Vol. 79(1), pp.89-102.

マイクロレベルでの住宅供給の価格弾力性の推定

Baum-Snow, N., and L. Han (2024) "The Microgeography of Housing Supply," *Journal of Political Economy*, Vol.132, pp.1897-1946.

はじめに

Baum-Snow and Han (2024) (以下、本論文)は、住宅供給の価格弾力性、つまり住宅価格が1パーセント上昇したときに住宅供給が何パーセント増加するかを推定した論文である。住宅供給の価格弾力性は都市政策を考えるうえでファンダメンタルなパラメータである。これまでの代表的な研究としては、Saiz (2010) による都市圏レベルでの価格弾力性の推定が挙げられるが、実際の都市政策には都市圏全体ではなく、その一部地域を対象として実施されるものも存在する。そのため、こうした政策の効果を正確に評価するためには、都市圏レベルよりも細かな単位での価格弾力性の推定値が要求される。そこで本論文は、都市内のより小さな単位であるトラクト¹⁾レベルで住宅供給の価格弾力性を推定する方法を提案し、アメリカの実データを用いた推定を通じて、従来研究に比べてよりマイクロな分析を可能にしている。

先行研究

企業の立地行動、すなわち住宅や建物の需要側に関する分析に比べると、供給側に関する研究は遅れているとされてきたが、近年では徐々にその蓄積が進みつつある。例えば、住宅価格が人口規模にどのように反応するか分析 (Combes et al. 2019)、建物の高さが土地価格や建設コストの変化にどのように反応するかを分析した研究 (Ahlfeldt and McMullen 2018)、などが挙げられる。本研究は、こうした住宅供給に関する一連の文献に位置づけられるものである。なお、住宅供給に関する研究の成果については、Baum-Snow and Duranton (2025) によって包括的にレビューされている。

データ

本研究では、トラクトレベルでの住宅供給弾力性

を推定するために、以下の複数のデータセットを用いている。

<住宅市場データ>

出所：ZTRAX、国勢調査 (Census)、アメリカン・コミュニティ・サーベイ (ACS)

内容：住宅価格や住宅ストックなど、住宅市場に関する各種指標を構築。

<リモートセンシング (遠隔探査) データ>

出所：土地被覆 (Land Cover) データ

内容：各センサストラクトにおける開発度合いおよび地形を評価し、住宅供給の物理的制約を把握。

<土地利用規制データ>

出所：Wharton Residential Land Use Regulatory Index (WRLURI)

内容：各地域の土地利用規制の厳しさを示す指標を提供。

<通勤時間データ>

出所：Census Transportation Planning Package (CTPP)

内容：居住地と勤務地の通勤フローおよび通勤時間を提供。

推定対象

本研究で推定の対象とするのは、以下の住宅供給関数における価格弾力性である。

$$\ln Q_{ir}^s = \theta_r + \gamma_{ir} \ln P_{ir} + u_{ir} \quad (1)$$

Q_{ir}^s は都市圏 r に属するトラクト i の住宅供給量、 P_{ir} は都市圏 r に属するトラクト i の住宅価格、 θ_r は都市圏 r の固定効果、 u_{ir} は価格と固定効果以外の、住宅供給を特徴づける変数であり、観測できるものも観測できないものも含んでいる。よく知られているように、このような供給関数の傾き、すなわち価格弾力性を識別・推定するには、需要側に対する外生的ショックが必要となる。次のセクションで

表1—住宅供給の価格弾力性

$\Delta \ln P$	住宅戸数					延べ床面積			
	(1) 全体	(2) 新築	(3) 新築 (開発地)	(4) 建て替 え、改築	(5) 改築	(6) 全体	(7) 新築	(8) 建て替 え、改築	(9) 改築
	0.35 (0.12)	0.19 (0.08)	0.03 (0.03)	0.16 (0.08)	0.08 (0.06)	0.42 (0.16)	0.29 (0.12)	0.13 (0.11)	0.09 (0.09)

