
相続税制が賃貸住宅市場に与える影響

令和3年11月

公益財団法人日本住宅総合センター

目次

第1章 調査の背景と目的	1
第2章 日本の相続税制とその変遷	2
1. 日本における相続税制とその特徴	2
2. 相続税における不動産の評価	4
3. 相続税制の変遷と 2015 年改正	5
4. 相続税における賃貸住宅の優位性	9
第3章 相続税制が賃貸住宅市場に与える影響	12
第4章 再開発事業が賃貸住宅市場に与える影響	14
1. 再開発事業が賃貸住宅市場に与える影響	14
2. 再開発事業と地価の関係	17
3. 再開発事業と建築着工の関係	17
4. 再開事業が家賃に与える影響の実証分析	20
5. 再開発事業が相続税を通じて賃貸住宅市場にもたらしたもの	29
第5章 相続税制の改正が賃貸住宅市場に与えた影響	30
1. 相続税改正と家賃の関係	30
2. 相続税改正と建築着工との関係	30
3. 相続税改正が家賃に与えた影響分析	35
4. 相続税改正が賃貸住宅市場にもたらしたもの	42
第6章 結論	43
付録. 分析手法について	45
固定効果モデル	45
固定効果モデルの本研究への適用	46
DID の理論的背景	48
ヘドニック・アプローチの理論的背景	52
参考文献	55

第1章 調査の背景と目的

日本では、2007年に高齢化率が21%を超え超高齢社会に突入し、多くの人々が相続に直面する。多くの日本人にとって、相続財産をどのように継承していくかということは重要な問題であり、相続税制は家計の行動に大きな影響を与える。相続財産のなかでも、土地・家屋といった不動産は非常に大きな割合を占めており相続税制の影響も大きい。たとえば、規模の大きく評価額の高い住宅所有者は、金融資産を十分に所有していないという流動性制約に直面した場合、相続税を支払うために、土地を売却するという行動がしばしば観察される。

一方で、現行の相続税制は、金融資産での相続でなく不動産、特に賃貸住宅による相続の節税効果が大きく、個人が賃貸住宅を建設する大きなインセンティブとなっている。令和2年度予算における税収の内訳を見ると、相続税・贈与税の割合は2.1%と19.8%の消費税の10分の1以下の割合となっており、相続税が税収に占める割合は小さい¹。しかしながら、節税インセンティブによって相続税が土地住宅市場、特に賃貸住宅市場に与える影響は大きいといわれている。こうした賃貸住宅は必ずしも市場の需要に応じた供給となっていないため、供給が増加した場合には市場家賃に対して負の影響を与え、住宅市場を歪める可能性が生じる。課税の歪みをなくし、中立的な相続税制を設計するためにも、現在の税制が与えている影響について検討する必要がある。本研究では、相続税制が住宅市場、特に賃貸住宅市場の家賃に与える影響について分析する。節税インセンティブは、税制の改正や予測できない地価の上昇といった税負担が大きくなる局面で強くなる。例えば、2015年、相続税は基礎控除額の引き下げという大きな改正が行われ、課税対象者が増加したため、相続税における不動産の重要性はさらに増している。

本研究では、賃貸住宅市場データを用いて相続税における節税インセンティブの影響の検証を行う。まず、第一に再開発を地価を上昇させるイベントとして捉え相続税の影響を受けやすい地域とそうでない地域を識別し、両地域における家賃のデータを比較することによって効果を検証する。次に、相続税負担が増えた2015年改正前後で、節税対象となりやすい賃貸住宅とそうでない賃貸住宅の家賃を比較する。

¹ 財務省ホームページ。 https://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/condition/a01.htm

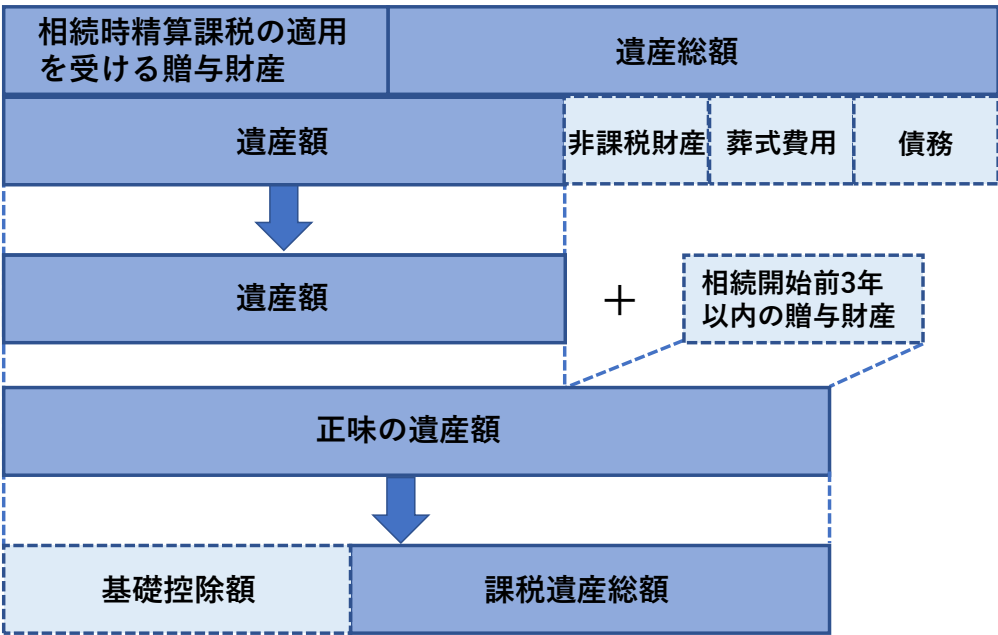
第2章 日本の相続税制とその変遷

1. 日本における相続税制とその特徴

相続税は、個人が被相続人（亡くなった人）から相続などによって財産を取得した場合に、その取得した財産に課される国税である。ただし、全ての相続財産に課税されるわけではなく、相続によって取得した財産の価額から、債務や葬式費用、非課税財産を引くことで、課税価格の合計額を算出する。その後、課税価格から基礎控除額を差し引いたものを課税遺産総額といい、この課税遺産総額に対して相続税が課される（図表1）。したがって、相続した財産の課税価格の合計が基礎控除額を超えなかった場合、相続税を納める必要はない。2021年現在では、この基礎控除額は「3000万+600万×法定相続人の数」であり、相続税の税率については、相続した遺産総額が大きいほど税率も高くなる累進構造となっておりこれは我が国における相続税制の大きな特徴となっている（図表2）。

そうして決まった相続税額に対して、未成年者控除、障害者控除、暦年課税に係る贈与税額控除、相続時精算課税に係る贈与税額控除とった、税額控除が存在する。また、配偶者については、遺産分割や遺贈により実際に取得した正味の遺産額が1億6,000万円までか、配偶者の法定相続分相当額までであれば、配偶者に相続税はかからない。

図表 1 課税遺産総額の計算



出所) 国税庁のホームページより作成

図表 2 相続税の速算表：法定相続分に応ずる取得金額税率控除（2021 年時点）

課税標準税率控除額	課税標準税率控除額	課税標準税率控除額
1,000 万円以下	10%	—
3,000 万円以下	15%	50 万円
5,000 万円以下	20%	200 万円
1 億円以下	30%	700 万円
2 億円以下	40%	1,700 万円
3 億円以下	45%	2,700 万円
6 億円以下	50%	4,200 万円
6 億円超	55%	7,200 万円

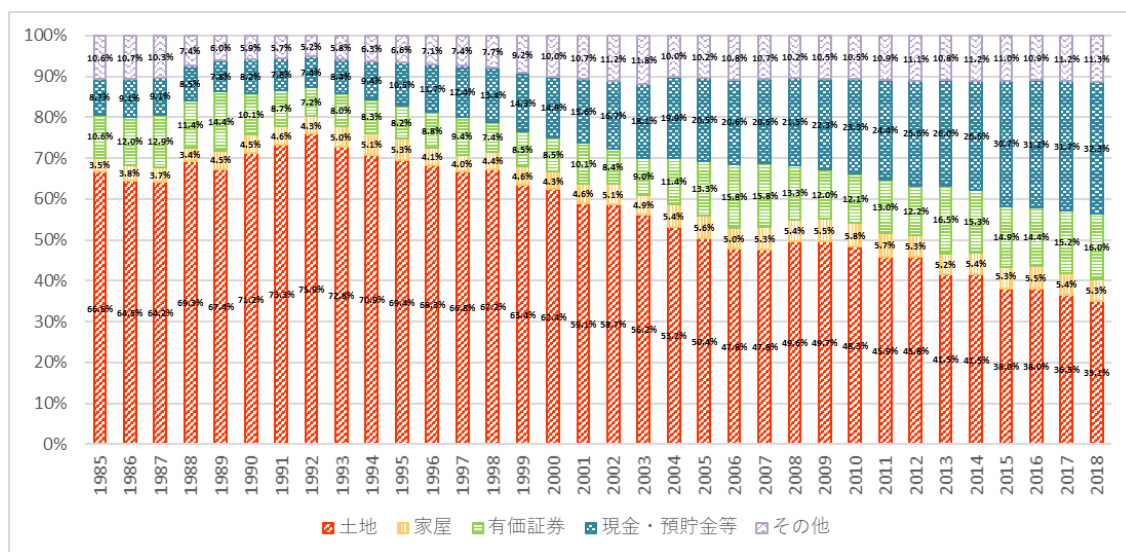
注：この速算表で計算した各相続人の税額を合計したものが相続税の総額になる。

出所）国税庁のホームページより作成

相続税の対象となる資産は、現金、預貯金、不動産、有価証券、宝石類などのほか、生命保険や死亡退職金などのみなし相続財産、さらには貸付金や特許料など経済的に価値のある全てのものを指す。現状で相続財産として大きな割合を占めるのが土地や家屋などの不動産である。図表 3 は相続財産の取得財産価額を種類別の割合で示したものである。2018 年の相続財産の構成比をみると、土地が 35.1%、家屋が 5.3%、有価証券が 16.0%、現金・預貯金等が 32.3%となっており、土地の割合が最も大きい。しかし、土地の割合は年々減少傾向にあることがわかる。バブルによる地価の高騰によって土地割合は 1992 年で最高になり、相続財産のうち 75.9%を土地が占めていた。その後、土地の割合は減少してきており、過去 10 年間の土地割合の平均は約 42%である。一方、近年の傾向として、現金や預貯金の割合が増加していることも確認できる。ただ、依然として、相続税において土地や建物が重要な位置を占めているといえるだろう。

これは、日本の相続税制においては、金融資産に比べて不動産のほうが課税上の評価が低いことが原因である。評価額が低いということは、相続税制の下では、土地や建物の保有が有利である。この土地や建物の相続税は、購入価格や建築費用ではなく、相続税評価額に基づいて計算される。そこで、以下ではまず、土地や建物の相続税における評価基準についてまとめ、さらに賃貸住宅が建っている土地や、その賃貸住宅の評価額についても説明する。

図表 3 相続財産における取得財産価額の構成比



出所) 国税庁統計年報より筆者作成

2. 相続税における不動産の評価

通常の相続財産は時価で評価されるが、土地や建物などの不動産においては評価方法が異なり、通常時価よりも低く評価される。

(1) 土地の相続税評価

相続税において、土地は一般的に路線価方式で評価される。路線価方式では、評価する宅地が面している道路の1㎡あたりの価額である路線価に、その宅地の面積をかけることで土地の価額が計算される。一般に、路線価は公示地価の8割程度といわれている。路線価は、国税庁が毎年7月ごろにその年の1月1日時点の価格を公表し、国税庁のホームページから閲覧することが可能である。面している道路に、路線価が定められていないような宅地の場合、固定資産税評価額を基に計算される倍率方式によって土地の価額が決定される。

(2) 貸家建付地の評価

自分の所有している土地に、建築した家屋を他人に貸し付けている場合、その土地を貸家建付地という。相続税においては賃貸住宅が立っている土地、つまり貸家建付地は、路線価で評価された自用地評価額と比べて、評価額を低く抑えることができる。この貸家建付地の評価額は、次のように求める。

$$\text{貸家建付地の評価額} = \text{自用地評価額} \times (1 - \text{借地権割合} \times \text{借家権割合} \times \text{賃貸割合})$$

図表 4 小規模宅地等の特例の減額割合

相続開始の直前における宅地等の利用区分		要件		限度面積	減額割合
被相続人等の居住の用に供されていた宅地等		①	特定居住用宅地等に該当する宅地等	330㎡	80%
被相続人等の事業の用に供されていた宅地等	貸付事業以外の事業用の宅地等	②	特定事業用宅地等に該当する宅地等	400㎡	80%
	貸付事業用の宅地等	③	特定同族会社事業用宅地等に該当する宅地等	400㎡	80%
		④	貸付事業用宅地等に該当する宅地等	200㎡	50%

出所) 国税庁ホームページより作成

賃貸割合とは、賃貸住宅の専有部分の全床面積のうち、貸している部分の床面積の割合である。したがって、空室が少なく、賃貸されている割合が高いほど評価額は減額される。

(3) 小規模宅地等の特例

土地の相続税評価においては、さらに評価額を低くすることができる小規模宅地等の特例がある。これは、被相続人が居住していた土地、事業をしていた土地、賃貸していた土地について、一定の要件を満たすものが相続した場合、その土地の評価額を最大80%減額できる特例である。ただし、被相続人が賃貸事業をしていた宅地については減額割合が50%となり、さらに200㎡の限度面積がある。この小規模宅地等の特例は、さきほどの貸家建付地に対しても適用できるため、相続時に賃貸住宅が建っている土地については、大幅に評価額を引き下げることが可能となる。小規模宅地等の特例の限度面積と減額割合は図表4に示した。

(4) 建物の相続税評価

建物においては、固定資産税評価額がそのまま評価額として使われる。固定資産税評価額は建築費用の6～7割程度であるといわれている。さらに、その建物が賃貸住宅である場合には、借家権割合である30%と、賃貸割合が減額される。

