地価に見る立地適正化計画制度の短期的な影響に関する一考察 Evaluating location optimization plans using land prices

OGraduate School of Tsukuba Mizuki Ohashi Graduate School of Tsukuba Hiroki Shimizu University of Tsukuba Mamoru Taniguchi ○筑波大学大学院 大橋瑞生 筑波大学大学院 清水宏樹 筑波大学 谷口守

Location optimization plans are anticipated as effective measures for forming a compact city. We aim at facilitating valid plan formulation by ascertaining the character of guided areas of the plan. For this purpose, we apply multiple regression analysis and a Chow-test using land prices. Results indicate that the guided area of the plan is more limited than an Urbanization Promotion Area. The difference of the bases for the formulation of residential guided areas is related to how plans divide areas and how establishment of a plan affects land prices in cities.

keywords: Location optimization plan, Chow-test, Land price, Guided area 立地適正化計画,Chow 検定,地価,誘導区域

1. はじめに

人口減少・少子高齢化の進展に伴い、都市をコンパクトな構造にしていくことの必要性が認識されるようになり、2014年に都市再生特別措置法の改正が行われ、立地適正化計画制度(以下、立適)が創設された¹⁾. この制度は都市内の立地コントロールを行うための政策ツールの一つであり、コンパクトシティ政策を推進するための手段として期待が寄せられている.

制度の創設から5年以上が経過し、立適を策定する自治体が増えた中で、どのように立適を策定・運用すれば有効に機能するかにも関心が集まっている。例えば国土交通省の都市計画基本問題小委員会の中間とりまとめ²⁾では、立適の実効性に関する議論が行われ、策定された各自治体の立適の誘導区域の設定方法や誘導施策に関する情報などが整理されている。ただ、コンパクトシティ政策の普及がある程度進んだ現時点において、その都市への影響や、効果的な策定・運用手法についてはまだ手探りの状態といえる。

一方で、従来の都市政策の評価においては、事業やプロジェクトの便益はすべて地価に帰着する というキャピタリゼーション仮説³に基づき、地 価を用いた政策・施策の有効性の評価が行われて きた.この考えに基づくと、もし立適が何らかの 影響を都市に及ぼしているのなら、その都市の地 価を見ることでその影響の一端を観察することは 可能であると考えられる.

ちなみに、コンパクトシティ政策に類似した過去の取り組みとして、米国では、都市の急速な拡大・スプロール化に対応するため成長管理政策や、その発展形である smart growth 政策が州や都市レベルで展開されていた。これらの政策が住宅価格を上昇させたとする分析 45)が存在する一方で、住宅価格への影響は観察できないという研究 67)も存在する。またメリーランド州で採用されたPriority Funding Areas という州の支出を都市部に集中させることによって望ましい土地利用を実現するためのプログラムに対する評価では、限定的ではあるがスプロール化を抑止する効果を見せているという研究 85も見られる.

日本においてもコンパクトシティ政策の効果の として、都市のスプロール化への対応や、中心市 街地の資産価値が向上し、税収が増加するという 期待がなされている。米国の事例は日本の立適の 効果を考える上でも参考となるが、米国では都市 の膨張に対処するためこれらの政策が実施された 一方で、日本の都市の多くは人口減少期に突入し ている等,政策をめぐる状況には相違点も多く存在し,同様の結論が日本の都市でも成立するとは限らない.

以上のことから、地価を介して立適の影響を見ることは、意義ある試みであるといえる.