注) () 内の数字は標準誤差。

は、どのような変数が需要側の外生的変動をもたらす操作変数として用いることができるか説明する。

理論的枠組みと識別戦略

本論文では、需要側の外生的ショックとしてどのような変数を用いるかについて、Ahlfeldt et al. (2015) の定量都市モデルに基づき説明している。紙幅の都合上、数学的な導出手順は割愛する。労働者を ω 、居住地トラクトを i 、勤務地トラクトを j 、産業を k とし、 $z_{ijk\omega}$ を i, j, k ごとの選好ショック、 $v_{i\omega}$ を i 特有の選好ショックとし、効用関数を次のように特定化する。

$$u_{ijk\omega} = \frac{v_{i\omega} B_i z_{ijk\omega}}{e^{\kappa \tau_{ij}}} \left(\frac{c_{ijk\omega}}{\beta} \right)^\beta \left(\frac{q_{ijk\omega}}{1-\beta} \right)^{1-\beta} \quad (2)$$

この効用関数の下での間接効用関数は次のようになることが導かれる。

$$v_{ijk\omega} = \frac{v_{i\omega} B_i z_{ijk\omega} W_{jk}}{P_i^{1-\beta} e^{\kappa \tau_{ij}}} \quad (3)$$

ここで i に居住することを所与としたときに、 j へ通勤する確率 $\pi_{ij|i}$ は次のようになる。

$$\pi_{ij|i} = \frac{\sum_k [w_{jk} e^{-\kappa \tau_{ij}}]^\epsilon}{\sum_k \sum_j [w_{jk} e^{-\kappa \tau_{ij}}]^\epsilon} = \frac{\sum_k [w_{jk} e^{-\kappa \tau_{ij}}]^\epsilon}{RMA_i} \quad (4)$$

また i に居住する確率 π_i は次のようになる。

$$\pi_i = \mu \left[\sum_{i \in m(i)} \left(B_i P_i^{\beta-1} RMA_i^\beta \right)^{\frac{1}{\eta-1}} \left(B_i P_i^{\beta-1} RMA_i^\beta \right)^{\frac{1}{\eta}} \right] \quad (5)$$

これらを用いると、通勤フロー π_{ij} は次のような重力方程式に従うことが導出できる。

$$\ln \pi_{ij} = \ln(\pi_{ij|i} \pi_i) = a_i + b_j - (\kappa \epsilon) \tau_{ij} \quad (6)$$

したがって、 $\ln \pi_{ij}$ を通勤コスト τ_{ij} と居住地と通勤地のそれぞれの固定効果に回帰することで、パラメータ $\kappa \epsilon$ を推定することができることがわかる。

次に、トラクト j における労働供給 L_j は以下の

ように表される。

$$L_j = \sum_m \sum_{i(m)} \pi_i \pi_{ij|i} = \mu \sum_{i \in j} [w_{jk}^\epsilon] FMA_j \quad (7)$$

式変形を通じて、 RMA_i と FMA_j には以下の関係が導出される。

$$FMA_j = \sum_i \frac{e^{-\kappa \epsilon \tau_{ij}} \pi_i}{RMA_i} \quad (8)$$

$$RMA_i = \sum_j \frac{e^{-\kappa \epsilon \tau_{ij}} L_j}{FMA_j} \quad (9)$$

トラクト j への労働供給 L_j 、トラクト i への居住割合 π_i 、トラクト i から j への通勤コスト τ_{ij} についてはデータがあり、パラメータ κ と ϵ の積、 $\kappa \epsilon$ は上述の重力方程式から推定可能であるため、 FMA_j および RMA_i は上記の連立方程式の数値解として得ることができる。

また、一人当たり住宅財需要とそのトラクト i の人口を掛け合わせることで、トラクト i の住宅材需要 S_i^d は次のようになることが導出できる。

$$\ln S_i^d = \ln \rho_{HD} + \frac{1}{\epsilon} \ln(RMA_i) + \ln \pi_i - \ln P_i \quad (10)$$

(5)式から π_i が RMA_i について増加関数であることがわかるので、 RMA_i は住宅財の需要に正のショックをもたらす変数であることが言える。したがって、 RMA_i は住宅供給曲線の傾きを識別するための操作変数として機能する。