3. 相続税制の変遷と2015年改正

相続税は、過去に何度も改正されてきた税制であるため、その改正の過程を説明する。これまでの税率や特別控除の変遷をまとめたものが図表5である。相続税が現行のよ

うな法定相続分課税方式として確立されたのは1958年からである²。当時は、税率構造が13段階で最高税率が70%と、現在よりも累進度が高い税金だった。

1975年には、相続財産である土地の価格の上昇などによって、相続税の負担が大きくなっていたことから、基礎控除額の定額控除がそれまでの600万円から2000万円に大幅拡大された。また、この改正では、農地を相続した場合の納税猶予制度も新設された。これは、農業を継続する意思があるにもかかわらず、相続税を支払うために農地を手放さなければならない相続人が生じる状況を考慮して導入された制度である。この特例は、現在も存在し、農地本来の相続税額のうち、農業投資価格を超える部分に対応する相続税が一定の要件のもとに納税を猶予される³。

バブル期に入るとさらに地価が高騰したことで、相続税を払えない相続人が続出した。これに伴い、1988年、92年、94年と短い期間に3度の改正が行われている。これらはすべて基礎控除額が引き上げられ、相続税が減税された。しかしバブル崩壊後、地価は下落していったのにもかかわらず、基礎控除額の水準が据え置かれ、税率も引き下げられたため、相続税の負担は大幅に軽減された。

近年だと、相続税制は2015年1月1日に改正され、基礎控除額が引き下げられた。改正前の基礎控除額は、「5000万+1000万×法定相続人の数」であったが、改正によって「3000万+600万×法定相続人の数」に変更された。これにより、従来の基準では課税対象者でなかった人が、新たに相続税の対象となるケースが多発し、実質的な増税となった。図表6は、相続税の課税価格と課税割合の推移である。相続税の課税対象となる財産の価格である課税価格は、1980年代後半から90年代前半にかけて増加し、ピークは1992年で約18兆8000億円である。また、2000年代に入ってから10兆円から11兆円を推移していたが、改正された2015年では、約14兆5000億円に増加し、2018年には16兆円を超える金額となっている。課税割合とは、被相続人のうち相続税の課税対象となった被相続人の割合のことであるが、バブル期の地価の急激な上昇によって1987年には7.9%まで上昇した。その後、基礎控除が引き上げられる改正が行われたため、課税割合は減少していった。2015年の改正後の課税割合は8.0%であり、前年までの4.0%前後の水準からほぼ倍増している。このように、2015年の改正によって、相続税による税収は増加したことがわかる。

また、この改正では税率も一部引き上げとなり、1億円を超えた場合の税率が新たに2つ追加され、6段階から8段階の構造に変更された。図表5から明らかなように、税率の累進度が高いことも日本の相続税制の特徴である。

² 法定相続分課税方式とは、遺産を法定相続人が民法に基づく法的相続分によって得たとして、相続税の総額を計算し、これを取得した遺産の額に応じて各人の相続税額を算出する方法である。

³ 農業投資価格とは、恒久的に農業に使用されることを前提にした売買価格として国税庁が定めたものである。路線価と同じく、国税庁のホームページで調べることができる。

さらに、2015 年の改正によって小規模宅地等の特例の適用要件も変更され、特定居住用宅地等の限度面積が改正前の 240 m²までから、改正後の 330 m²までと拡大された。2015 年の税制改正においては、全体としては増税となっているなかで、不動産の相続に関しては緩和されたともいえる。

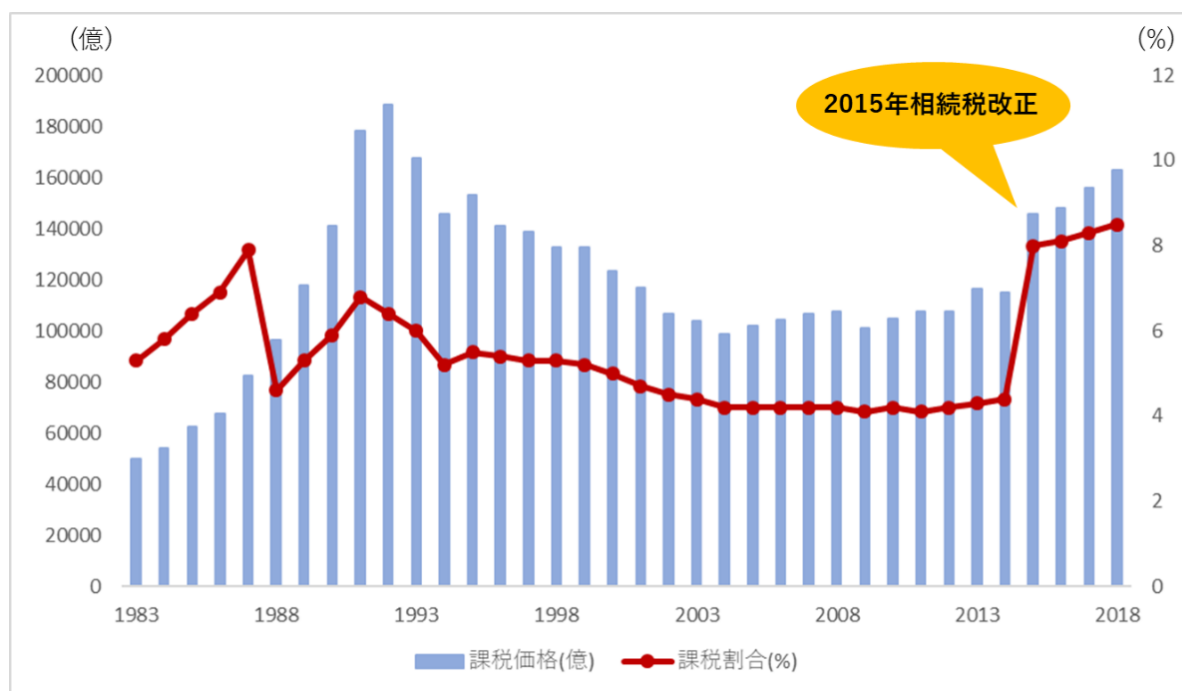
図表 5 相続税の変遷

単位(100万円)																				
年度	1950-51	52	53-55	56-57	58-61	62-63	64-65	66	67-70	71-72	73-74	75- 80	81-82	83-87	88-91	92-93	94-2002	03-14 ^{*4)}	15-21 ^{*4)}	
課税方式	累進的取得税 ^{*1)}		遺産取得税		遺産取得税 ^{*2)}														相続時精算課税制度仕絶	
基礎控除																				
定額控除					1.5	2	2.5	4		6	20		40	48	50	50	30			
法定相続人数 比例控除	0.15	0.3	0.5	0.5	0.3	0.5		0.8		1.2	4		8	9.5	10	10	0.6			
限界税率	相続額																			
10%				0-0.2	0-0.3		0-0.6		0-2		0-4	0-7	0-8	0-10	0-10					
15%			0-0.2	0.2-0.5	0.3-0.7		0.6-1.5		2-5		4-8	7-14	8-16	10-30	10-30					
20%		0-0.2	0.2-0.5	0.5-1	0.7-1.5		1.5-3		5-9		8-14	14-25	16-30	30-50	30-50					
25%	0-0.2	0.2-0.5	0.5-1	1-2	1.5-3		3-5		9-15		14-23	25-40	30-50							
30%	0.2-0.5	0.5-1	1-2	2-4	3-5		5-8		15-23		23-35	40-65	50-100	50-100	50-100					
35%	0.5-1	1-2	2-4	4-7	5-7		8-12		23-33		35-50	65-100								
40%	1-1.5	2-3	4-7	7-10	7-10		12-18		33-48		50-70	100-150	100-200	100-300	100-200					
45%	1.5-2	3-5	7-12	10-15	10-20		18-30		48-70		70-100	150-200			200-300					
50%	2-3	5-10	12-20	15-20	20-30		30-50		70-100		100-150	200-270	200-400	300-	300-600					
55%	3-4	10-20	20-30	20-30	30-50		50-75		100-140		150-200	270-350			600-					
60%	4-5	20-50	30-50	30-50	50-70		75-100		140-180		200-250	350-450	400-2000							
65%	5-7	50-100	50-100	50-100	70-100		100-150		180-250		250-500	450-1000								
70%	7-10	100-	100-	100-	100-		150-		250-500		500-	1000-	2000-							
75%	78% 10-15, 80% 15-25, 85% 25-50, 90% 50-								500-											
特別控除及び配偶者に対する税額控除																				
配偶者控除	配偶者控除新設価格から1/2				税額控除に変更		2		4	6	特例なし									
税額控除					Min(30,税額の1/2)を控除				以下の金額に対する税額を控除											
					Min[X,配偶者の実際の相続額]															
					X=Min[1000万円、配偶者の法定相続分]						Max[4000万円,遺産額の1/2]		X=Max[8,000万円,配偶者の法定		X=Max[1億6,000万円,配偶者の法定相続分]					
小規模宅地等特例制度													新設 ^{*3)}	改正 ^{*4)}	改正 ^{*5)}	改正 ^{*6)}				
農地相続人に対する特別控除																				
	特例なし									市場価格と農地価格の差額										

出所) 財務省、大蔵省『日本の税制』、『日本の土地税制』、『財務省』税制改正の大綱』

表注) *1)遺産取得税方式の相続税と一生累積・受贈者課税の贈与税の統合、*2)税額計算に遺産税方式、*3)事業用60%,居住用70%,併用事業部分60%,住居部分80%、*4)2008年の税制改正で「事業承継税制」が創設。*5)2019年の税制改革で個人事業者向けに「個人版事業承継税制」が創設。これらは個人の相続と関係ないため表には明記していない。

図表 6 課税価格と課税割合の推移



出所) 国税庁統計年報より作成

4. 相続税における賃貸住宅の優位性

前述したように、日本の相続税制では、金融資産よりも土地や建物のほうが課税上の評価が低い。金融資産で相続するとそのままの価格で評価されるのに対し、土地は公示地価の8割程度である路線価によって評価される。さらに、その土地が賃貸住宅の敷地である貸家建付地の場合、路線価よりも低い評価となり、その上、小規模宅地等の特例を用いることで大幅な評価減となる。また、建物に関しても相続税では、実勢価格よりも低い固定資産税評価額をもとに評価される。したがって、相続税の課税対象になるような多額の資産を持つ人は、生前に資産を金融資産から不動産にシフトさせて相続することで、かなりの節税が期待できる。

節税目的で土地を購入したり、その土地に賃貸住宅を建てる際には、莫大な建築費用がかかるが、その費用を借り入れして資金調達することでさらなる節税効果が見込める。これは、借入金には債務控除として相続財産から差し引かれるからである。このような理由から、伝統的な相続税の節税手段として、「借金してアパート購入」という方法がとられる。

ここで、簡単な具体例を用いて、金融資産に比べて不動産による相続が有利であることを示す。2億円の資産を相続する場合を想定し、法定相続人は子ども1人であるとする。

る。まず、2 億円をすべて金融資産（預金）で相続することを考えると、納める税額は、

課税価格の合計

2 億円

課税遺産総額

2 億円－3600 万円＝1 億 6400 万円

税額

$0.4 \times 1 \text{ 億 } 6400 \text{ 万円} - 1700 \text{ 万円(控除額)} = 4860 \text{ 万円}$

となる⁴。

続いて、2 億円を預金ではなく土地で相続する場合の税額を考える。土地の評価額は市場価格の 8 割とすると、1 億 6000 万円で評価されるが、さらにこの土地の上に借入れをして 1 億円の賃貸住宅を建てるとする。するとこの土地の課税価格は、貸家建付地として評価されるため、さらに割り引かれる。建物の評価基準である固定資産税評価額は建築費用の 7 割とし、借地権割合は 70%、借家権割合は 30%、空室はないとするとそれぞれの課税価格は下記のようになる。

貸家建付地

$2 \text{ 億円} \times 0.8 \times (1 - 0.7 \times 0.3 \times 1) = 1 \text{ 億 } 2640 \text{ 万円}$

賃貸住宅

$1 \text{ 億円} \times 0.7 \times (1 - 0.3) = 4900 \text{ 万円}$

さらに、この土地に小規模宅地等の特例が適用できるとすると、貸付事業用宅地等に関しては、50%評価額が減額される。よって、土地の評価額は、 $1 \text{ 億 } 2640 \text{ 万円} \times 0.5 = 6320 \text{ 万円}$ となるため、課税価格は

課税価格の合計

$6320 \text{ 万円} + 4900 \text{ 万円} - 1 \text{ 億円(債務控除)} = 1220 \text{ 万円}$

となる。課税価格の合計が、基礎控除額の 3600 万円を下回っているため、この場合納める相続税はゼロである。金融資産（預金）で相続した場合は、4860 万円の相続税が発生したが、その預金を土地にシフトさせて、さらに借入れをして賃貸住宅を建てることで相続税額はゼロとなり、大幅な節税に成功している。

⁴ 現在の税率については、図表 2 を参照。

このように、同じ資産額でも、金融資産ではなく不動産で相続し、借り入れによる債務控除を利用することで、大きな節税が可能になる。

第3章 相続税制が賃貸住宅市場に与える影響

本章では、相続税制が住宅市場、特に賃貸住宅市場に与える影響について先行研究を整理しつつ考察する。制度上、金融資産で相続するよりも土地や建物で相続した場合、税額が小さくなることから、相続税制が土地市場や住宅市場を歪めている可能性がある。

相続税制の歪みが土地の利用や地価に与える影響について分析した研究としては、浅田・山崎 (2010)がある。繰り返しになるが、現在の相続税制には重要な問題点が存在する。第一は、土地に対する課税評価が金融資産と比べて相対的に低い。第二は、相続税制は累進度の高い税制であるために、節税対策として金融資産に比べて課税標準の低い土地で相続することによる節税インセンティブが大きくなっている点である。相続税と並んで不動産と金融資産の選択に影響を与える税に、土地譲渡所得税が存在する。不動産取得税は相続税と対照的な働きをもたらす。日本では、金融資産を譲渡・売却する場合には、ほとんど税金がかからないのに対し、土地の譲渡には相対的に高率の所得税が課されている。したがって、資産を転売しようとする人々にとって、土地は必ずしも有利な資産ではなく、相続税とは対照的なインセンティブを与える。

浅田・山崎 (2010)では、土地譲渡所得税と相続税が、地価を不安定化させる要因になっていることを示した。すなわち、初期時点で不動産を限界的に売却して金融資産で相続したケースと、不動産で相続をしたケースを比較し、相続税が原因で、宅地保有者が土地を市場に売却してもよいと考える供給価格にプレミアムが発生していることを明らかにした。すなわち、現行の相続税制下では人々が不動産を持ち続けるインセンティブがあることを示している。浅田・山崎 (2010)では、シミュレーションによりその供給価格のプレミアム率を計算している。実際に比較的大きな宅地を保有する家計のプレミアム率を時系列的に観察した結果、地価の変動によってプレミアム率も同様に変化していることを示した。こうした結果を踏まえて、地価を安定化させるため、望ましい相続税制として2つの提言をまとめている。一つは、基礎控除を引き下げて、税率の累進度をフラットにするという方法であり、もう一つは土地の評価を8割に上げるという方法である。これらの2つの想定したうえで、宅地保有のプレミアム率をシミュレーションした結果、どちらの方法でもプレミアム率の変動が小さくなり、その結果、現在の制度下より地価の変動を安定的にすることが可能であることが示されている。