2. 研究の位置付け

2.1 既存研究

2.1.1 立適の策定手法などに関する研究

立適の策定手法に関する分析や研究は、不動産学会誌の特集「立地適正化計画と不動産」での論説 9-11)を皮切りに数多く行われている。例えば甘粕ら¹²⁾は立適と都市マスタープランとの整合性について検証を行っている。また寺島¹³⁾ら、西井¹⁴⁾らはそれぞれ居住誘導区域の設定方法などによって自治体を分類して検証を行っている。しかしこれらの研究は立適がどのように導入されたかに関する研究であり、立適による都市への影響については十分に言及されていない。

2.1.2 立適がもたらす効果に関する研究

立適が都市にどのような影響を及ぼすかを分析した研究として、居住誘導施策の費用便益分析をおこなった研究¹⁵⁾や、インフラマネジメントに与える影響について検証した研究¹⁶⁾、また施策による将来人口への影響を推計した研究¹⁷⁾など対象とする自治体等を限定して検討を行った研究が多く存在する。その一方で、全国の多様な都市を対象に分析を行った研究は、居住誘導区域のターゲット世代を検討した研究¹⁸⁾などに留まる。

立適が有効に機能するためには、策定された立 適と都市がどのような関係性を持つかの情報は不 可欠であるといえる。そのためには現在までには なされていない、統計的検討を可能とするだけの 複数都市を対象とした俯瞰的な検討が求められる。

2.2 本研究の目的と内容

以上の背景より、本稿では地価を用いた統計的 な分析により、各自治体が策定した立適が有する 特徴を明らかにし、その都市空間への影響度合い を吟味するための参考情報を提示することを目的とする.

ちなみに、立適の策定は各自治体に委ねられて おり、立適の内容について検証を行う際、誘導区 域の設定方法や誘導施策には自治体間で差異が存 在する. その中で誘導施策の中身は多岐にわたる. また都市機能誘導区域の設定方法も鉄道駅や合併 前の役場を中心とした拠点設定がなされる等、そ の自治体が持つ歴史的・地理的な背景が反映され ており、その設定方法は自治体によって様々であ る. これらの内容は自治体の特色が一定程度反映 されると考えられる.

一方で居住誘導区域の設定では、統一的指標として、「公共交通網」、「人口密度構造」「災害危険性」の3つの項目があげられ¹³⁾¹⁹、設定時に考慮する項目には自治体間である程度の共通性が認められる.

本稿ではこれら様々な要因を俯瞰的・統計的に 分析するため、地価関数の構築を通じて立適の影響を浮き彫りにする。特に配慮する点としては、 立適制度適用そのものによる時空間的な影響の把握、および各都市ごとの計画上の特色の違いが地価関数に及ぼす差異を明らかにする。

本稿の構成として、まず2章で研究の位置付けを整理する。続いて3章において本研究で用いるデータの概要について述べる。4章でまず立適の誘導区域等と地価の現状における基本的な関係性を検証し、5章では計画上の特色として居住誘導区域設定時の検討項目による地価関数の違いを明らかにする。6章では立適策定前後によってそもそも地価に変化が生じたのかを分析する。最後に7章でまとめを行う。

3. 分析に用いるデータ

3.1 分析対象都市

本研究では立適導入の影響を検出するために、 分析対象を最も早い時期である 2017 年に居住誘 導区域を含めた立適を公表した都市とした. なお、 最も早い時期といってもまだ影響を検討するには2年程度の期間しかない点に注意が必要である.また、最初の検討対象としては、すでに市街化が全域にわたって進行しているような政令指定都市や、その逆に居住・都市機能の高度な集積は期待できない小都市はなじまないと考えた.このため、本研究では連携中枢都市圏²⁰⁾の中心市となる必要人口(20万人)を下限、国勢調査における都市圏の中心市となる基準の50万人²¹⁾を上限と設定し、その範囲に人口がおさまる都市を対象とした.この両条件を満たす分析対象都市について、その地価計測の基準地数・立適の公表日、居住誘導区域設定にどの項目を考慮に入れたのか、および昼夜間人口比率等の情報をあわせて表1にまとめた.