以上をふまえ、本論文では以下の住宅供給関数における価格弾力性 γ_{ir} を、 RMA_i を操作変数として推定している。

$$\ln Q_{ir}^s = \theta_r + \gamma_{ir} \ln P_{ir} + u_{ir} \quad (11)$$

結果

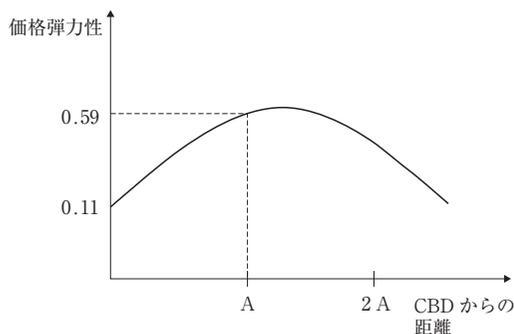
表1は、都市内のすべてのトラクト i において、住宅供給の価格弾力性 γ_{ir} が共通であると特定化し

表2—異質性を考慮した価格弾力性

	(1) 全体	住宅戸数				延べ床面積				
		(2) 全体	(3) 新築	(4) 新築 (開発地)	(5) 建て替 え、改築	(6) 改築	(7) 全体	(8) 新築	(9) 建て替 え、改築	(10) 改築
$\Delta \ln P$	0.11 (0.12)	0.94 (0.25)	0.62 (0.20)	0.07 (0.05)	0.33 (0.14)	0.16 (0.10)	0.91 (0.31)	0.7 (0.26)	0.15 (0.20)	0.13 (0.17)
$\Delta \ln P \times (\text{CBDとの距離})$	1.89 (0.73)	-0.58 (0.24)	-0.43 (0.21)	-0.13 (0.05)	-0.17 (0.10)	-0.08 (0.08)	-0.46 (0.27)	-0.5 (0.25)	0.12 (0.15)	0.11 (0.12)
$\Delta \ln P \times (\text{開発地割合})$	-	-1.54 (0.40)	-1.33 (0.36)	-0.13 (0.09)	-0.23 (0.15)	-0.15 (0.11)	-1.39 (0.45)	-1.32 (0.40)	0.08 (0.23)	-0.06 (0.18)
$\Delta \ln P \times (\text{平坦な土地割合})$	-	0.3 (0.12)	0.37 (0.12)	0.08 (0.03)	-0.09 (0.05)	-0.01 (0.03)	0.35 (0.14)	0.46 (0.15)	-0.15 (0.07)	-0.07 (0.04)
$\Delta \ln P \times (\text{CBDとの距離})^2$	-1.84 (0.78)	-	-	-	-	-	-	-	-	-

注) () 内の数字は標準誤差。

図1—CBDからの距離と価格弾力性



た回帰モデルによる推定結果を示している。まず注目すべきは、住宅戸数に対する価格弾力性であり、推定値は0.35である。これは、住宅価格が1%上昇した場合に、住宅供給（戸数ベース）が0.35%増加することを意味する。この住宅供給を「新築」と「建て替え・改築」に分解した結果が、それぞれ(2)列目と(4)列目であり、いずれも同程度の住宅供給への寄与が確認される。さらに、「新築」の内訳を見ると、(2)列目のうち、すでに開発済みの土地に建てられた住宅の寄与は0.03%であり、(2)列目と(3)列目の差分である0.16%は、未開発の土地を新たに開発して建てられた住宅によるものである。

同様に、「建て替え・改築」については、(5)列目に示される改築による住宅供給の寄与が0.08%であり、(4)列目と(5)列目の差分0.08%は、建て替えによる住宅供給の寄与である。(6)～(9)列目は、延べ床面積ベースの住宅供給に対する価格弾力性を示してお

り、先ほどの住宅戸数ベースの結果を延べ床面積に置き換えたものである。解釈としては同様に、価格が1%上昇したときに供給される延べ床面積が何%増加するかを示している。

表1では、住宅供給の価格弾力性 γ が都市内のすべてのトラクトで共通であると仮定して推定が行なわれている。しかし、CBD（中心業務地区）からの距離、開発の度合い、地形といった異質性を考慮すれば、トラクトごとに価格弾力性が異なるのが自然であり、本論文はトラクトレベルの分析であるのでそれが可能である。