本研究の目的である、相続税が賃貸住宅市場に及ぼす影響について理論的に整理した先行研究としては、山崎 (2019)がある。山崎 (2019)では、個人や法人による通常の賃貸住宅経営に比べ、節税対策としての賃貸住宅経営が有利なことを、家賃収入の期待収益率を比較することで示している。以下、山崎 (2019)を簡単に紹介する。(1)式は、通常の賃貸経営の期待収益率を表している。賃貸経営による収入は、毎月の家賃収入と住宅の値上がり益の合計から、経営に必要な費用である税金や管理費を差し引いたものである。期待収益率は、この収益を土地を含めた賃貸住宅の価格で割った数字である。

$$\frac{\text{家賃} + \text{値上がり益} - \text{税金} \cdot \text{管理費}}{\text{アパート価格(建築費} + \text{土地価格)}} \quad (1)$$

対して、節税対策としての賃貸住宅経営の期待収益率は(2)式のように考えることができる。節税対策の場合、賃貸住宅を建てることで相続税を節税できた額は収入として含めることができる。そのため、節税効果の分だけ通常の賃貸経営に比べて、節税対策の経営のほうが期待収益率は高くなる。

$$\frac{\text{家賃} + \text{値上がり益} - \text{税金} \cdot \text{管理費} + \text{節税額}}{\text{アパート価格(建築費} + \text{土地価格)}} \quad (2)$$

したがって、節税対策として賃貸住宅を所有する場合、そうでない場合と比べ同じ収益を得るために低い家賃で市場に供給することが可能となっている。同じ賃貸住宅市場に参入しようとしている通常の賃貸経営者にとっては障害になる可能性がある。

さらに、瀬下 (2019)は、節税目的の経営者が、良質な賃貸住宅を建設するインセンティブが低い理由として、相続後の転用コストを低くするためであると指摘している。土地と賃貸住宅を相続した次の世代が、それを転用してより効率的な土地利用をしようと考えているとする。すなわち、節税目的の賃貸経営者は、なるべく低いコストで節税したいと考えるため、賃貸住宅の建設コストを削減しようするだろう。その結果、人々の節税行動によって建設コストが低く、品質が十分でない賃貸住宅が供給されると予想することができる。具体的には、木造や軽量鉄骨造りのアパートが、節税対策としては合理的であるといえる。また、ファミリー向けの賃貸住宅よりも、借主の居住期間が比較的短い学生向けワンルームマンションのような、コストの低い賃貸住宅を供給するであろう。こうした状況下では、純粋な投資目的で賃貸住宅から収益を上げたい個人・法人にとって競争上不利になるため、相続税は良質なアパートの供給を阻害しているといえる。

このように、相続税制においては、賃貸住宅経営に乗り出すことで大きな節税が可能であることから、賃貸住宅の家賃や質に影響を与えており、これが賃貸住宅市場に歪みをもたらしていると考えられる。

第4章 再開発事業が賃貸住宅市場に与える影響

1. 再開発事業が賃貸住宅市場に与える影響

(1) 再開発事業とは

本章では、相続税の賃貸住宅市場への影響を分析するために再開発事業の効果を利用する。すなわち、再開発事業によって特定のエリアの地価を急激に上昇し相続税負担が重くなるような状況を利用した分析を行う。それに先立ち本節では、再開発事業の概要についても簡単に解説する。公益社団法人全国市街地再開発協会によれば、まちづくり事業手法としては、市街地再開発事業、優良建築物等整備事業、住宅市街地総合整備事業、防災街区整備事業、街なみ環境整備事業、住環境整備事業、マンション建替事業、業務代行方式といった手法が存在する⁵。本研究では、最も一般的かつ規模が大きく外部経済の影響も大きいと考えられる「市街地再開発事業」に焦点をあて分析を行う。

市街地再開発事業（以下、再開発）とは、都市再開発法に基づき、土地の合理的かつ健全な高度利用、建築物の不燃化、公共施設の整備などを行い、より住みやすい街にするための事業である。市街地再開発事業の要件は、以下のとおりである。

- ①高度利用地区・都市再生特別地区又は特定地区計画等区域内
- ②区域内にある耐火建築物の割合が 1/3 以下
- ③区域内の土地が細分化などで、土地の利用状況が不健全
- ④土地の高度利用を図ることが都市機能の更新に貢献

この事業は、第一種市街地再開発事業と第二種市街地再開発事業の2つに分けられる。第一種は、それまでの土地や建物の権利を、事業によって新たに建設された共同建築物に対する相応の権利に変換する方法（権利変換方式）で行なわれる。このとき事業前からの権利者は、事業前と等価の新しい建築物と土地の床を受け取り、これを権利床という。また、事業施工者は資金の提供に応じて保留床という形で、建築物の権利を受け取る。大半の市街地再開発事業はこの第一種の方法で行われる。

第二種は、第一種より緊急性が大きい場合に実施される。事業施工者がいったん施行地区内の建物や土地の権利を買収又は収用し、従前の権利者が希望すれば、その対償に代えて新たな建築物の床が与えられる。一般的に、再開発はその周辺地域の住環境や利便性、防災性の向上や、経済を活性化させることから、地価を上昇させるといわれている。また、再開発では土地の高度利用も図るため、容積率も緩和される。

⁵ 各事業の詳細については、公益社団法人全国市街地再開発協のホームページに詳しい
(<https://www.uraja.or.jp/town/knowhow/>)

(2) 再開発事業が賃貸住宅市場に与える影響

再開発は、高度利用や防災面の強化によりそのエリアの利便性や安全性を高めるため、一般的にその周辺地域の地価を上昇させる⁶。したがって、再開発が行われた地域の地主からすれば、自分の資産である土地の価額が外生的に上昇することになる。その結果、相続するときに、再開発が行われなければ納める必要がなかった相続税が発生したり、納める相続税が増加する可能性がある。この意味で、再開発の影響を受けた地域の相続人は他の地域の相続人に比べて、節税行動をするインセンティブが高くなると考えられる。再開発の影響を受ける地域の地主がとる節税手段としては、前述したように土地に賃貸住宅を建てる方法が有効である。そのため、再開発の影響が強い地域では短期的に賃貸住宅の超過供給がもたらされ、同エリアの賃貸住宅の家賃を低下させる効果をもつ。次節では、こうした再開発が人々の節税行動を通して賃貸住宅の家賃に与える影響を分析する。

本研究では、再開発が周辺の地価を上昇させ、賃貸住宅の超過供給を促す効果をもたらすという仮説の下、再開発の影響を受けた地域で相続税節税のインセンティブが高いトリートメントグループとして考え、その他の地域をコントロールグループと区別している。次節以降では、家賃への影響を検証する前段階として、再開発が実際に地価を押し上げ、賃貸住宅の着工数を増加させるかについて確認する。

(3) 分析に用いた再開発事業データ

再開発のデータは東京都都市整備局の市街地再開発事業地区一覧⁷のデータで、物件から直線距離で最も近い再開発エリアの情報をを用いる。今回対象とした再開発は工事完了公告時点で 2000 年以降のものである。対象の再開発エリアは図表 7 で示している通りである。

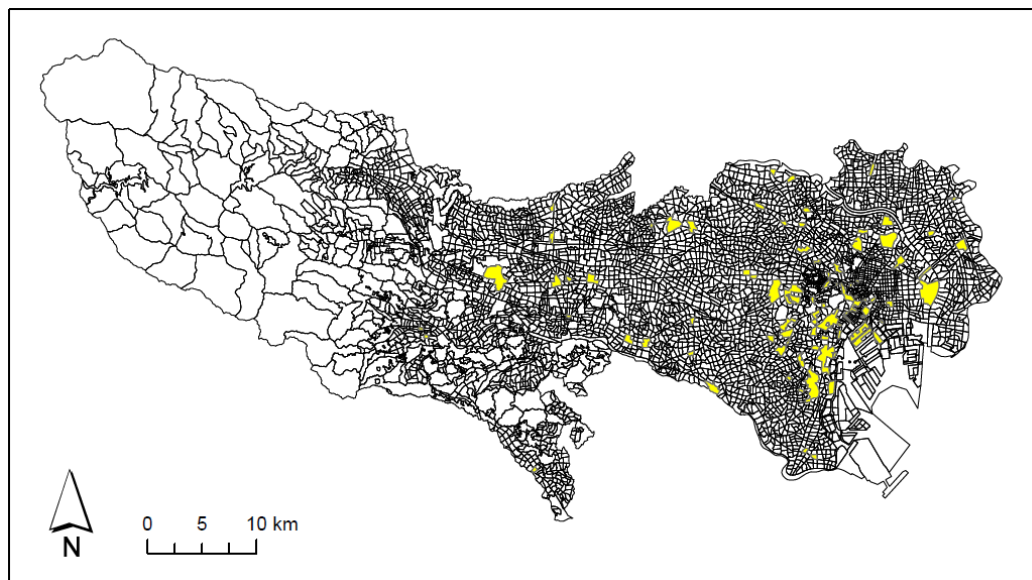
これは、自治体等が公表している資料をもとに、再開発が行われた地域を町丁目レベルで特定し、CSIS（東京大学空間情報科学研究センター）が提供するアドレスマッチングサービスを用いてポイントデータに変換した。その後、そのポイントデータが境界内に存在する町丁目のポリゴンデータを再開発エリアとして特定した。その際、対象期間内で、東京都内では 212 件の再開発が行われていたが、再開発エリアが町丁目間で接している場合、合わせてひとつの再開発エリアとみなした。その結果、79 の再開発が対象となる。ただし、同一の再開発エリア内で完了時期を異にする複数の再開発が行わ

⁶ 再開発のような利便性の向上が地価を増加させるメカニズムは、資本化仮説（capitalization）仮説と呼ばれている。すなわち、資本化仮説とは地域アメニティによる便益や税負担が、当該地域の地価（もしくは地代など）に反映されるものである。Rosen(1974)によって提唱されたヘドニックアプローチによって、Tiebout(1956)の「足による投票」の検証や地方公共サービスの評価などに多く用いられている。資本化仮説及びヘドニックアプローチについての詳細は、金本(1992)などが詳しい。

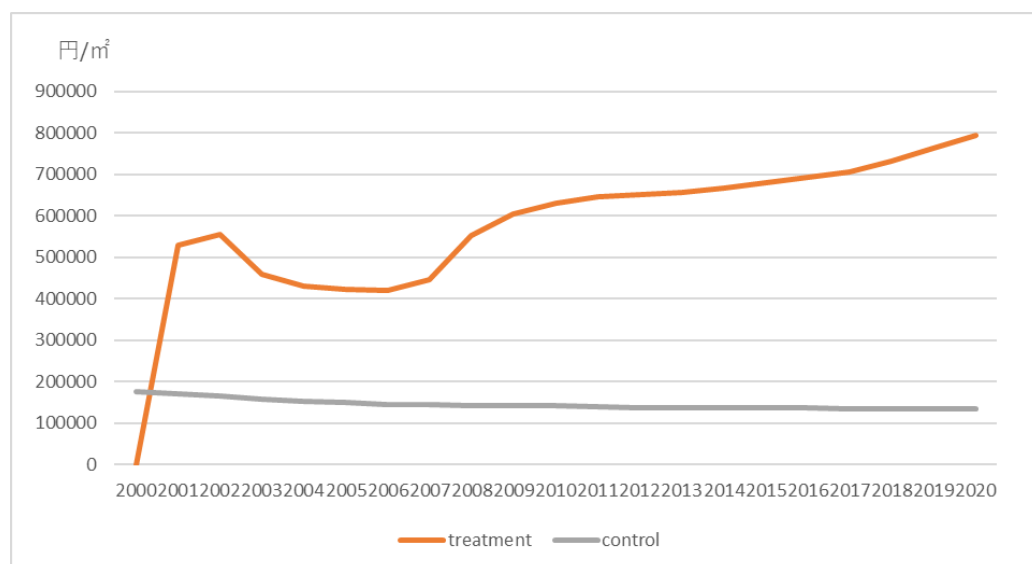
⁷ 東京都都市整備局（<https://www.toshiseibi.metro.tokyo.lg.jp/bosai/sai-kai.htm#b>）

れた場合、先に行われた再開発の影響が地価や家賃に及ぶと考えられるため、再開発時期の情報は、工事完了公告時点で日付が早い再開発に合わせている。

図表 7 東京都の再開発エリア



図表 8 再開発エリアにおける公示地価の平均価格推移（東京都）



出所) 2000 年～2019 年の公示地価、東京都都市整備局「市街地再開発事業地区一覧」より作成

注：treatment は 2000 年以降に完了した再開発事業が 5 km 以内にある公示地価標準地を選択している。ただし、エリアに含まれていたとしても完了以前の時点では集計から除外している。そのため、2000 年は 0 となっている。control は、すべての期間を通じて再開発事業から 5 km 圏外にある標準地を選択している。

2. 再開発事業と地価の関係

再開発の影響を受ける地域とその他の地域で、公示地価の平均を比較したのが図表 8 である。2000 年から 2020 年までの東京都の公示地価のデータを用いて、再開発地点から 5 km 圏内に存在する公示地価の標準地を再開発の影響を受ける地点とし、それらの地点のうち再開発事業が完了した時期以降を集計対象として、各年の平均を計算した (treatment)。一方、再開発の影響を受けない地価として、再開発地点から 5km 以上離れている標準地の平均を計算している (control)。

再開発が行われていない地点については、時系列的に地価は下落傾向にある一方で、再開発が行われた周辺地域の公示地価は平均的に control に比べ地価が高く、特に 2007 年以降上昇傾向にある。したがって、少なくとも再開発が行われた地域については、そうでない地域に比べて地価は高い傾向にあることが読み取れる。ただし、この傾向は必ずしも再開発によって地価が上昇したという因果関係は示していないことには注意が必要である。再開発は 23 区など都心部で多く行われている一方で、そうでない地域は郊外部が多く、そういった地域特性を単純に比較しているという可能性も考慮する必要がある。当然、地価を変動させる要因は他にも多々あり、そのような要因をコントロールしたうえで、再開発が地価を押し上げているのかどうかを分析する必要がある。このような課題はあるものの、再開発の地価への影響に関する詳細な分析は今後の課題とし、本研究では再開発が周辺地域の地価を上昇させると仮定して分析を進める。