表1 分析対象の目治体一覧	ī
---------------	---

	対象基 準地数	立適の公表 日	公共交 通網	人口密 度構造	災害危 険性	昼夜間人口 比率1以上
藤沢市	38	3月31日	×	×	0	×
大和市	16	3月31日	0	0	0	×
長岡市	64	7月1日	0	0	0	0
富山市	81	3月31日	0	×	0	0
金沢市	95	3月31日	0	×	0	0
長野市	50	4月1日	×	×	0	0
岐阜市	54	3月31日	0	×	0	0
高槻市	25	3月31日	×	×	0	×
枚方市	25	3月31日	×	×	0	×
尼崎市	33	3月31日	×	×	0	×
高知市	57	7月1日	×	×	0	0
久留米市	45	3月31日	0	0	0	×

3.2 立適・線引きに関する説明変数

分析対象自治体の立適,及び国土数値情報より,立適と立適以前の立地コントロールの手法であった線引きの市街化区域の区域内にある地価データに以下の図1のようにダミー変数を付与した. 各自治体の立適よりそれぞれの区域に入っているかを個別に判定を行った. 市街化区域内かつ居住誘導区域外にある地点には α ダミーを,居住誘導区域内かつ都市機能誘導区域外にある地点には γ ダミーを,都市機能誘導区域内にある場合には δ ダミーをそれぞれ1として付与した. なお,このことより α , γ , δ はそれぞれ空間的に重複しないことに留意する必要がある.



図1 立適・線引きに関する変数

3.3 その他の説明変数

表2に本研究で用いる変数の一覧を示す. 地価データとして,立適制度が創設された2014年および最新年である2019年の都道府県地価調査から,①林地ではない,②2014年から2019年にかけて継続して選定されている,分析対象自治体内の583地点の基準地のデータを用いる. このデータを用いる理由は、都市部ではない場所にもデータが存在していること、また経年的に地価の変遷を

表2分析に用いる変数

No.	変数名	単位	説明	出典
0	地価	円/m²	対数値を使用	都道府県 地価調査
1	αダミー	ダミ ー 変数	各自治体の立適よりそれ ぞれの誘導区域の図郭	各自治体 の都市マス タープラ ン・立適
2	γダミー	ダミ ー 変数	を作成し、区画に入って いるかを個別に判定	各自治体 の立適
3	δダミー	ダミ ー 変数		各自治体 の立適
4	水道ダミー	ダミ ー 変数	水道が供給済み=1	都道府県 地価調査
5	ガスダミー	ダミ ー 変数	ガスが供給済み=1	都道府県 地価調査
6	下水道ダミー	ダミー 変数	下水道が整備済み=1	都道府県 地価調査
7	コンビニ・スー パーダミー	ダミ— 変数	基準地を含む500mメッシュにコンビニ・スーパーが存在するか	2014年商 業統計
8	昼夜間人口比 率1以上ダミー	ダミ ー 変数	自治体の昼夜間人口比 率が1以上=1	2015年国 勢調査
9	前面道路幅員	m		都道府県 地価調査
10	駅までの距離	m	道路距離・対数値を使用	都道府県 地価調査
11	地積	m²	対数値を使用	都道府県 地価調査
12	容積率	%		都道府県 地価調査
13	小売業売上高	円/m²	基準地を含む500mメッ シュの小売販売額	2014年商 業統計
14	商業中心地ま での距離	km	自治体内で最も小売販 売額が高い500mメッシュ の中心点からの直線距 離・対数値を使用	2014年商 業統計

追うことができることによる.

本研究では、12 自治体のデータをプールして分 析を行っている. 特性の異なる自治体の地域事情 および各地点ごとの状況を幅広く考慮するため、 既往研究21)22)を参考に、幅広い変数群をまず最初 に重回帰分析の変数候補として検討した. その上 で以下の手順によって説明力が低い指標を削除し ていった結果、14の説明変数を得た. 具体的には 候補とした変数群を独立変数として重回帰モデル に組み入れて分析を行い、以下に示す4種の重回 帰モデルの全てにおいて,p値が0.1を上回った変 数を削除した. 削除される変数がなくなるまで同 様の過程を繰り返した. 結果的にモデルに残った 変数として、土地の属性に関する変数である前面 道路幅員、駅までの距離、地積、容積率等があげ られる.このほかにも都市属性に関する変数とし て、昼夜間人口比率1以上ダミーを設定した。こ れは地方圏と大都市近郊圏では、地価に違いが存 在するためである. また周辺環境に関する変数と してコンビニ・スーパーダミー、小売業売上高、 商業中心地までの距離に加え、代理指標としてイ ンフラの整備状況を加えた. 立適の誘導区域の設 定においては商業の集積や既存市街地のインフラ の整備状況が観点の一つとして考慮されており、 これらの影響を統制する目的でモデルに組み入れ た. 一方で、その地価データが存在するメッシュ における居住人口, 事業所数といった統計情報は 結果的に変数として選択されなかったため、表2 には含めていない.