こうした異質性を許容した特定化の下で推定を行なった結果が、表2に示されている。まず、(1)列目では、CBDからの距離およびその2乗項が価格弾力性に与える影響を検証している。図1において、地点Aは都市圏の中間地点、2Aは都市圏の端に対応する。推定結果によれば、CBD付近では価格弾力性は0.11と比較的低いが、そこから距離が離れるにつれて上昇し、中間地点(A)では0.59に達する(図1)。また、CBDからAまでの範囲が全体のサンプルの82%を占めていることから、 $\Delta \ln P \times (\text{CBDとの距離})$ およびその2乗項の係数は、主にCBD付近の変動を通じて識別されている。そのため、CBD周辺での価格弾力性の推定は信頼性が高い一方、CBDから離れた地域における推定値の信頼性はやや低下する点に注意が必要である。

なぜCBDから離れるほど住宅供給がより弾力的になるのかについては、明確な単一要因を特定する

ことは難しく、特定のメカニズムを断定はしていないが、論文中では住宅供給に影響する要因として、(1)開発済み土地の割合、および(2)平坦な土地の割合に着目した分析が行なわれている。

まず、もともと開発が進んでいない地域では、住宅価格の上昇によって土地開発が採算に乗る余地(マージン)が大きいいため、住宅供給がより敏感に反応すると考えられる。したがって、開発済み土地の割合は住宅供給の弾力性に対して負の影響を与えると予想される。一方で、平坦な土地では建設が容易であることから、平坦地の割合が高い地域では住宅供給が促進されやすく、価格弾力性も高くなると考えられる。

こうした仮説を検証したのが(2)列目であり、予測と整合的な推定結果が得られている。加えて、表1と同様に、新築、建て替え、改築といった供給形態ごとの価格弾力性についても検証が行なわれており、それぞれが全体の傾向と一致した結果を示している。さらに、(7)~(10)列目では、延べ床面積ベースでの住宅供給に対する価格弾力性が推定されており、こちらも住宅戸数ベースの分析と類似した結果が得られている。

結論

本論文は、これまで都市圏レベルでのみ推定されてきた住宅供給の価格弾力性について、よりミクロな空間単位で推定を行なう手法を提示するものである。住宅供給の価格弾力性は、都市政策の立案や評価においてきわめて基本的かつ重要なパラメータであり、それをミクロなレベルで推定可能にした本研究は、政策的にも学術的にも非常に意義深い分析といえる。これまで、住宅価格の高騰については、アメリカのニューヨークやボストン、フランスのパリといった欧米の大都市がしばしば取り上げられてきたが、近年では日本においても、東京のマンション価格の高騰が顕著となっていることを踏まえると、住宅供給に関する分析の重要性はこれまで以上に高まっているといえる。

加えて、これまで住宅供給分析の制約となっていた土地利用規制度合いの測定に関しても、近年では、LLM (Large Language Model) を用いて大量の政

府統計資料から土地利用規制の強度を測定する試みもなされており (Bartik et al. 2025)、今後の分析の発展が期待される領域である。なお、本稿では紙幅の都合上省略している理論パートにおける数学的導出や、本研究の推定値を用いた厚生分析への応用については、本論文を参照されたい。

注

1) 「トラクト (Census Tract)」は、アメリカ合衆国国勢調査局によって定義された統計上の小地域単位で、主に人口統計データの収集や分析に用いられる。通常、人口は約4000人程度で、州や郡といった上位区分の下に位置する。

参考文献

- Ahlfeldt, G. M., and D. P. McMillen (2018) "Tall Buildings and Land Values: Height and Construction Cost Elasticities in Chicago, 1870-2010," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 100(5), pp. 861-875.
- Ahlfeldt, G. M., S. J.Redding, D. M. Sturm, and N. Wolf (2015) "The Economics of Density: Evidence from the Berlin Wall," *Econometrica*, Vol. 83(6), pp. 2127-2189.
- Bartik, A., A. Gupta, and D. Milo (2025) "The Costs of Housing Regulation: Evidence From Generative Regulatory Measurement," Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4627587> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4627587>
- Baum-Snow, N., and G. Duranton (2025) "Housing Supply and Housing Affordability," *NBER Working Paper Series*, No. w33694, National Bureau of Economic Research.
- Combes, P. P., G. Duranton, and L. Gobillon (2019) "The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities," *The Review of Economic Studies*, Vol. 86(4), pp. 1556-1589.
- Saiz, A. (2010) "The Geographic Determinants of Housing Supply," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125(3), pp.1253-1296.