3. 再開発事業と建築着工の関係

本節では、再開発事業が建築着工数へ与えた影響について分析を行う。1 節において、再開発により地価が上昇した結果新たに相続税の課税対象者となり賃貸住宅を減税目的のために建設する可能性について言及している。このような可能性の検証を目的として、本節においては再開発地域とそれ以外の地域において着工数の変化率を比較する。

本節で用いるデータは 2 つあり、着工数のデータと再開発地域のデータである。まず、着工数のデータは住宅着工統計（国土交通省）を使用している。住宅着工統計には、市区町村別に建物構造ごとの着工数が含まれている。そして、賃貸住宅のうち長屋および共同住宅の着工数を用いる。建物構造の分類は、木造、鉄骨鉄筋コンクリート造、コンクリートブロック造、鉄筋コンクリート造、鉄骨造の 5 種類であるが、本節においては木造および鉄骨造の着工数の変化を記述する。再開発地域については『市街地再開発事業地区一覧』（東京都都市整備局）を使用する。

これらのデータを用いることで、東京都を対象に新規着工数の変化率を再開発地域とその他の地域で比較する。地域の分け方についてであるが、完了した再開発事業が存在する市区町村をそれぞれの年ごとに再開発地域として設定している。その上で、再開発

地域ではない市区町村をコントロールグループとしてそれぞれの年で設定している。

着工率の変化について結果を図表 9 および図表 10 へ示している。図表 9 においては、木造賃貸住宅の着工数の変化率を再開発地域とその他の地域に分けて示している。2013 年付近を除き、全体的に再開発地域において着工数の増加率は正となっていることが分かる。そして、2014 年と 2016、2017 年においては再開発地域の着工数増加率はコントロールグループと比較して大きいことも確認できる。

図表 10 においては、鉄骨造賃貸住宅の着工数の変化率を再開発地域とその他の地域に分けて示している。2013 年において増加率の急激な上昇がみられるが、2014 年および 2015 年の着工増加率がコントロールグループと比較して大きいことが分かる。

なお、2013 年の着工件数増加率が木造、鉄骨造ともに大きく前後の年と違っているが、この理由については、2013 年の東京都における再開発地域が千代田区のみであったことに起因する。

以上の結果より、再開発地域において 2015 年の相続税制改正前後で着工数の増加を確認することができた。しかし、着工数の増加割合が再開発の起こっていない地域と比較して十分に大きいか確認することはできなかった。この原因として大きく 3 点考えられる。まず 1 点目として、再開発地域の設定が広すぎる可能性が考えられる。本節における分析においては、データの制約により市区町村単位での着工数の変化のみしか使用することができなかった。しかし、本節において指定した再開発地域は再開発が行われた市区町村であり、該当市区町村内において再開発が行われたのはその一部の区画のみである。そのため、十分に再開発が着工数へ与えた影響をつかめていないという可能性が考えられる。こうした状況に対処するためは、再開発地域の規模を考慮した分析が必要である。

そして、2 点目に再開発が行われた地域が十分に存在していないことが挙げられる。上記のように、2013 年に東京都での再開発が完了した地域は東京都千代田区神田淡路町の 1 件のみであり、この地域における再開発は約 2.2 ヘクタールのみであった。このように、再開発地域が十分に存在していない年度が存在していたことも可能性の 1 つとして挙げられる。

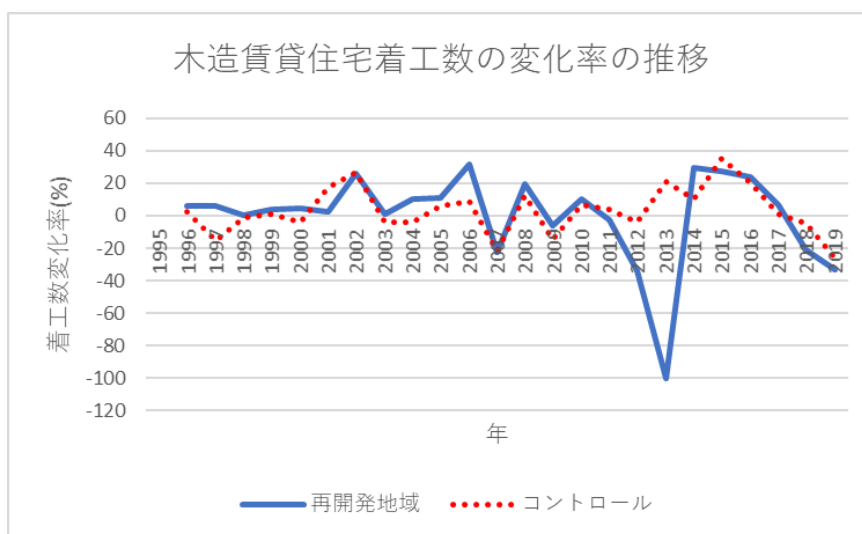
最後に 3 点目として、再開発が完了した年と前年の着工数を比較していることが挙げられる。再開発の際に、賃貸住宅を同時期に建設するのではなくある程度時期を分散させた可能性や、再開発開始直後に建設する可能性、逆に完了からしばらくタイムラグを持って着工される可能性など、再開発の完了年以外に賃貸住宅の建設を行った可能性を否定できない。そのため、再開発完了年と前年の比較という単純な分析では十分な結果が出なかった可能性が考えられる。

ただし、2014 年については再開発地域における木造賃貸住宅の着工数の前年からの増加率は約 29%、鉄骨造賃貸住宅については約 9%と高水準となっており、次の 2015 年においても木造と鉄骨造でそれぞれ、約 27%、約 15%と高水準を維持していること

が分かる。つまり、2013 年の相続税制改正の公布以降、木造および鉄骨造の賃貸住宅の着工数は再開発後に大幅な上昇がみられることが分かる。この原因としては、再開発により地価が上昇することで新たに相続税の課税対象者となった結果、減税を目的として賃貸住宅の建設を行ったと考えられる。

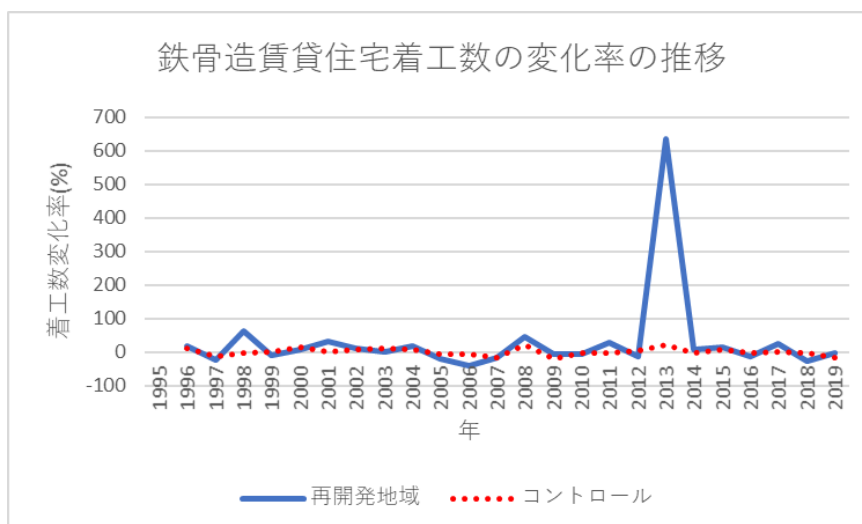
次節においては、再開発が家賃へ与える影響について分析を行う。

図表 9 木造の賃貸住宅における新規着工数の変化率



出所) 国土交通省「建設着工統計」、東京都都市整備局「市街地再開発事業地区一覧」より作成

図表 10 鉄骨造の賃貸住宅における新規着工数の変化率



出所) 国土交通省「建設着工統計」、東京都都市整備局「市街地再開発事業地区一覧」より作成

4. 再開事業が家賃に与える影響の実証分析

(1) 実証モデル

前章の仮説に基づいて、相続税が賃貸住宅の家賃に与える影響を実証分析によって明らかにする。相続税を節税するインセンティブが高い地域と、そうでない地域の家賃を比較することで相続税の影響を分析する。節税をするインセンティブが高い地域とは、すなわち再開発による地価上昇の影響を受ける地域であり、これをトリートメントグループとする。比較対象のコントロールグループは再開発の影響を受けないような地域の物件である。再開発の影響を受けたトリートメントグループでは、再開発によって地価が上昇することで、節税目的の賃貸住宅の供給が増加し、その結果、その地域の家賃が相対的に低くなるということが考えられる。

分析に当たっては、再開発事業のアナウンスメント効果を考慮した再開発開始ダミーと実際に利便性等の向上が期待される再開発完了ダミーの 2 つのケースについて考慮する。具体的には、下記のような実証モデルを推定する。

$$Rent_{it}/Price_{it} = \beta_0 + \beta_1 Redev_s_{it} + \beta_2 Redev_c_{it} + \sum \delta_k x_{ik} + \alpha_j + T_t + u_{it} \quad (3)$$

ここで $Rent_{it}$ は m^2 あたりの成約賃料、 $Price_{it}$ は物件から最寄りの標準地の公示地価である。また、 $Redev_s_{it}$ は再開発開始ダミーで、2 km 圏内に再開発エリアが存在し、かつ再開発がスタートした、つまり都市計画決定の日付以降に成約された物件なら 1 をとるダミー変数である。再開発の完了についても同様に、工事完了公告を基準としたダミー変数を作成 ($Redev_c_{it}$) し、トリートメントグループとしている。なお、ここでは再開発の影響が及ぶ範囲を 2 km と仮定しているが、実際の推定では 2 km の他にも再開発からの距離についてさまざまなパターンで推定し、どのくらいの距離まで再開発による家賃への影響がみられるか確認している。対してコントロールグループは再開発の影響を受けないエリアにある物件だが、これは 5km 圏内で再開発が行われたことがない地域が対象であり、再開発ダミーはゼロとなる。

x_{ik} はその他の物件特性で、 α_j は町丁目個別効果、 T_t は時間効果、 u_{it} は誤差項である。分析に際しては、町丁目についての固定効果推定を行っている。

実際に使用する説明変数については図表 11 に示している。建物構造は 9 種類あり（木造、ブロック、鉄骨造、RC、SRC、PC、HPC、軽量鉄骨、その他）、木造を基準として、ダミー変数をそれぞれ作成した。間取りのタイプも 9 種類あり（ワンルーム、K、DK、LK、LDK、SK、SDK、SLK、SLDK）、ワンルームを基準としたダミー変数をそれぞれ作成している。また、成約年ダミーは 2000 年を基準として、2019 年まで各年のダミーを含めている。

なお、実際の推定には被説明変数として、地価に対する成約賃料の比率（ $Rent_{it}/Price_{it}$ ）を用いている。前述したように、再開発の影響は家賃に影響する前に地価を上昇させると考えられる。家賃は超過供給が生じたときに下落すると考えられるが、同時に地価の上昇とともに増加すると考えられる。再開発の家賃への影響を考えるときには、地価による影響と超過供給による影響を識別する必要がある。その際、地価への影響をコントロールするために、地価を説明変数として直接加えた家賃関数を推定してしまうと、地価と誤差項間の相関による内生性が生じる。なぜならば、地価は資本化仮説で説明されるように、すべての立地要因を反映すると考えられるため、家賃の観測できない要因と相関する可能性があり、内生性の問題が発生するためである。そこで、本研究では、成約賃料を地価で割ることにより地価の影響を除いている。したがって係数の解釈は、他の要因を一定にしたとき、それぞれの説明変数が、地価に比べて家賃にどれだけの効果を与えるのかを測ることになる。これは、分母の地価を賃貸住宅価格の代理変数としてとらえるならば、第3章で示した山崎（2019）で示された(2)式の賃貸住宅の利回りに近い形となっている。

ここで、関心があるのは、再開発に関するダミーの係数である。これらの係数は、再開発の開始、または完了の影響を受けた地域ではその他の地域に比べて、成約賃料と地価の比率がどのように変化するかを捉える。再開発による地価上昇で、節税対策の賃貸住宅供給が増加することで、トリートメントグループの成約賃料が低下するならば、再開発ダミーの符号条件は負である。これは、被説明変数が地価に対する成約賃料の比率であることから、再開発によって地価が上昇したとしても、節税対策の賃貸住宅によって、成約賃料の上昇が小さくなっていると解釈することができる。

図表 11 変数の説明

変数	定義
m ² あたり成約賃料(円)	1m ² あたりの成約賃料。
地価(円)	公示地価。それぞれの物件から最も近く、成約年に対応した公示地価を使用。
築年数(年)	成約時点での築年数。
駅までの時間(分)	最寄り駅までの所要時間。
階数(階)	建物の総階数。
沿線ダミー群	最寄り駅の沿線ごとにダミー変数を作成。
建物構造ダミー群	建物の構造ごとにダミー変数を作成。
間取りダミー群	間取りのタイプごとにダミー変数を作成。
成約年ダミー群	物件の成約年ごとにダミー変数を作成。
再開発開始ダミー	2km圏内に再開発エリアがあり、その再開発の都市計画決定の日付以降に成約された物件だったら1をとる。
再開発完了ダミー	2km圏内に再開発エリアがあり、その再開発の工事完了公告の日付以降に成約された物件だったら1をとる。

(2) データと記述統計

推定には、公益財団法人東日本不動産流通機構が運営している REINS（不動産流通標準情報システム）の、2000 年から 2019 年に成約された東京都の賃貸住宅物件データを用いる。外れ値として成約賃料が 1 万円以下、または 300 万円以上の物件を除外した。また、被説明変数に用いる地価のデータは、物件から直線距離で最も近くかつ成約年に対応した公示地価を使用している⁸。

図表 12 でトリートメントグループとコントロールグループごとの、物件の標本サイズを示している。物件が再開発の影響を受ける範囲、すなわちトリートメントグループを 1 km 単位で区切って、それぞれカウントしている。よって、たとえば、再開発エリアから 1 km 圏内を再開発の影響を受ける物件と考えた場合の標本サイズは、トリートメントグループは 629,105 戸、コントロールグループは 14,334 戸となる。