4. 立適の誘導区域と地価の関係

この章では、立適で定められた誘導区域と地価の関係が現状でどのようになっているかを整理する.3章で前述の通り、本研究では変数間の相互作用を前提として変数の選択した。そのため、これらの作用を加味することが可能な、重回帰分析を用いて分析を行う.表3に2019年のデータを用いた結果を示す。

表 3 2019 年のデータを用いた重回帰分析結果

No.		係数	t値	p値
	定数	9.49	27.18	0.00**
1	αダミー	0.72	9.02	0.00**
2	γダミー	0.90	11.67	0.00**
3	δダミー	0.86	9.10	0.00**
4	水道ダミー	0.68	2.65	0.01**
5	ガスダミー	0.29	5.00	0.00**
6	下水道ダミー	0.13	1.42	0.16
7	コンビニ・スー パーダミー	0.13	2.58	0.00**
8	昼夜間人口比 率1以上ダミー	-0.61	-12.29	0.00**
9	前面道路幅員	0.00	0.57	0.57
10	駅までの距離	-0.07	-3.23	0.00**
11	地積	-0.10	-3.51	0.00**
12	容積率	0.00	8.07	0.00**
13	小売業売上高	0.00	4.39	0.00**
14	商業中心地ま での距離	-0.25	-8.03	0.00**

修正済みR²=0.75

**;1%有意

表3から読み取れることを以下に示す.

- 1) γダミー・δダミーの係数が有意に正に働いていることから、誘導区域内部にある地点は外部にある地点よりも地価が高くなっている。さらに係数の値はαダミーの係数の値よりも大きくなっている。もし、誘導区域と従来の都市マスタープランによる線引きに差が存在しないのであれば、αダミーとγダミー・δダミーの変数の係数の値は近い値になるはずであるが、両者には一定程度の差が認められる。これは従来の線引きと比べて立適における誘導区域設定が、より厳しく絞り込まれていることを反映しているものといえる。
- 2) その一方で、δダミーよりγダミーのほうが、 係数が高い、すなわち居住誘導区域のみ指定 されている地域と都市機能誘導区域にも指 定されている地域を比較すると、前者のほう がわずかながら地価が高くなっている。この

ことは都市機能誘導区域に指定されている エリアでも , 現状では居住誘導区域と比較 した場合 , 必ずしも地価が高いわけではない ことを意味している. 都市機能誘導区域は誘 導施設の集積が図られるため , 利便性が向上 することによってそれ以外の区域よりも地 価が上昇することが期待されるが , 現状では そのような現象は確認できない.

5. 誘導区域設定時の基準による地価関数の差異

この章では chow 検定を用いて、居住誘導区域 の設定時に考慮した項目の違いによって地価関数 に違いがみられるかを検証する.

5.1 Chow 検定

Chow 検定とは主に計量経済学で用いられる検 定法であり、以下のように説明される.

$$y_t = \beta_{11} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t,$$

$$t = 1, \dots, T \dots (1)$$

の重回帰モデルを考える. 標本をある基準 Tb で2つに分割すると、回帰式はそれぞれの組で、

$$y_t = \beta_{11} + \beta_{12}x_{t2} + \dots + \beta_{1k}x_{tk} + \varepsilon_t,$$

$$t = 1, \dots, T_b \cdots (2)$$

$$y_t = \beta_{21} + \beta_{22} x_{t2} + \dots + \beta_{1k} x_{tk} + \varepsilon_t,$$

 $t = T_{h+1}, \dots, T \dots (3)$

となる.このとき、構造変化(回帰係数の変化)の有無を判断するために帰無仮説

$$\beta_{11} = \beta_{21}, \beta_{12} = \beta_{22}, ..., \beta_{1k} = \beta_{2k} \cdots (4)$$
を検定する.