吉野綾家

東京大学大学院経済学研究科特別研究員 (DC1)

●調査研究成果のご案内

「定期借地権事例調査」

<http://www.hrf.or.jp/webreport/>

公益財団法人日本住宅総合センターでは、1994年以降、自主研究の継続調査として、定期借地権付住宅の分譲事例についてデータの収集と集積を行ない、データベースを構築・更新するとともに、事例データの系統的分析を遂行してきた。

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回（前期、通年）、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ（<http://www.hrf.or.jp/>）上で紹介しており、2025年5月現在、最新の調査成果として2024年度における事例集を掲載している。

なお、本調査研究においては、定期借地権制度と個人・世帯の住宅取得ニーズとの関連性を追究する視点から、調査開始以来一貫して分譲事例の動向把握を主眼とし

ているため、近年急増している定期借地権付住宅の賃貸事例については調査対象外となっている。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2025年3月31日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で7015件、6万2250区画（戸）にのぼる（戸建て住宅6172件、3万2751区画、マンション843件、2万9499戸）。

以下、最新年度である2024年度（2024年4月～2025年3月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2024年度における戸建て住宅の収集事例数は、35件65区画である。都道府県別にみると、第1位は愛知県の33区画、第2位は京都府の23区画であり、収集された事例の約51%が愛知県となっている。前年度までの傾向同様、愛知県での収集事例が過半数を占めている。また土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例は35件中16件と全体の約45%であり、2011年以降比較的小規模な物件のシェ

アが大きい傾向が続いている。

マンションの収集事例数は33件1264戸である。前年度の28件959戸と比較すると、1件当たり戸数は約34戸から約38戸となり、1件あたりの販売戸数は増加している。1件当たり戸数は2016年度に約85戸であったが、翌年度以降は20～50戸の間で推移しており、定期借地権付き新築マンションの小規模傾向は継続している。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が大阪府の667戸、第2位が東京都の248戸、次いで第3位が鹿児島県の112戸であった。また今回収集した33件について、マンション別の最大専有面積の平均は89.88㎡であった。

本調査は調査方法の特性により、定期借地権活用動向の全体像を把握するための資料としては制約が伴うものの、分譲住宅事例の地域分布および建物の種別や規模等の実態を検証するうえで有用なデータセグメントであると考えられる。

編集後記

大阪夢州（夢島）で大阪・関西万博が開催されている。会期は2025年4月13日～10月13日の184日間。開催直前まで、パビリオン建設の遅延や前売り券の販売苦戦、運営スタッフの確保などの課題が指摘されていたが、5月半ばには来場者は300万人を超えたようだ。

万博の正式名称は「日本万国博覧会」。1970年に行なわれた大阪万博はアジア初の万博開催だった。これまで日本では、「沖縄国際海洋博覧会」、「国際科学技術博覧会」、「国際花と緑の博覧会」、「2005年日本国際博覧会」が開催されている。いずれも一度は耳にした記憶はあるが、残

念なことにとどの万博にも行ったことがない。

そんなこともあってか、今回の大阪・関西万博には是非とも行きたいと思っている。しかし、調べると、「開幕券」、「前期券」、「早割一日券」等々、6種類ものチケットがあり、選ぶのが難儀だ。さらに入場予約に必要なID登録や入口ゲートの指定、パビリオンや宿泊ホテルの予約など、やらなければならないことが満載で、行く前に挫折しそうになる。

行くか行かないかは今のところ半々だが、私は「万博の成功は祈っている」。

(S・T)

編集委員

委員長 — 隅田和人
委員 — 鈴木雅智
田島夏与
行武憲史

季刊 住宅土地経済

2025年夏季号（第137号）

2025年7月1日 発行

定価 786円 [本体715円] 送料別

年間購読料 3146円 [本体2860円] 送料込

編集・発行 — 公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

電話：03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力 — 堀岡編集事務所

印刷 — 精文堂印刷(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。