コントロールグループの定義は、いずれも 5km 圏内に再開発エリアがない物件であるため、14,334 戸で共通となっている。東京は、特に再開発が行われた件数や場所が多いため、トリートメントグループのサンプルが多くを占める。

図表 13 は、 m^2 あたり成約賃の年平均をグループごとにプロットしたものである。2 km 圏内に再開発エリアがある物件をトリートメントグループ、5 km 圏内に再開発エリアがない物件をコントロールグループとして平均を計算している。これにより、再開発エリアの周辺、つまりトリートメントグループの物件は、コントロールグループよりも、もともと家賃が高いことが確認できる。これは、再開発は都心部で多く行われているためと思われる。

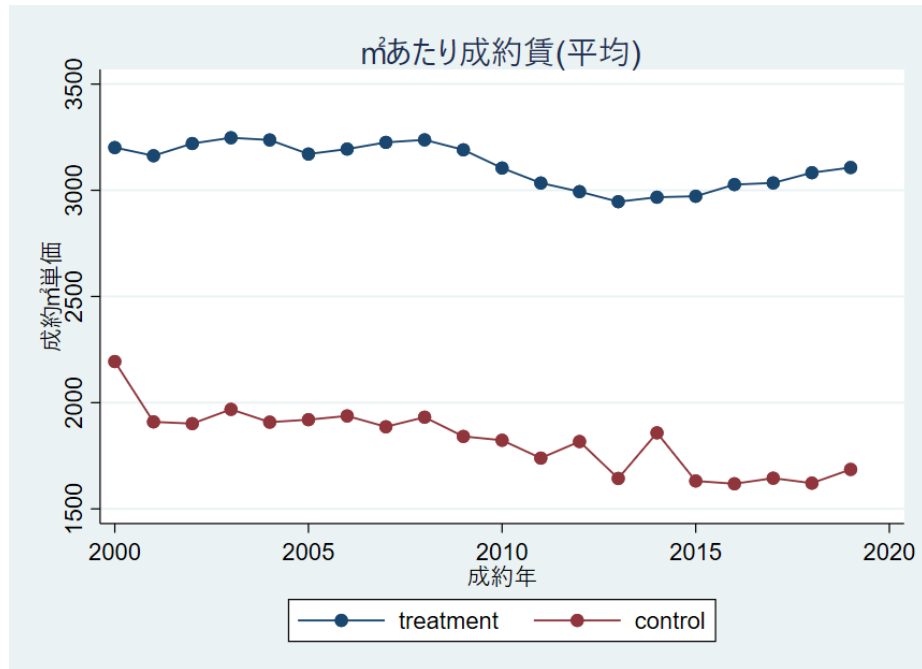
また、図表 14 は実証モデルである(3)式の被説明変数として使用する、 m^2 あたりの成約賃と地価の比率 ($Rent_{it}/Price_{it}$) の年平均の推移を示したものである。成約賃と地価の比率にすると、成約賃のみの平均と比べて、グループ間の大小は逆転しコントロールグループのほうが平均が高い値になっている。これは、再開発の影響を強く受ける都心部の地価が、郊外に多いと思われるコントロールグループの地価よりも非常に高いため、地価で割ると、トリートメントグループの値のほう小さくなってしまいうことが理由として考えられる。

図表 12 距離圏ごと標本サイズ

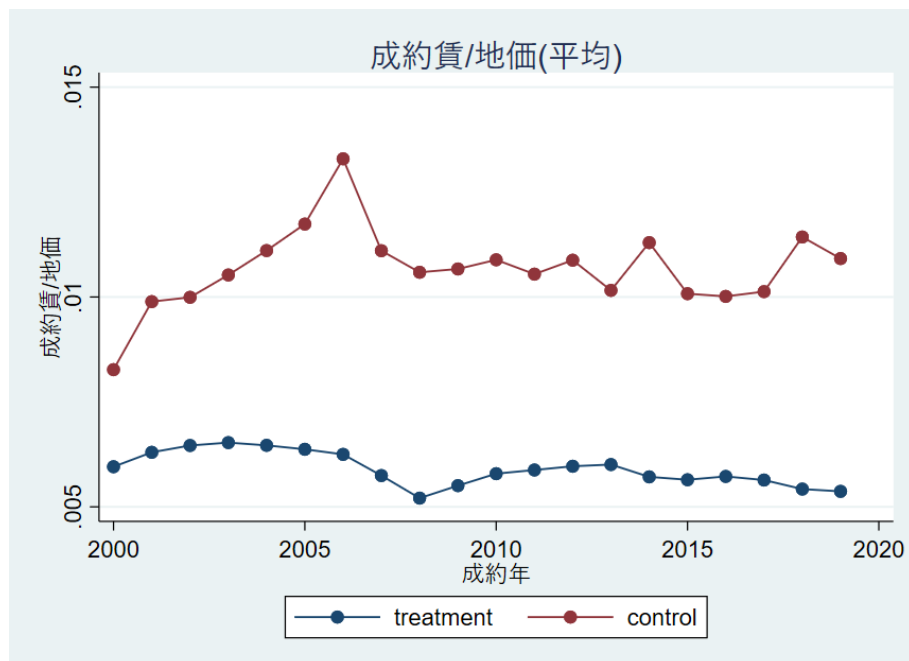
	1km圏内	2km圏内	3km圏内	4km圏内	5km圏内
control	14334	14334	14334	14334	14334
treatment	629105	978956	1184479	1274070	1294996
all	643439	993290	1198813	1288404	1309330

⁸ 物件からの直線距離は ESRI ジャパンが提供する ArcGIS（地理情報システム）によって計測している。

図表 13 m^2 あたり成約賃料の平均



図表 14 $(\text{m}^2\text{あたり成約賃料}/\text{地価})$ の平均



図表 15 は、分析に使用する主なデータの記述統計量である。すべてのサンプルの統計量と、グループごとの統計量も示した。2 km 圏内で再開発が行われた物件をトリートメントグループ、5 km 圏内で再開発が行われていない物件をコントロールグループ

ループとして計算した。築年数の平均を比較すると、再開発エリア 2km 圏内の平均が約 18.2 年であるのに対し、コントロールグループの平均は約 20.0 年と、再開発の影響を受けていないと思われるエリアの方が大きいことがわかる。一方、建物の階数はトリートメントグループは約 5.5 階、コントロールグループは約 3.4 階と、再開発エリア 2km 圏内の方が平均的に高い。また、再開発に関するダミーを見ると、トリートメントグループの再開発開始ダミーと再開発完了ダミーの平均値はともに 1 でない。これは、物件の最寄りで行われた再開発の、時期や期間がそれぞれ異なるからである。したがって、2 km 圏内で再開発が行われたが、成約時点ではまだ再開発が開始および完了していなかった物件もトリートメントグループとして平均値を計算している。

図表 15 記述統計量

変数	全サンプル		2km圏内再開発施工あり		5km圏内再開発施工なし	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
<被説明変数>						
成約㎡単価	3044.341	1712.171	3063.625	1696.705	1727.301	2184.616
成約㎡単価/地価	0.006	0.004	0.006	0.003	0.011	0.018
<説明変数>						
築年数	18.238	12.324	18.212	12.357	20.043	9.598
駅までの時間	7.003	4.474	6.963	4.431	9.749	6.182
階数	5.559	5.055	5.590	5.08	3.451	2.046
再開発開始ダミー	0.832	0.374	0.844	0.363	0	0
再開発完了ダミー	0.608	0.488	0.616	0.486	0	0
標本サイズ	993290		978956		14334	

※沿線ダミー群、建物構造ダミー群、間取りダミー群、成約年ダミー群については省略

(3) 推定結果

(3)式を推定した結果が図表 16 である。(1)が通常の OLS の結果で、(2)が町丁目単位で固定効果を含めた結果である。また、検定には町丁目でクラスター化した標準誤差を用いており、表のカッコ内は t 値を示している。一部のコントロール変数（建物構造ダミー群や間取りダミー群など）は表から省略している。

相続税の影響を捉える再開発ダミーをみると、再開発開始ダミーに関しては、OLS による推定結果では負の値をとり統計的にも有意に推定されているが、固定効果を含めた場合、有意な差はみられない。一方、再開発完了ダミーは、どちらの推定結果でも負となっており、有意水準 1%で、地価に対する成約賃料の比率に有意な差があるといえる。再開発完了ダミーが負の値をとるということは、再開発完了の影響を受けた地域では、地価の上昇に比べて、家賃の上昇が相対的に小さくなっていると解釈できる。これは、

再開発完了の影響を受けた地域で地価が上昇した結果、節税対策の賃貸住宅の供給が増加し、この供給が再開発エリア周辺の家賃を低下させているという仮説を支持する結果といえる。

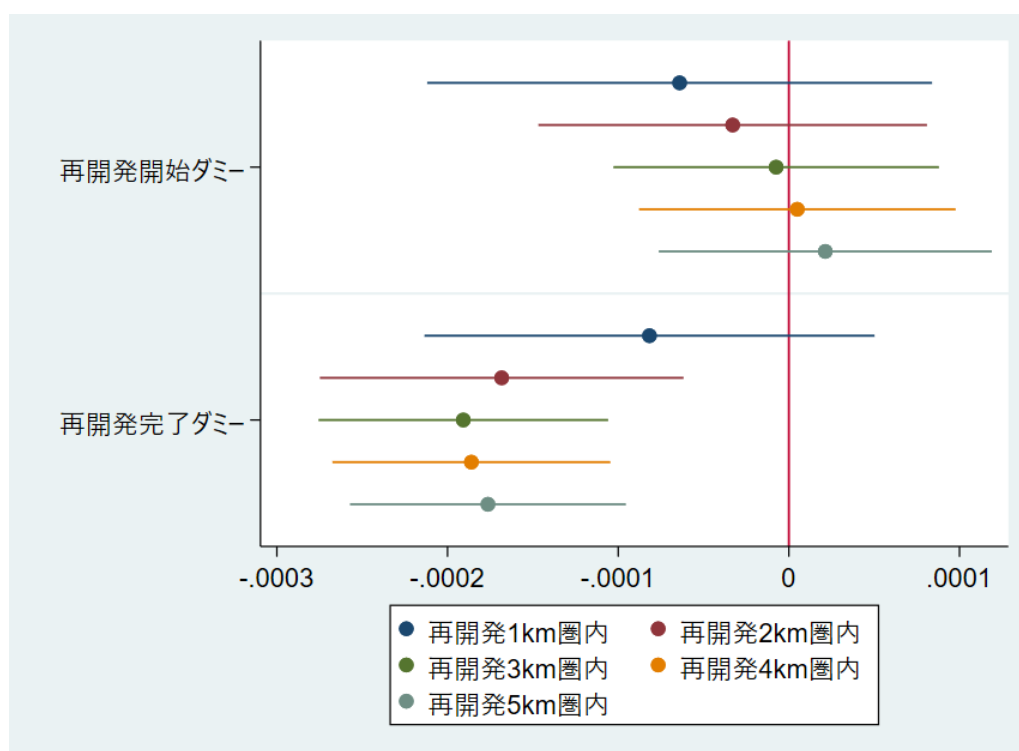
図表 16 推定結果

変数名	成約賃/地価	
	(1)	(2)
築年数	-0.00004*** (-36.87)	-0.00005*** (-18.68)
(築年数) ²	0.00000*** (2.70)	0.00000*** (3.05)
駅からの時間	0.00012*** (15.68)	0.00011*** (11.41)
階数	-0.00004*** (-22.15)	-0.00004*** (-7.12)
再開発開始ダミー	-0.00006*** (-5.10)	-0.00003 (-0.57)
再開発完了ダミー	-0.00017*** (-20.75)	-0.00017*** (-3.10)
町丁目固定効果	No	Yes
年次ダミー	Yes	Yes
Observations	993290	993290
Adj R-squared	0.139	0.121

※カッコ内はt値。有意水準は* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

※検定には頑健標準誤差を使用

図表 17 トリートメントグループを変えた場合の推定値



再開発の完了では地価に対する成約賃料の比率に有意な差がみられるが、再開発の開始については影響がみられない。この理由として、再開発の開始、つまり再開発のアナウンスメントによる、地価上昇の効果はない、あるいは上昇させたとしても再開発完了ほど大きくないからであると予想できる。地価が上昇しなければ、節税対策の賃貸住宅の供給は増加しないため、家賃への影響はみられないはずである。

図表 16 では、再開発から 2 km 圏内を、再開発の影響を受ける範囲としたが、このトリートメントグループの範囲を 1 km 単位で変えて推定した場合の再開発ダミーの係数をまとめたものが

図表 17 である。なお、この係数は、町丁目単位の固定効果を含めた推定結果を用いている。

トリートメントグループの範囲を変化させたとしても、全体的な傾向は変わらない。再開発の開始については係数の規模が小さく、負の値をとるにしても統計的に有意な推定結果ではない。やはり、再開発がアナウンスメントされることによって、賃貸住宅の家賃を低下させる効果はないといえるだろう。再開発の完了に関しては、いずれも負の値をとり、有意な差がある。トリートメントグループを再開発から 3 km に設定したとき家賃低下の効果が最も大きくなっている。

図表 18 推定結果（階数別）

変数名	成約賃/地価			
	(1) 3階以下	(2) 5階以下	(3) 6階以上	(4) 10階以上
築年数	-0.00006*** (-18.87)	-0.00006*** (-21.04)	-0.00004*** (-7.26)	-0.00005*** (-4.94)
(築年数) ²	0.00000*** (5.05)	0.00000*** (4.28)	0.00000 (1.55)	0.00000** (2.27)
駅からの時間	0.00011*** (8.15)	0.00011*** (10.67)	0.00009*** (4.65)	0.00014*** (9.34)
階数	-0.00001 (-0.39)	-0.00002 (-1.21)	-0.00002*** (-2.96)	0.00000 (0.11)
再開発開始ダミー	-0.00003 (-0.43)	-0.00002 (-0.27)	-0.00003 (-0.31)	-0.00001 (-0.12)
再開発完了ダミー	-0.00022*** (-3.88)	-0.00025*** (-4.74)	-0.00000 (-0.02)	0.00004 (0.37)
町丁目固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	448410	668355	324935	159392
Adj R-squared	0.127	0.132	0.063	0.029