(1)式の重回帰モデルは、分割後の2組が等しいものでなければ、適切な推定が行えないため、(4)式が成立することを前提として成立する.このことから以下、(1)式を「制約あり」と呼び、(2)(3)式は(4)式とは無関係に成立することから「制約なし」と呼ぶこととする.以下の(5)式のF統計量が自由度(R,n-2R)のF分布の臨界値より小さいとき帰無仮説は受容される.

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)}{R} / \frac{SSR_1}{n - 2R} \dots (5)$$

 SSR_0 :制約ありの残差平方和 SSR_1 :制約なしの残差平方和の合計R:制約数

n:総標本数

Chow 検定を行う際には、まず分割前の重回帰モデル(1)式と分割後の重回帰モデル(2)(3)式に対してそれぞれ重回帰分析を行う。そこから得られた残差平方和を用いて、(5)式のF統計量を算出することで重回帰モデル(2)(3)の違いを検定する必要がある。

5.2 自治体ごとの居住誘導区域設定の観点

表1より、分析対象自治体のうち、公共交通網を考慮した居住誘導区域を策定した自治体は6市であり、うち昼夜間人口比率が1を超えるのは4市、下回るのは2市である。同様に公共交通網を考慮せずに居住誘導区域を策定した自治体は6市であり、うち昼夜間人口比率が1を超えるのは2市、下回るのは4市である。

人口密度構造を考慮した自治体はいずれも公共 交通網も考慮して居住誘導区域を設定している. また災害危険性はいずれの自治体でも考慮されて いる.

最も自治体によって対応が分かれている公共交 通網を考慮しているか(以下,自治体群A),考慮 していないか(以下自治体群B),を基準として自 治体を分割する.

平成 22 年度国勢調査 ²⁷より自治体群 A, B の 通勤・通学者の総数に占める公共交通機関利用者 数(鉄道・電車,乗合バス,勤め先・学校のバスの 利用者)を算出すると,自治体群 A では 19.2%,自治体群 B では 43.1%と両者には大きな開きが存在 する. 同様に自家用車の利用者の割合を算出すると,自治体群 A では 61.5%,自治体群 B では 30.6%となり,両自治体群の交通手段には大きな差があることが分かる.このことから自治体群 A は車で

の移動が主となる地方都市が多いことに対し,自 治体群Bは公共交通網が発達している衛星都市が 多いことが分かる.

5.3 誘導区域設定の基準による地価関数の差異

この項では帰無仮説「公共交通網を居住誘導区域設定の際に考慮したかによっては地価の構造は変化しない」を Chow 検定によって検定し、立適の誘導区域の設定時に考慮した事柄によって地価構造が変わるかを検証する.

表4に2019年のデータを用いた,公共交通網を 誘導区域設定時に考慮したかを基準とした時の 「制約なし」の重回帰分析結果を示す.

なお、「制約あり」の重回帰分析結果は自治体群 A と自治体群 B 双方の 2019 年のデータを用いた重回帰分析結果であり、表 3 の結果と等しい.

(5)式に値を代入すると,

F = 9.27 > F(0.01,14,583) = 2.11

より帰無仮説は乗却される.よって公共交通網を 居住誘導区域設定時に考慮したかによって地価関 数のパラメータは有意に異なる.

