固定資産税が都市空間構造に与える影響
－住宅用地の特例はコンパクトシティの促進に有効か－

大分大学 経済学部・准教授　　林　勇貴

2026 年２月

▌概　要 ▐

１　研究の背景と目的

固定資産税などの土地保有税は、実効税率が全用途で一定であれば、地価を変化させるだけで用途配分には影響しないとされる。しかし、現実の固定資産税は、かつての農地特例や現行の住宅用地特例のように、用途間で不均一な課税が行われており、これが土地利用、つまり都市の空間構造に影響を与える可能性が指摘されてきた。

土地税制が土地利用に与える影響に関する既存研究は、いずれも農地に対する税を対象としており、住宅地に対する保有税が都市内部の土地利用（商業地から住宅地への用途転換など）に与える影響を分析した研究は国内外ともに見当たらない。

一方、日本ではかねてより、中心市街地の空洞化や郊外のスプロール化が深刻な問題となっていたが、急速な人口減少と高齢化が進行する中、都市機能と居住を中心部に集約し、効率的で持続可能な都市構造を再構築する必要性が高まっている。

本研究は、以上のような学術的、政策的な課題を背景として、住宅用地特例の拡充が用途転換を通じて都市構造にどのような影響を与えたかを、1994 年の税制改正を自然実験とし、三重差分法（Difference-in-Difference-in-Differences、以下 DDD とする）により検証しようとするものである。この研究によって、固定資産税がコンパクトシティ政策の一つとして有効かどうか、政策効果を最大にするにはどのような条件を備える必要があるかが明らかになる。

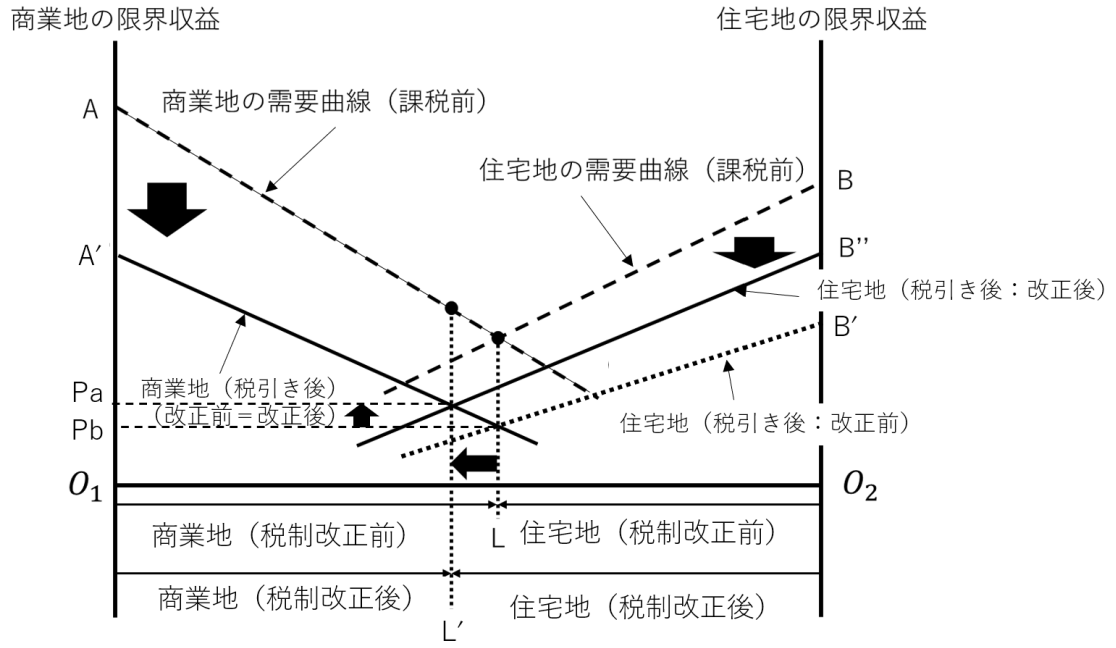
２　理論モデルと実証的含意

２－１　理論モデル

図１において、固定資産税がない場合には商業用途はO_1L、住宅用途はO_2Lとなる。

固定資産税を導入しても、商業用地と住宅用地が同じ税率（$AA'/AO_1 = BB'/BO_2$）で課税されるなら、商業地の需要曲線はA′、住宅地の需要曲線はB′となり、商業用地と住宅用地の大きさは変化しない。ここで住宅用地特例が拡充され、住宅用途の固定資産税の軽減が拡大すると、商業用地はO_1LからO_1L′に縮小し、住宅用地はO_2LからO_2L′に拡大する。つまり、土地は商業地から住宅地に用途転換が発生する。このとき、地価の水準は税制改正前のP_bから、改正後にはP_aに上昇する。