※カッコ内はt値。有意水準は* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

※検定には町丁目単位でクラスター化した頑健標準誤差を使用

また、本研究では相続税の効果を推定する際、再開発による影響の有無でトリートメントグループを判別しているため、再開発ダミーの係数は、節税行動としての賃貸住宅

の増加以外の効果も含まれてしまっている恐れがある。例えば、再開発によって容積率が緩和されたことによる高層のマンションの建設によって賃貸住宅の建設戸数が増えるケースなどが考えられる。(3)式では、この影響による家賃の変動も含まれてしまうため、再開発ダミーの係数は、純粋な相続税の効果を推定できていないかもしれない。そこで、節税対策として供給された賃貸住宅の家賃への影響を識別するため、住宅特性の「階数」によるサブサンプル推定を試みた。これは、容積率の緩和に反応して建設される物件は、ある程度高層階のものと想定される一方、相続税の対策として自分の土地に建てる賃貸住宅は、2、3階のアパートであるケースが多いと考えられるためである。町丁目単位の固定効果を含めた上で、相続税対策として建てられると思われる低層の物件だけで同様の推定を行った結果が

である。

今回はパターンとして、(1)3階建て以下の物件、(2)5階建て以下の物件、(3)6階建て以上の物件、(4)10階建て以上の物件の4パターンでサブサンプルを作成して、(3)式を推定した。なお、トリートメントグループは、2km圏内に再開発エリアが存在する物件である。再開発開始ダミーは階数でサンプルを分けたとしても、値が非常に小さく統計的にも有意になっていない。再開発完了ダミーに関しては、3階建て以下や5階建て以下の物件のみで推定した場合、負の値で有意に推定されている。推定された係数の大きさをみると、全サンプルで推定した図表 16 の再開発完了ダミーの係数は-0.00017で、3階建て以下のみや5階建て以下の係数はそれぞれ-0.00022と-0.00025と、低層の物件のみで推定したほうが家賃低下の効果は大きい結果となっている。

一方、節税対策として建てられるとは考えにくい6階建て以上や10階建て以上の物件の場合、係数の推定値は非常に小さく、10階建て以上のみで推定すると再開発完了ダミーの係数は正の符号となる。さらに、どちらも統計的に有意には推定されていない。このように、相続税対策として建てられると思われる比較的低層の物件のみで分析した場合でも、家賃低下の効果はみられ、しかもその効果は大きいことから、節税対策としての賃貸住宅の供給が実際に家賃に影響を与えているといえる。

5. 再開発事業が相続税を通じて賃貸住宅市場にもたらしたもの

本章では、節税するインセンティブが相対的に高い人々を判別するために、再開発というイベントを利用して、相続税が賃貸住宅市場に与える影響を検証した。再開発は周辺地域の住環境、利便性、防災性の向上や、経済の活性化をもたらすことから、その地域の地価を上昇させると言われている。この地価の上昇によって、再開発の影響を受けたエリアでは、節税対策を目的とした賃貸住宅の供給が急増し超過供給が発生することによって、家賃が低下するという仮説の下で実証分析を行った。

その結果、再開発の完了による影響を受けた地域の家賃は、その他の地域に比べて成約賃料と地価の比率が低くなると推定された。これは、節税対策の賃貸住宅の供給が、再開発エリアの家賃を低下させていると解釈できる。一方、再開発の開始については家賃への影響は見られず、再開発のアナウンスメントによる地価への影響は確認できなかった。さらに、節税対策として建てられると思われる、低層の物件に焦点を当てた分析も行った結果、再開発の完了についてより強い家賃低下の効果がみられ、相続税が賃貸住宅市場に歪みを生じさせている可能性が示唆されている。

ただし、実証分析においては、再開発による地価の上昇効果を利用して家賃への影響を分析したため、いくつかの問題が生じている。第一に、再開発が本当に周辺地域の地価を上昇させるのかということである。第4章の2節では単純な公示地価の比較を行ったが、地価が上昇しやすいところで再開発が行われるという逆の関係も想定されるため、再開発と地価の因果関係については今後より明確にしていく必要がある。

第二に、再開発によって地価が上昇した場合、節税対策の賃貸住宅がどれくらい供給されるのかということである。再開発と賃貸住宅の着工数の関係についても、本研究では概観をつかむにとどまっているため、精緻な分析が必要である。その際、節税対策として供給される賃貸住宅は、どのような品質の物件が多いのかについても検証したい。

第三に、再開発の規模や施工数による影響については、分析できていないということである。本研究では、それぞれの物件からの直線距離で、最も近い再開発のみの情報を利用して分析を行った。しかし、再開発の規模が大きいエリアや、再開発がより多く施工されているエリアの方が、地価や家賃も強い影響を受けている可能性がある。

第四に、再開発によって、節税対策の賃貸住宅の供給による家賃低下の効果が、どのくらい持続するのかについても検証しなければならない。さらに、被説明変数が地価と家賃の比率になっているため、推定された係数の解釈が非常に難しい。これについても、被説明変数に改良の余地がある。このように、再開発を利用することによる、分析上の課題は多く残っているため、これらは今後の課題とする。

第5章 相続税制の改正が賃貸住宅市場に与えた影響

1. 相続税改正と家賃の関係

山崎（2019）が指摘しているように、資産を直接相続するのではなく土地や住宅などの不動産へ変えて相続することにより相続税を節税することが可能である。さらに、土地に建物を建ててアパート経営を行うことで土地の評価額を下げることができるため、より節税が可能となる。このことを踏まえて、2015年の相続税制改正が賃貸住宅市場へ与えた影響を考える。

2章で述べたように、2015年の税制改正により遺産を相続する際に建物で相続するインセンティブが上昇した。また、これまで相続税の対象となっていなかったが2015年の法改正により新たに相続税の課税対象となった人々にとっては、賃貸住宅を建設することにより節税の効果を期待することができる。課税者の割合については図表6へ示したように約4%から約8%と2倍近く増加していることが分かる。そのために賃貸住宅の供給が過多となり、その影響により家賃が下落し賃貸市場が歪められる可能性が考えられる。

以上の原因により、節税を目的とする個人は良質なアパートを建設するインセンティブが低いために低質な賃貸住宅の供給量が増加して賃貸市場を歪める原因となると考えられる。この原因としては、相続税を節税することが目的であるため、相続後に他の用途へ転用することも考慮しているからである。詳細な議論については第3章に行っている。

これらの事項を検証するため、2節において賃貸住宅の建物構造と着工数の関係を分析する。具体的には、2013年の相続税改正公布、および2015年の施行において着工数がどの程度変化したか検証する。この目的としては、上記のように建設費用の比較的安い建物構造の着工数が増加していることを確認するためである。

続いて、3節においては相続税制の改正が家賃へ与える影響の分析を行う。ここでは、建設費用の安い建物が相続税制改正の影響を受けると仮定し、税制改正の影響を受けていない建物構造の賃貸住宅の家賃と比較する。そして、4節において結果の考察を行う。

2. 相続税改正と建築着工との関係

本節においては、2015年の相続税制改正が建物着工数へ与える影響を分析する。2章で述べたように、2015年の相続税制改正の影響により相続税支払いの対象者および支払額が増加した。そして、この影響により納税者は相続税の支払い額を減額する目的で土地の購入および賃貸住宅の建設を行うインセンティブが強くなったことを説明した。そのため、本節においては賃貸住宅の着工件数を見ることにより実際に相続税制の

影響で賃貸住宅が過剰に供給されたことを示す。建物構造ごとに賃貸住宅の新規着工数を見ることで相続税制改正により供給量の大きく変化した建物構造を明らかにすることにより 3 節にて行う分析の根拠とする。本節の分析において使用するデータは、「住宅着工統計」（国土交通省）である。住宅着工統計には、市区町村別に建物構造ごとの着工数が含まれている。本章において関心があるのは賃貸住宅であり、特にアパートに着目するため長屋および共同住宅を使用する。ここで、長屋建てとは『2つ以上の住宅を1棟に連ねたもので、各住宅が壁を共通にし、それぞれ別々に外部の出入り口を有しているもの』であり共同住宅は『1つの建築物内に2戸以上の住宅があつて、広間・廊下もしくは階段等の全部または一部を併用するもの』である⁹。そのため、長屋と共同住宅が一戸建てを除く賃貸物件をカバーしている。

そして、建物構造の分類は、木造、鉄骨鉄筋コンクリート造、コンクリートブロック造、鉄筋コンクリート造、鉄骨造の5種類である。鉄筋造には重量鉄骨造と軽量鉄骨造が含まれている。重量鉄骨造は高層のビルやマンションに用いられ一般的なアパートは軽量鉄骨造で建築されることが多い。

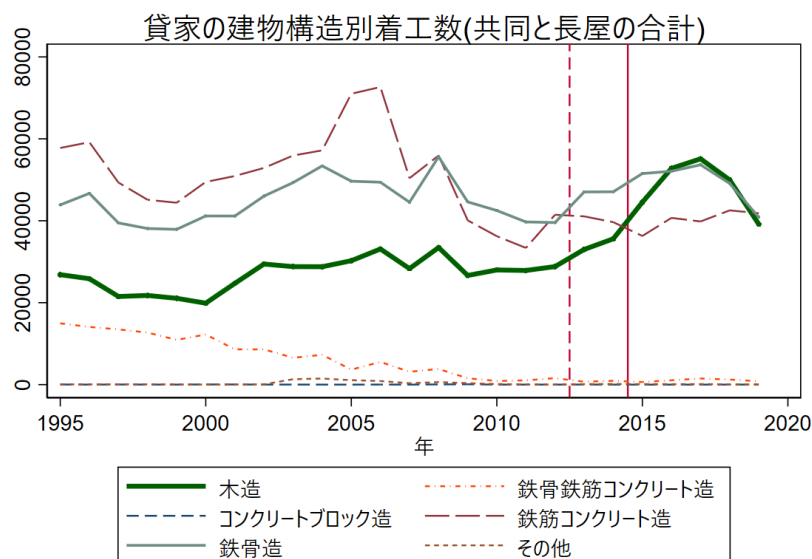
つづいて、それぞれの建物構造について簡単な説明を行う。なお、説明にあたり UR 賃貸住宅（2020）を参考にした。まず、木造とは木材で作られた建物であり、その特徴としては木材のコストが他の建物構造と比較して安いことため建築費用を抑えられることである。

鉄骨鉄筋コンクリート造は、鉄筋の周りを鉄骨とコンクリートで覆ったものであり建設費用は高くなるが耐久性に優れている。そして、コンクリートブロック造については、コンクリートブロックを積み上げて作るものであり、次節にて示すようにほとんど用いられていない建物構造である。続いて、鉄筋コンクリート造とはコンクリートの中に鉄骨が埋め込まれたものであり、3～10 階建て程度の中高層のビルやマンションに多く使われる。建築費用は、鉄骨鉄筋コンクリート造と比較して低いが、軽量鉄骨造よりは高くなる傾向にある。最後に、鉄骨造の説明を行う。鉄骨造のうち、軽量鉄骨造については厚さが 6mm 未満の鋼材を使用しており、主要な部材をあらかじめ工場で製造しているため工期が短く建設費用も抑えられることが特徴である。重量鉄骨造については、高層ビルやマンションなどの大きな建物で主に利用されている。

以上のように、木造と軽量鉄骨造の建物については比較的建設費用を抑えることが可能となることものの、鉄骨鉄筋コンクリートなどの建設費用の高いものと比較すると耐久性が少し劣ることが分かる。また、耐火性についても木造と軽量鉄骨造は他の建物構造と比較して劣っている。

⁹ 『住宅着工統計』（国土交通省）における定義をもとにしている。

図表 19 1都3県の賃貸住宅における建物構造別着工数



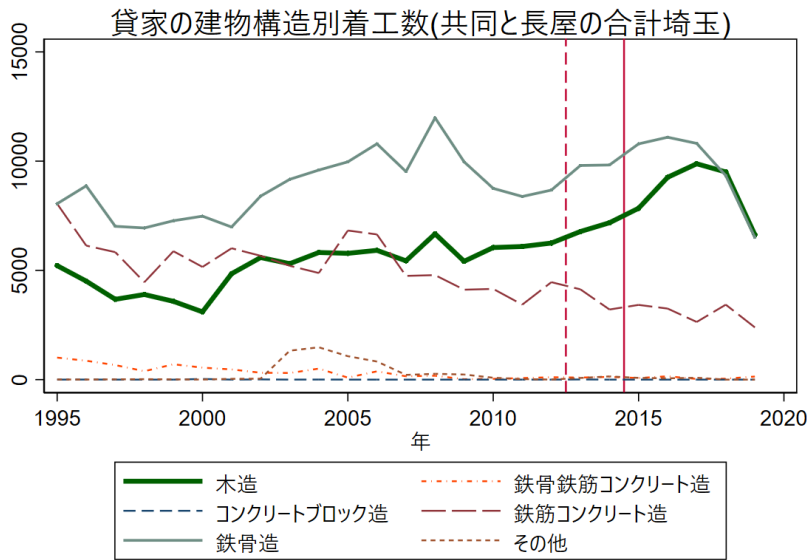
出所) 国土交通省「建設着工統計」

上記のデータを使用し、1都3県の建物構造別の共同住宅及び長屋建ての着工数を求めた結果を図表 19 へ表示している。図表 19 において使用しているものは住宅着工統計であるため、次節で用いている REINS とは建物構造の分類が異なっていることに注意が必要である。建物構造の分類は、木造、鉄骨鉄筋コンクリート造、コンクリートブロック造、鉄筋コンクリート造、鉄骨造の5種類である。なお、太線で木造を、実線で鉄骨造を示している。そして、相続税制改正の公布が行われた 2013 年と 2012 年の間に破線を、改正が施行された 2015 年と 2014 年の間には実線を引いている。

図表 19 より、2015 年を境に木造と鉄骨造の着工数が増加していることが分かる。木造については、2014 年の 35,586 件から 44,522 件へとおよそ 9,000 件増加したことが分かる。そして、鉄筋造については 47,079 件から 51,526 件へとおよそ 4,000 件増加している。これ以外の建物構造については、2014 年から 2015 年にかけてすべて減少している。この原因としては、相続税対策のために賃貸住宅を建設する際に建設費用の安いこれらの建物構造を使用したためと考えられる。また、鉄骨鉄筋コンクリート造、コンクリートブロック造、鉄筋コンクリート造については、2015 年の着工数が減少しているものの、翌年の 2016 年には元の水準に戻っていることが分かる。そして、木造および鉄筋造については 2016 年の着工数は 2014 年の水準を多く上回っており、相続税制改正以前と比較してこれらの賃貸住宅の供給量が増加したことが分かる。また、2012 年から 2013 年にかけて木造が 28,820 件から 32,999 件と約 4,000 件増加しており鉄骨造についても 39,564 件から 47,035 件と約 7,500 件着工数が増加している。こ