立適や線引きに関する係数を自治体群同士で比較すると、自治体群 A は α ダミーの係数の値が高くなっており、 γ ダミーのそれは小さくなっている。これは自治体群 A の自治体において居住誘導区域内外の地価の差があまり大きくないことを意味している。

区域内外の地価の差が小さいことは居住誘導区域の内外に地価が高い箇所・地価が低い箇所が混在しており、単純に現在の地価が高いところに誘導区域が設定されているわけではないことを意味している。地価が高いエリアは現状において市街化が進み、都市的な土地利用が行われているエリアであると考えられる。もし基準地が都市内の土地を代表するように選定されているとすれば、このことは市街化が進み都市的な土地利用が行われているエリアであっても、居住誘導区域に指定されるとは限らないことを意味しているといえる。

公共交通網を考慮して居住誘導区域を設定した

表 4 居住誘導区域設定時に公共交通網を考慮したかを基準に自治体を分割した重回分析結果

	No.	説明変数	係数	t値	p値
		定数	8.90	19.90	0.00**
	1	αダミー	0.73	7.51	0.00**
	2	γダミー	0.80	8.18	0.00**
公	3	δダミー	0.92	7.69	0.00**
共	4	水道ダミー	0.38	1.26	0.21
交 通	5	ガスダミー	0.15	2.02	0.04*
網	6	下水道ダミー	0.20	1.48	0.14
を考	7	コンビニ・スー パーダミー	0.10	1.59	0.11
慮 し た	8	昼夜間人口比 率1以上ダミー	-0.22	-2.74	0.01**
自	9	前面道路幅員	0.00	1.89	0.06
治	10	駅までの距離	-0.02	-0.62	0.54
体 群	11	地積	-0.12	-3.16	0.00**
ΉΤ	12	容積率	0.00	7.31	0.00**
	13	小売業売上高	0.00	3.78	0.00**
	14	商業中心地ま での距離	-0.30	-7.51	0.00**
		定数	10.00	21.17	0.00**
	1	αダミー	0.55	4.20	0.00**
	2	γダミー	0.94	9.48	0.00**
公	3	δダミー	0.92	7.44	0.00**
共	4	水道ダミー	1.13	2.94	0.00**
交 通	5	ガスダミー	0.14	1.72	0.09
網	6	下水道ダミー	0.05	0.47	0.64
を考ま	7	コンビニ・スー パーダミー	0.05	0.82	0.42
慮しない自治体群	8	昼夜間人口比 率1以上ダミー	-0.84	-13.90	0.00**
	9	前面道路幅員	0.00	-1.50	0.14
	10	駅までの距離	-0.13	-5.31	0.00**
	11	地積	-0.05	-1.34	0.18
	12	容積率	0.00	4.83	0.00**
	13	小売業売上高	0.00	2.22	0.03*
	14	商業中心地ま での距離	-0.19	-4.51	0.00**

公共交通網を考慮した自治体群 修正済みR²:0.73 公共交通網を考慮しない自治体群 修正済みR²:0.85

**:1%有意 *:5%有意

自治体では、考慮せずに設定した自治体と比較すると、市街化が進み都市的な土地利用が行われているエリアであっても居住誘導区域から外れる地域が存在する傾向があることが分かる.このことから公共交通網を考慮して設定された居住誘導区域は、そうではない居住誘導区域より現状の市街

地よりもエリアを限定したものとなる傾向があることが推察される.

一方で駅までの距離に着目すると、自治体群Aでは有意に働いていないのに対して、自治体群Bでは有意に係数が働いている。

前述した自治体群A・B それぞれの特徴を合わせて考えると、鉄道などの利用者が少ない自治体では公共交通網を意識した居住誘導を推進しているのに対し、利用者が多い自治体ではすでに公共交通網を軸とした都市構造となっているため、居住誘導を行う際に公共交通網を改めて考慮することはないという傾向がうかがえる。

以上の分析では立適の誘導区域と地価の現状における関係性を明らかにしてきたが、立適が地価に影響を与えたのかは不明である。よって次章では2014年と2019年のデータを用いて、地価の変化を観察する。

6. 立適策定による地価の変動

この章では立適策定前後での地価の変化を観察する. 帰無仮説「2014年と2019年の地価関数には差異がない」を Chow 検定を用いて検定することで、立適策定が地価に影響を及ぼしたかを検証する.