図１　住宅用地特例の拡充の効果



２－２　実証的含意

本研究では、土地利用の変化を直接観察するのではなく、住宅用地の特例の拡充が地価を上昇させることに着目し、地価変動を土地の用途転換の代理変数として用いた。理論では、商業地から住宅地への転換が生じるとしているが、拡大した住宅地に対して需要がともなわなければ転換が生じることはない。一方、住宅地に対する総需要を一定だとするなら、住宅地に転換された地域で新規の住宅需要が発生したのであれば、他地域で需要の減少が生じ、地価の下落が発生していると考えられる。また、住宅地への転用の供給源である商業地が必要であることから、商業地の割合が異なるという「都市空間の異質性」が地価の変動に影響する。

以上のように、地価の変動を観察することによって、住宅地に対する需要の動きと、土地利用の変化を知ることが可能である。したがって、実証モデルは、「住宅用途」×「税制改正」×「商業地の割合」という三つの項の識別を可能にするものでなくてはならない。

３　実証分析

３－１　分析方法

政策評価で広く用いられる DID（差の差分法）は、住宅地と商業地の地価トレンドの差、都市構造（商業地率θ）の違いによる構造的トレンドの差、都心と郊外の長期的トレンドの差、といった問題から parallel trends が成立しない可能性がある。本研究では、①用途（住宅地／商業地）、②時期（改正前／改正後）、③空間構造（商業地率高／低）という三つの差異を利用する DDD（三重差分法）を採用することで、他の要因をコントロールしながら政策効果を純粋に抽出することが可能になる。

３－２　実証モデル

分析に用いる基本モデルは以下の通りである。

$$\ln(P_{it}) = \alpha + \beta_1(\mathrm{Res}_i \times \mathrm{Post}_t) + \beta_2(\mathrm{High}\theta_i \times \mathrm{Post}_t) + \delta_1(\mathrm{Res}_i \times \mathrm{Post}_t \times \mathrm{High}\theta_i) + \delta_2(\mathrm{Suburb}_i \times \mathrm{Post}_t) + \mu_i + \lambda_{jt} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

・$\ln(P_{it})$：地価の対数値
・Res_i：住宅地ダミー
・Post_t：改正後ダミー
・$\mathrm{High}\theta_i$：商業地率高ダミー
・Suburb_i：住居専用地域ダミー

本稿で特に注目するのは、以下の係数である。
・β_1：住宅地特例拡充による住宅地全体の地価への直接効果を示す。
・β_2：税制改正後に商業地率が高い地域全体で生じた地価の構造的トレンドを示す。
・δ_1：転用可能度（商業地率）が高い地域において、税制改正後に追加的に生じた地価の変化（政策効果の異質性）を示す。

・δ_2：転用が困難である住居専用地域での追加的な地価の変化を示す。
さらにモデルには、地点固定効果μ_iと市町村×年固定効果λ_{jt}などを含むコントロール変数を組み込む。

３－３　データ

データは、住宅地と商業地が混在する地域が多い大阪府内 64 市町村を対象とする。分析期間は、1994 年の税制改正の効果を捉えるために 1991 年から 1997 年の７年間を使用した結果、サンプルは 748 地点（住宅地 617 地点、商業地 131 地点）、７年間で 5,236 サンプルとなった。地価データは国土交通省の地価公示データ、商業地率は同省の用途地域データから各公示地点の周辺 500m における商業用途地域の面積割合として算出した。

３－４　実証分析の結果

表１は、商業地率の閾値を５%から 40%まで８段階に変化させた際の DDD 推定結果である。全モデルにおいて決定係数（R^2）は 0.996 以上と非常に高く、地点固定効果を除いた WithinR^2は約 0.50 であり、税制改正前後の時間変化をともなう変数が地価変動の約 50%を説明している。

本研究の仮説を支持する以下の結果が得られた。

第一に、β_1について、係数は全てのモデルで正に有意であり、0.279 から 0.317 の範囲にある。例えば Model４（閾値 20%）の係数 0.2794 は、税制改正後に住宅地の地価が商業地に比べて約 32.2%ポイント高く維持されたことを意味する。バブル崩壊後の地価下落局面において、住宅地特例の拡充が住宅地の純便益を高め、地価の下落を下支えしたことを反映している。

第二に、β_2は負の値を示し、税制改正後に商業地率が高い地域ほど地域全体の地価下落幅が大きいことを示している。ただし商業地率が 25%を過ぎると、下落幅が縮小するという非線形性が確認され、都心部では景気後退期でも地価が底堅いことが示された。