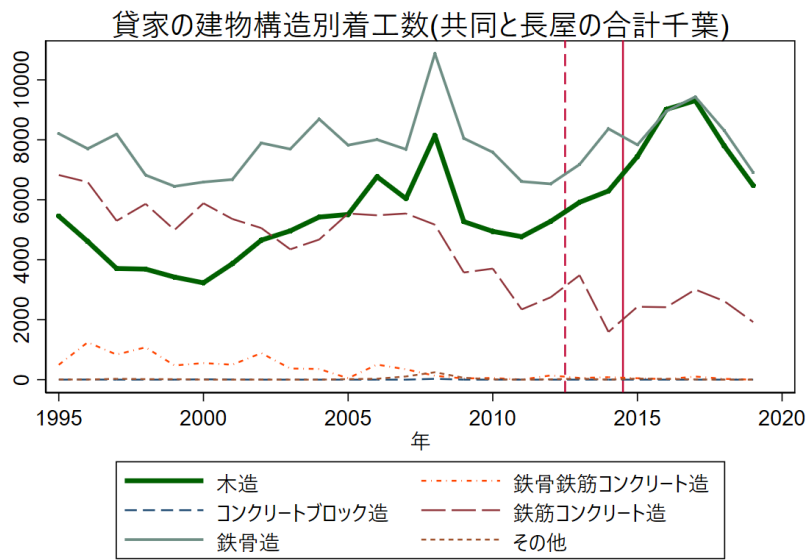
のにより、2013 年 3 月の相続税制改正公布による影響で木造と鉄骨造の着工数が増加していることも分かる。

図表 20 埼玉県 賃貸住宅における建物構造別着工数



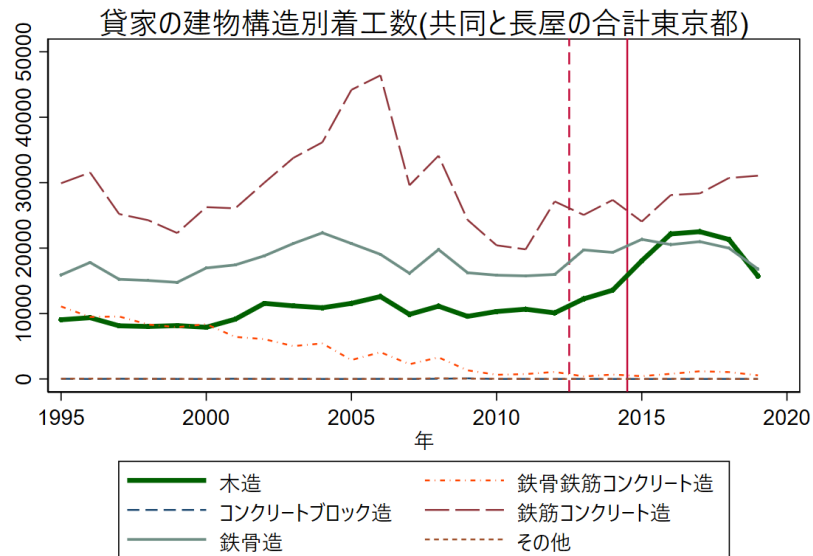
出所) 国土交通省「建設着工統計」

図表 21 千葉県 賃貸住宅における建物構造別着工数



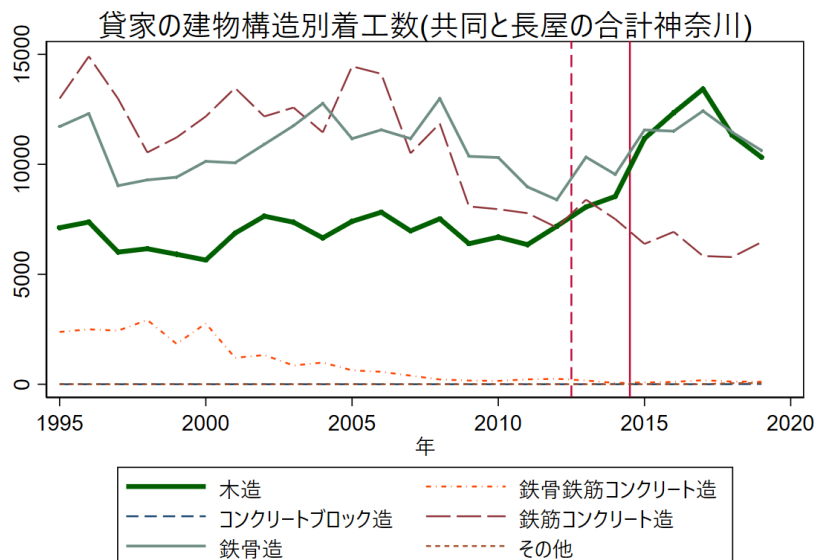
出所) 国土交通省「建設着工統計」

図表 22 東京都の賃貸住宅における建物構造別着工数



出所) 国土交通省「建設着工統計」

図表 23 神奈川県内の賃貸住宅における建物構造別着工数



出所) 国土交通省「建設着工統計」

続いて、都県別に共同建ての賃貸住宅について着工数の推移を分析する。図表 20 から図表 23 は、それぞれ埼玉、千葉、東京、神奈川についての貸家の建物構造別着工数

を表したものである。埼玉、東京、神奈川の1都2県については2014年から2015年にかけて木造と鉄骨造の着工数が増加していることが分かる。千葉については、2015年に鉄筋造の着工数が約200件下落しているものの2016年には2014年以上の水準に戻っている。また、2013年のアナウンスメントについては1都3県すべてについて木造と鉄骨造の着工数が増加していることが分かる。

例えば図表 22 に示した東京都については、2012年から2013年にかけて木造の着工数が10,104件から12,242件、鉄骨造については15,968件から19,723件とそれぞれ約2,000件と4,000件着工数が増加している。それに対して軽量鉄骨コンクリート造は1079件から392件、鉄筋コンクリート造については27132件から25070件とそれぞれ約700件、約2000件着工数が減少していることが分かる。そして、2014年から2015年にかけて木造の着工数が13,571件から18,060件、鉄骨造については19,340件から21,337件とそれぞれ約5,000件と2,000件着工数が増加している。それに対して鉄骨鉄筋コンクリート造は673件から431件、鉄筋コンクリート造については27,355件から24,058件とそれぞれ約200件、約3,000件着工数が減少していることが分かる。

以上のことから、2013年の税制改正のアナウンスメント、およびに2015年の税制改正施行の影響を受けて木造および鉄骨造の賃貸住宅の着工件数が増加していることが分かる。すなわち、相続税制改正の公布および施行の影響により比較的建設費用の安い、つまり低質な賃貸住宅の着工件数が増加し供給量が増加したことが分かる。ここから、これらの一連の着工数の変化により賃貸住宅市場が影響を受けた可能性が示唆される。そこで、次節において比較的low質な賃貸住宅の供給量の増加により賃貸住宅市場が受けた影響の分析を行う。

3. 相続税改正が家賃に与えた影響分析

(1) 実証モデル

2節の結果より、2015年の相続税制改正による木造、軽量鉄骨構造の賃貸住宅の供給量が増加したことが分かった。この理由としては、相続税制改正による実質的な増税を受け、その対策として低質な賃貸住宅を土地所有者が建設したためである。そこで、賃貸住宅の供給量が増加したことにより賃貸住宅の家賃へ影響があったか分析を行う。

本分析においては、トリートメントグループとして相続税制改正により着工数が増加した、低コストでの建設が可能な軽量鉄骨構造および木造の賃貸住宅を使用している。また、コントロールグループとしては軽量鉄骨構造と木造以外の賃貸住宅を用いている。

基本モデルは、次の(4)式のようにになっている。

$$\begin{aligned} \ln y_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 TREAT_i + \beta AFTER_t \\ & + \gamma TREAT_i \times AFTER_t + \delta X_{it} + D_j + D_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

$\ln y_{ijt}$ は市町村 j において時点 t に行われた取引 i の1㎡あたり賃料の対数値であり、 $TREAT_i$ は建物構造が軽量鉄骨もしくは木造であれば1、そうでなければ0のダミー変数となっている。そして、 $AFTER_t$ は取引が改正後ならば1、改正以前であれば0のダミー変数、 X_{it} が住宅属性、 D_j は市町村固有効果もしくは町丁目固有効果、 D_t は時間固有効果、そして ε_{ijt} は誤差項となっている。なお、時間固有効果については年次固有効果と月次固有効果の2種類を用いている。月次固有効果を用いる理由としては、季節性をコントロールするためである。本分析において興味があるのは $TREAT_i$ と $AFTER_t$ の交差項の係数である γ であり、これはほかの条件を一定としたときに法律改正後にトリートメントグループの建物構造である賃貸物件の賃貸価格がどの程度下落したかを表すものである。

住宅属性については、建物構造、間取り、最寄り駅の沿線ダミー、駅までの時間、築年数を用いている。なお、建物構造のダミー変数については、鉄筋コンクリート造を基準としてとしている。この理由としては、鉄骨コンクリート造の建物がサンプル内の約40%を占めており最も多い建物構造となっているためである。そのため、 $TREAT_i$ の係数である α_1 の解釈としては、鉄骨コンクリート造の賃貸住宅と比較して賃料がどの程度違うのかと考えることができる。なお、変数一覧については図表 24 に詳細を記載している。

いずれの結果も標準誤差については町丁目レベルでクラスター化している。この理由としては、使用しているデータが町丁目単位で自己相関している可能性があり、この問題に対処するためである。このようなクラスター標準誤差を用いることにより、標準誤差が自己相関の影響で過小に推定されるという問題に対処することが可能となる。

本分析において関心があるパラメータは γ であり、この数字は2015年の相続税制改正によりトリートメントグループの家賃がコントロールグループと比較してどの程度変化したかを表している。本章においては、2015年の相続税制改正による低コストの賃貸住宅が過剰に供給されるため低コストの住宅、つまり軽量鉄骨構造と木造の住宅について賃貸価格が下落する、つまり α_1 と γ の係数がマイナスとなると予想している。この推定結果について、3節の(4)にて示す。

(2) データ

本節においては、本章にて使用しているデータの概要を示す。賃貸価格のデータにつ

いては REINS（公益財団法人東日本不動産流通機構）を使用し、関東地方の1都3県（東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県）について2011年1月から2018年6月までに取引が行われた物件の賃貸価格を使用した。相続税および贈与税の税制改正については2013年3月に公布され、2015年1月より施行されている。そのため、公布の影響についても分析を行うために公布以前の取引についても分析対象としている。

図表 24 使用する変数一覧

変数名	変数の説明
賃料	1㎡あたり賃料の対数値。1㎡あたり賃料については、賃料から使用部分面積を割り求めた。
トリートメントダミー	取引された建物の建物構造がトリートメントグループに属していれば1、そうでなければ0のダミー変数。
改正後ダミー	取引が相続税制改正以降に行われていれば1、そうでなければ0のダミー変数。
建物構造	建物構造。木造、ブロック、鉄筋造、RC、SRC、PC、HPC、その他の合計9つのカテゴリーに分けられている。
間取り	建物の間取り。
最寄り駅の沿線ダミー	最寄り駅の路線名。
最寄り駅まで時間	最寄り駅までの徒歩での所要時間(分)。
築年数	建物の築年数。成約年から建設された年を引いたもの。
年固有效果	取引が行われた年について、各年でダミー変数を作成した。
月固有效果	取引が行われた月について、各月でダミー変数を作成した。

図表 25 基本統計量

変数名		サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
賃料		1,409,468	80569.22	49000.02	10000	3000000
使用部分面積		1,372,990	33.14618	14.66198	12.75	82.49
建物構造	木造	1,404,596	0.2208251	0.4148029	0	1
	ブロック	1,404,596	0.0004984	0.0223185	0	1
	鉄骨造	1,404,596	0.1826084	0.3863453	0	1
	RC	1,404,596	0.402688	0.4904391	0	1
	SRC	1,404,596	0.0658595	0.2480364	0	1
	PC	1,404,596	0.0035213	0.059236	0	1
	HPC	1,404,596	0.0002634	0.0162281	0	1
	軽量鉄骨	1,404,596	0.1014705	0.3019508	0	1
	その他	1,404,596	0.0222655	0.1475457	0	1
間取り	ワンルーム	1,411,772	0.1464188	0.3535257	0	1
	K	1,411,772	0.4133189	0.4924292	0	1
	DK	1,411,772	0.2168303	0.4120862	0	1
	LK	1,411,772	0.0006552	0.0255886	0	1
	LDK	1,411,772	0.2112381	0.4081871	0	1
	SK	1,411,772	0.0021314	0.0461175	0	1
	SDK	1,411,772	0.0018969	0.0435122	0	1
	SLK	1,411,772	0.000063	0.0079396	0	1
	SLDK	1,411,772	0.0074474	0.0859763	0	1
駅までの徒歩時間(分)		1,357,131	8.118488	5.238013	1	100
築年数		1,392,327	18.78488	11.77476	0	92

注 1) 賃料については、10,000 円未満および 3,000,000 円より大きいものは除いたものとしている。

注 2) 賃料については、全体の上下 1%ずつ除いたものを示している。

注 3) 駅までの徒歩時間については、100 分を超えるものは除外している。

注 4) 建物構造、間取りについては、該当するものであれば 1 をとり、該当しなければ 0 となるダミー変数を用いている。

注 5) 建物構造の RC、SRC についてはそれぞれ鉄筋コンクリート造、鉄骨鉄筋コンクリート造を表しているが、出典元データの記述に合わせている。

(3) 記述統計

本節においては、基本統計量を示す。基本統計量について図表 25 に記述する。なお、賃料が 1 万円以下及び 300 万円以上、および駅からの距離が 100 分以上の物件については分析から除外している。そして、使用部分面積については、上下 1%を分析から除外している。また、築年数は成約年から建物が完成した年を引いたものである。次節においては、相続税制改正が賃料へ与える影響について、分析を行う。

(4) 推定結果

本節においては、3 節の(1)にて作成したモデルの推定結果を示す。まずは(4)式の分

析結果を次の図表 26 の(1)列、(2)列に示す。(1)列では市町村レベルの固定効果を使用し、(2)列においては町丁目レベルの固有効果を使用した。

改正後ダミーとトリートメントダミーの交差項の係数を確認すると、(1)列においては-0.0105、(2)列においては-0.0102 となっている。このことは、相続税制改正後に木造および軽量鉄骨構造の家賃が約 1.0%下落したことを示している。すなわち、相続税制改正の影響により木造と軽量鉄骨構造の賃貸住宅の賃料が下落したことがわかる。