表5に2014年のデータを用いた重回帰分析結果を示す。表3と表5を比較すると、係数やt値が非常に似通っていることがわかる。2019年、2014年両年の時点のデータを用いて重回帰分析を行ってもこの傾向は変わらず、両年のデータを用いた重回帰モデルを「制約あり」、2014年・2019年のそれぞれの単年のデータを用いた重回帰モデルを「制約なし」の式として、(5)式に代入すると、

F=0.315 < F(0.05,14,1166)=1.70

となり、帰無仮説は棄却されない.

F値の値を見ると、きわめて小さな値であり、 2014年と2019年の地価関数の差異は、かなり小 さいものとなっている。このことから、立適の策 定が地価に与えた影響は存在しない、もしくは極

表5 2014年のデータを用いた重回帰分析結果

No.		係数	t値	p値
	定数	9.86	31.84	0.00**
1	αダミー	0.70	9.33	0.00**
2	γダミー	0.89	12.40	0.00**
3	δダミー	0.84	9.49	0.00**
4	水道ダミー	0.48	2.21	0.03*
5	ガスダミー	0.25	4.65	0.00**
6	下水道ダミー	0.18	2.18	0.03*
7	コンビニ・スー パーダミー	0.12	2.55	0.01*
8	昼夜間人口比 率1以上ダミー	-0.61	-13.14	0.00**
9	前面道路幅員	0.00	0.86	0.39
10	駅までの距離	-0.06	-3.21	0.00**
11	地積	-0.12	-4.40	0.00**
12	容積率	0.00	7.78	0.00**
13	小売業売上高	0.00	4.15	0.00**
14	商業中心地ま での距離	-0.24	-7.95	0.00**

修正済みR²=0.76

**;1%有意 *;5%有意

めて小さなものであると推測される. 分析対象と したいずれの自治体でも立適が策定されてからあ まり時間が経過しておらず, 立適の影響はまだ十 分に表れていないと考えられる.

7. おわりに

本研究で得られた成果を以下に示す.

- 1) 立適の誘導区域内における基準地の地価は、 市街化区域内かつ誘導区域外の基準地の地 価と比較して有意に高くなっている. これは 極めて当たり前の結果とも言えるが、より都 市的な価値が高いと思われる空間が誘導区 域として指定されていることが証明された といえる.
- 2) 居住誘導区域を設定する際に公共交通網を 考慮した自治体では、考慮していない自治体 と比較して、現状において公共交通の整備レ ベルが低く、その存在を意識した誘導区域の 設定になっていることが読み取れた.

3) その一方で立適の策定が経年的に地価の変化に有意な影響を与えたことは短期的なタイムスパンでは観察できなかった.

なお、本研究の分析結果は、最も早い2017年に居住誘導区域を含めた立適を公表した都市(人口50万人以上、20万人未満の自治体を除く)の結論でしかないことに注意が必要である。分析対象都市の範囲を広げていくとともに、誘導区域設定の効果を見るうえではより長期的なタイムスパンでの観察が必要である。一方で、どのような地区に誘導区域が設定されているかを検討するためには、2018年以降に立適を公表した都市も分析の対象とする必要がある。

今後の課題としては、立適導入によるスプロール抑制効果の実際と、地価の中長期的な傾向変動を重ね合わせた検討が必要である.

謝辞

本論文を作成するにあたって、JSPS 科学研究費 (20H02265)の助成を得た、記して謝意を表する.

参考文献

- 1) 国土交通省 立地適正化計画制度 http://www.mlit.go.jp/en/toshi/city_plan/compactcity_network.html 2020.4 閲覧
- 2) 国土交通省 都市計画基本問題小委員会 中間とりまとめ http://www.mlit.go.jp/policy/shingikai/toshi01_sg_000232.html 2020.4 閲覧
- 3) 肥田野登 (1997) 『環境と社会資本の経済評価』 剄草書房
- Dowall E David Landis D John (1982) Land-Use Controls and Housing Costs: An Examination of San Francisco Bay Area Communities, Real Estate Economics, Vol.10, No.1, p.67-93.
- Anthony Jerry (2006) State Growth Management and Housing Prices, Social Science Quarterly, Vol.87, No.1, p.122-141.
- Jun Myung-Jin(2006) The Effects of Portland's Urban Growth Boundary on Housing Prices, Journal of the American Planning Association, Vol.72, No.2, p.239-243.
- Landis D.John(1992)Do Growth Controls Work? A New Assessment, Journal of the American Planning Association, Vol.58, No.4, p.489-508.
- Hanlon Bernadette Howland Marie McGuire Michael (2012)
 Hotspots for Growth-Does Maryland's Priority Funding Area
 Program Reduce Sprawl?, Journal of the American Planning