第三に、δ_1の係数は商業地率が 10%から 25%の範囲で正に有意となり、特に閾値 20%で係数が最大（0.0726）となった。これは、商業地と住宅地が適度に混在する地域（商業地率 10%～25%）において、商業地が住宅地への潜在的な供給源として

機能し、税制改正が転用インセンティブとなって住宅地の地価をさらに押し上げたことを示している。一方、商業地率が30%以上になるとδ_1の係数は有意でなくなり、極端に商業化が進んだ都心部では、商業用途の収益性が住宅用途を大幅に上回るため、税制優遇をもってしても用途転換は進まなかったことが示唆された。これは、政策効果が都市の空間構造に依存するという本稿の主要な発見である。

表１　DDDによる推定結果

変数名		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
閾値		5%	10%	15%	20%
R^2		0.996	0.996	0.997	0.997
Within R^2		0.499	0.501	0.504	0.508
β_1 (Res × Post)	係数	0.3056***	0.2803***	0.2798***	0.2794***
	p値	6.14E-06	7.39E-10	4.27E-14	9.95E-15
β_2 (Post × Highθ)	係数	-0.0534	-0.0830**	-0.0935***	-0.1038***
	p値	0.371	0.014	0.002	0.002
δ_1 (Res × Post × Highθ)	係数	0.0299	0.0604*	0.0698**	0.0726**
	p値	0.623	0.087	0.012	0.026
δ_2 (Post × Suburb)	係数	-0.0488***	-0.0453***	-0.0452***	-0.0453***
	p値	1.50E-04	1.00E-03	8.00E-04	1.30E-03
駅距離	係数	-6.03E-05***	-5.96E-05***	-5.99E-05***	-5.95E-05***
	p値	2.36E-13	5.73E-13	1.09E-14	9.33E-15
下水ダミー	係数	0.0111	0.0079	0.0092	0.0075
	p値	0.519	0.644	0.587	0.646

変数名		Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
閾値		25%	30%	35%	40%
R^2		0.997	0.997	0.997	0.997
Within R^2		0.509	0.508	0.505	0.504
β_1 (Res × Post)	係数	0.2841***	0.3015***	0.3172***	0.3160***
	p値	1.84E-16	5.48E-17	1.26E-18	7.92E-19
β_2 (Post × Highθ)	係数	-0.1051***	-0.0999***	-0.0880**	-0.0864**
	p値	0.002	0.003	0.023	0.024
δ_1 (Res × Post × Highθ)	係数	0.0719**	0.0504	0.0274	0.0215
	p値	0.026	0.121	0.409	0.613
δ_2 (Post × Suburb)	係数	-0.0438***	-0.0434***	-0.0441***	-0.0435***
	p値	1.70E-03	1.10E-03	1.20E-03	1.50E-03
駅距離	係数	-5.92E-05***	-5.84E-05***	-6.12E-05***	-6.13E-05***
	p値	1.09E-14	1.55E-13	9.04E-14	8.24E-14
下水ダミー	係数	0.0069	0.0072	0.0062	0.0064
	p値	0.68	0.664	0.721	0.711

第四に、δ_2の係数は全てのモデルで負に有意であった。これは、転用が困難である郊外の住居専用地域（低層住居専用地域）では、他の地域に比べて相対的に地価が下落したことを意味する。この結果は、税制改正後に住宅需要が、用途転換の生じやすい都心周辺の商住混在地域にシフトした可能性を示唆している。

４　政策的含意

以上の結果は、理論モデルが導いた３つの仮説、すなわち（１）税制改正による住宅地の相対的地価上昇、(２)転用可能度が高い地域での追加的な政策効果の発現、（３）転用が困難な住居専用地域における需要流出を支持するものであり、固定資産税の用途間の不均一課税は土地利用の変化を通じて空間構造に影響を与えることが示された。

以上の結果を総合すると、以下の政策的含意が導かれる。

第一に、景気後退において、住宅地向けの税制優遇は住宅市場の安定化に有効である。

第二に、固定資産税は都市構造を誘導する有効な政策手段となり得る。ただし、その効果は用途の混在度に依存するため、政策効果を最大化するには用途混在の度合いを考慮したきめ細やかな制度設計が不可欠である。

第三に、郊外地域では住宅用地の特例拡充が居住の都心回帰を促す可能性がある。

このように、税制が土地利用構造と相互作用しながら地域ごとに異なる結果をもたらすことから、固定資産税をコンパクトシティの推進のような都市政策の手段として用いる際には、「用途混在の度合い」を考慮した制度設計が不可欠であるといえる。

なお、今後の課題は、税制改正が実際の土地利用転換にどの程度結びついたかの検証、他地域での分析による一般化可能性の確認、人口の地域間移動や企業立地といった長期的な都市空間構造変化の分析が挙げられ、本稿の分析を起点とした研究が求められる。