- Association, Vol.78, No.3, p.256-257.
- 9) 立山善宏(2017)千葉県柏市の検討事例から見る大都市近郊に おける立地適正化計画策定の意義,日本不動産学会誌,Vol.31, No.2,p.78-82.
- 10) 稲垣幸直(2017)札幌市における立地適正化計画の策定,日本 不動産学会誌、Vol.31、No.2、p.83-88.
- 11) 大串葉子(2017)立地適正化計画策定都市(地方圏)の現状と課題:新潟市の事例,日本不動産学会誌,Vol.31,No.2,p.89-92.
- 12) . 甘粕裕明・姥浦道生・苅谷智大・小地沢将之(2018)立地適正 化計画と都市計画マスタープランの計画内容の関係性に関す る研究:都市機能誘導区域図と将来都市構造図の整合性に着 目して-、都市計画論文集、Vol.53、No.3、p.400-407.
- 13) 寺島駿・松川寿也・丸岡陽・中出文平・樋口秀(2018)線引き地 方都市における3指標を基にした居住誘導区域の指定に関す る即地的研究,都市計画論文集, Vol.53, No.1, p.76-84.
- 14) 西井成志・真鍋陸太郎・村山顕人(2019)立地適正化計画における居住誘導区域設定の考え方とその背景-市街化区域に対する居住誘導区域の面積比率が対象的な自治体の比較を通じて-,都市計画論文集、Vol.54、No.3, p.532-538.
- 15) 松縄暢・藤田朗(2017)居住誘導施策の費用便益分析、都市計画 論文集、Vol.52, No.3, p.467-474.
- 16) 宮原慎・中村憲明・塚原健一・秋山祐樹(2019)居住誘導施策に よる下水道既存インフラ資産の改築更新に与える影響の把握 と汚水処理の持続可能性確保に向けたマネジメントに関する 研究、土木学会論文集 F4, Vol.75, No.2, p. 1 120-1 131.
- 17) 竹間美夏・佐藤徹治(2017)立地適正化計画に基づく居住誘導施 策検討のための都市内人口分布推計手法の開発・愛知県豊橋 市を対象として-、都市計画論文集、Vol.52、No.3, p.1124-1129.
- 18) 中道久美子・桐山弘有助・花岡伸也(2019)ライフステージを考慮した集約型都市構造実現のための居住誘導ターゲット世帯の分析,都市計画論文集、Vol.54、No.3、p.680-687.
- 19) 国土交通省 立地適正化計画策定の手引き http://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/toshi_city_plan_tk_000035.html 2020.4 閲覧
- 20) 総務省 連携中枢都市圏構想 https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/renkeichusutoshiken/index.html 2020.4 閲覧
- 21) 和泉洋人(1998)地区計画策定による土地資産価値増大効果の 計測, 都市住宅学, Vol.1998, No.23, p.211-220.
- 22) 山下英和(2011)総合設計制度における外部効果の計測, 都市 住宅学、Vol.2004、No.47、p.107-112.
- 23) 総務省統計局 平成 27 年国勢調査 http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/2020.4 閲覧
- 24) 国土数値情報 ダウンロードサービス http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/ 2020.4 閲覧
- 25) 総務省統計局 平成 27 年国勢調査 http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/2020.4 閲覧
- 26) 経済産業省 商業統計 https://www.meti.go.jp/statistics/tyo/syougyo/2020.4 閲覧
- 27) 総務省統計局 平成 22 年国勢調査 http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/2020.8 閲覧