また、(1)列と(2)列のいずれにおいても木造および軽量鉄骨構造のダミー変数の係数がともに負で有意である。この数字は鉄筋コンクリート造の賃貸住宅と比較したときの賃料の違いであり、(1)列においては 4.5%、(2)列においては 3.2%賃料が鉄筋コンクリート造の賃貸住宅と比較して低いことが分かる。これが意味することは、相続税制の改正以前においても木造および軽量鉄骨構造の賃貸住宅の賃料がコントロールグループと比較して有意に低かったということである。つまり、木造および軽量鉄骨構造の賃貸住宅の質がコントロールグループと比較して相対的に低いため、それが賃料に反映されているということを意味している。

続いて、(4)式へ改良を加えることで軽量鉄骨構造と木造の家賃の下がり幅をそれぞれ個別に推定する。具体的には、軽量鉄骨構造と木造についての効果をそれぞれ推定するために(5)式を推定した。

$$\begin{aligned} \ln y_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 WOOD_i + \alpha_2 LGS_i + \beta AFTER_t + \gamma_1 WOOD_i \times AFTER_t \\ & + \gamma_2 LGS_i \times AFTER_t + \delta X_{it} + D_j + D_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (5)$$

(4)式との主な違いとしては、 $TREAT_i$ を用いる代わりに(5)式では $WOOD_i$ と LGS_i を使用した¹⁰。これらはそれぞれ、木造ならば1でそうでなければ0のダミー変数、軽量鉄骨構造ならば1でそうでなければ0のダミー変数である。(5)式において関心のある係数は γ_1 と γ_2 であり、これらはそれぞれ相続税制改正が木造、軽量鉄骨構造の賃貸住宅の賃料へ与えた影響である。そして、 α_1 および α_2 についてはそれぞれ相続税制改正以前において鉄筋コンクリート造の賃貸住宅との賃料の差を示している。それ以外の変数については、(4)式と同様のものを使用している。

結果は図表 26 の(3)列、(4)列に示している。(3)列では市町村レベルの固定効果を使用し、(4)列においては町丁目レベルの固有効果を使用した。(3)列、(4)列より軽量鉄骨構造の賃料が 1.02%から 1.13%と約 1.1%下落したのに対して、木造の賃料は 0.97%から 1.07%と約 1.0%とほぼ同じ下がり幅であることが分かった。このことか

¹⁰ LGS_i は Light gauge steel の略である。

ら、相続税制改正の影響は軽量鉄骨構造および木造の賃貸価格についてともに発生していることが分かる。

図表 26 建物構造と相続税改正の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)
AFTER	0.0235*** (0.00131)	0.0216*** (0.00118)	0.0235*** (0.00131)	0.0216*** (0.00118)
木造+軽量鉄骨	-0.0446*** (0.00161)	-0.0319*** (0.00144)		
AFTER×(木造+軽量鉄骨)	-0.0105*** (0.00113)	-0.0102*** (0.00102)		
軽量鉄骨			-0.0447*** (0.00167)	-0.0313*** (0.00149)
AFTER×軽量鉄骨			-0.0102*** (0.00165)	-0.0113*** (0.00146)
木造			-0.0326*** (0.00150)	-0.0227*** (0.00139)
AFTER×木造			-0.0107*** (0.00130)	-0.00973*** (0.00120)
住宅属性	YES	YES	YES	YES
市町村ダミー	YES	NO	YES	NO
町丁目ダミー	NO	YES	NO	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
月ダミー	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	1297805	1297805	1297805	1297805
決定係数	0.771	0.418	0.771	0.418

カッコ内は市町村レベルでクラスター化された標準誤差を表している。

＊、＊＊、***はそれぞれp値が0.1未満、0.5未満、0.01未満を表している。

以上の図表 26 の結果より、2015 年の相続税制改正の影響により木造および軽量鉄骨構造の物件の賃貸価格が約 1.0%下落したことが分かった。続いて、相続税制改正の影響について時系列でその影響を見ていく。そのために、次の(6)式を分析する。

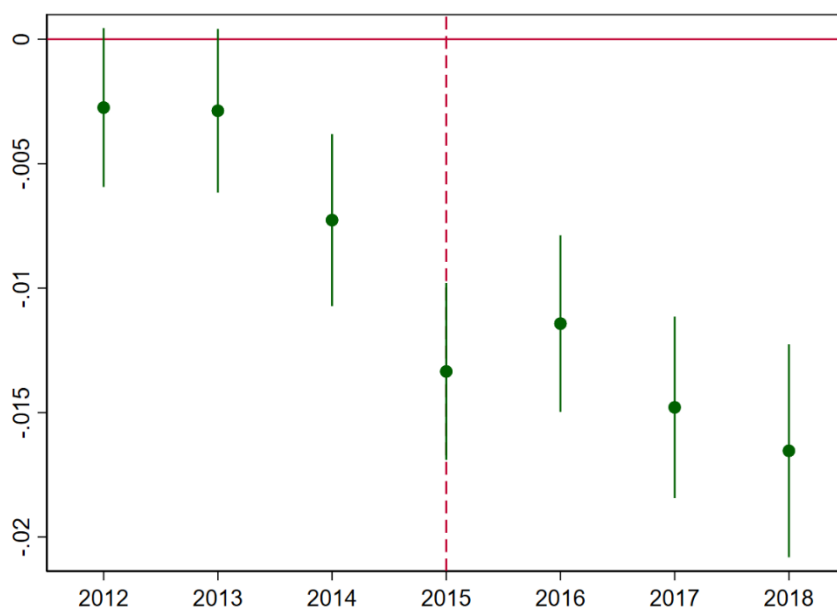
$$\ln y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 TREAT_i + \sum_n \beta_n YEAR_n + \sum_n \gamma_n TREAT_i \times YEAR_n \quad (6)$$

$$+ \delta X_{it} + D_j + D_t + \varepsilon_{ijt}$$

(6)式は(4)式と大部分は同じだが、大きく異なる点として制度改正後ダミーの代わりに年度ダミーを使用している。(6)式において興味があるのは年度ダミーとトリートメントダミーの交差項である γ_n であり、これが n 年における木造および軽量鉄骨構造の賃貸住宅の他の建物構造との賃料の価格差である。そして、 D_j については町丁目ダミーを用いている。

(6)式の分析結果を図表 27 へ示す。年度ダミーとトリートメントダミーの交差項の係数を点で表して 95%信頼区間を実線で表している。また、標準誤差については町丁目でクラスター化している。

図表 27 相続税制改正の長期的効果



注) 本グラフは(3)式のトリートメントダミーと年ダミーの交差項を表したものであり、点が係数を、実線が 95%信頼区間となっている。なお、分析にあたり標準誤差は町丁目レベルにクラスター化している。

推定結果より、相続税制改正の 2015 年に他の建築構造と比較して約 1.3%賃料が下落し、2016 年に下落幅が約 1.1%と小さくなるものの、それ以降は賃料の下落幅が増加して 2017 年には約 1.5%、2018 年には 1.7%と賃料の下落幅が増加していることがわかる。また、法律改正以前については 2013 年については有意ではないものの 2014 年については係数が有意あるため、法律改正のアナウンスメント効果が存在していることが分かる。

以上の結果より、2015 年の相続税制改正が土地所有者に低質な賃貸住宅を建設することによる節税を促していたことが分かった。この影響により、木造および軽量鉄骨構造の建物の賃貸価格が約 1%下落し、その影響が少なくとも 4 年経過した 2018 年まで持続していることが分かった。

4. 相続税改正が賃貸住宅市場にもたらしたもの

3 節の結果より、軽量鉄骨構造の賃貸住宅は相続税制改正の影響により約 1.0%賃料が下落したことが分かった。この効果については、て基準とした 2011 年のトリートメントグループの平均賃料が 62672.1 円であったことから、 $62672.1 \times 0.01 \approx 630$ 円である。つまり、相続税制改正の影響により軽量鉄骨構造の賃貸住宅の賃料が約 630 円下落したことが分かった。さらに、この効果については、法律改正から 4 年が経過した 2018 年時点においても持続していることが分かった。また、アナウンスメント効果については、法律の公布の翌年である 2014 年より存在していることが分かった。2013 年にアナウンスメント効果が存在しない理由については 2 点考えることができる。

まず 1 点目としては、公布が 2013 年 3 月末であったため、2013 年のうちおよそ 4 分の 1 の期間はアナウンスメント効果の影響を受けていないことが挙げられる。そのため、2013 年についてはアナウンスメント効果の影響について過小に推定を行っている可能性がある。次に 2 点目として、2013 年の公布後に相続税対策として建物が建設されるまでの期間が必要となるためと考えることができる。

そして、今後の課題としては理論モデルの整備と長期的な影響の分析という 2 点が挙げられる。まず 1 点目としては住宅の質についての理論モデルの整備である。本報告書においては、山崎 (2019)に基づき相続税制改正が住宅の質を下落させるという想定のもと分析を行った。しかし、相続税制と住宅の質についての理論的なモデルは筆者の知る限り存在せず、理論モデルを構築する必要がある。

次に 2 点目として、税制改正の長期的影響について分析を行う必要がある。本報告書においては、データの制約上制度改正から 4 年後の 2018 年のデータまでしか用いることができていない。そのため、短期的に賃料が下落したことは明らかにすることができたものの長期的な影響については分析を行うことができていない。これらの課題事項について、今後の研究が望まれる。

第6章 結論

本研究では、相続税制が賃貸住宅市場に与える影響について、再開発を契機とした地価上昇局面を利用した分析と、相続税改正による相続税負担増を契機とする分析を行った。相続税においては、金融資産よりも不動産の方が、その評価方法や特例によって低く評価され、相続財産として有利である。そのため、税負担が上昇する局面では不動産所有、特に所有する土地に賃貸住宅を建てることで、土地、建物ともに大幅に評価額を下げる事が可能である。よって、有効な節税手段として、土地を購入して、賃貸住宅を建てて経営するという方法がとられる。その結果、相続税が、節税目的の賃貸住宅の供給を発生させ、家賃を低下させる要因になっていると考えられる。

節税するインセンティブが相対的に高い人々を判別するために、再開発というイベントを利用した。すなわち、再開発の影響を受ける地域に居住する人々は、開発に伴う地価の上昇を受け相続税負担が重くなるため、節税インセンティブが増加する。実証分析の結果、再開発の影響を受ける地域の家賃は、再開発の完了時にその他の地域に比べて成約賃料と地価の比率が低くなると推定された。これは、節税対策の賃貸住宅の供給が増加したことが、再開発エリアの家賃を低下させていると解釈できる。一方、再開発の開始については家賃への影響は見られず、再開発のアナウンスメントによる地価への影響はないと予想できる。再開発は、地価の上昇だけでなく容積率の増加をもたらし、節税目的の住宅のほかに、純粋に利便性の向上による賃貸住宅の供給増加をもたらす。こうした住宅と節税対策の住宅を識別するため、個人地主が多く節税対策として建てられると考えられる低層の物件に焦点を当てた分析も行った。その結果、ここでも再開発の完了については家賃低下の効果がみられ、相続税が賃貸住宅の家賃に影響を及ぼしていることが確認できた。

相続税改正の影響については、軽量鉄骨構造の賃貸住宅は相続税制改正の影響により約1.0%賃料、すなわち賃料にしておよそ630円下落したことが確認された。その効果は、法律改正から4年が経過した時点でも持続することも確認されている。また、アナウンスメント効果については、法律の公布から1年程度のタイムラグを持って表れることも確認されている。

こうした結果は、山崎（2019）で議論されている節税対策として賃貸住宅を所有する場合、低い家賃で市場に供給することを示唆しており、同じ賃貸住宅市場に参入しようとしている通常の賃貸経営者にとっては障害になる可能性がある。さらに、瀬下（2019）が述べているように、節税目的の賃貸経営者は、転用コストを抑えるために、なるべく低いコストで節税したいと考えるならば、人々の節税行動によって建設コストが低く、品質が十分でない賃貸住宅が供給される。具体的には、木造や軽量鉄骨造りのアパートが、節税対策としては合理的であるといえる。また、ファミリー向けの賃貸住宅よりも、借主の居住期間が比較的短い学生向けワンルームマンションのような、コスト

の低い賃貸住宅を供給するであろう。こうした状況下では、純粋な投資目的で賃貸住宅から収益を上げたい個人・法人にとって競争上不利になるため、相続税は良質なアパートの供給を阻害しているといえる。

今後の課題として、相続税が賃貸住宅市場に与える影響について理論的な背景をより精密に検討していく。本研究では、山崎（2019）を引用して相続税が賃貸住宅の家賃に与える影響を考察したが、人々の節税行動をより精緻に説明できる理論モデルを構築する必要がある。特に、相続税が住宅の質にどのような影響を及ぼすのかについて整理する必要がある。

実証分析においては、まず、再開発については、被説明変数が成約賃料を地価で割った比率であるため、推定された解釈が難しい節税による賃貸住宅の供給によって、どのくらい家賃が低下しているのかという定量的な効果の検証が必要である。また、再開発事業を周辺土地所有者にとって外生的なイベントとして位置づけ DID 分析による検証を行った。しかし実際には、再開発によって利便性が上昇しやすい地域、すなわち地価が上昇しやすい地域で再開発が行われるという内生性の問題が存在する。再開発事業による賃貸住宅需要増に対応する供給増と、節税による超過供給とを識別する必要もある。再開発が地価および住宅着工にどのような影響を与えるのかについては、本研究では詳細な分析を行っていないため、今後の課題としたい。

付録. 分析手法について

固定効果モデル

本研究では、2000～2019年の成約物件のデータを使用して分析を行った。これは、月次クロスセクションデータを結合した、いわゆるプーリングデータであるため、パネルデータ分析の手法のひとつである固定効果モデルを用いて推定している。そこで、Wooldridge (2019)を参考にして、固定効果モデルの概要を説明する。

固定効果モデルとは、パネルデータを用いることで、時間を通じて一定の観測できない変数をコントロールする手法である。例として、観測個体*i*ごとに*T*年分のデータがあるパネルデータで、次のようなモデルを考える。なお、説明変数は*k*個である。

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \cdots \beta_k x_{itK} + \alpha_i + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad [A1]$$

このモデルの中には、観測個体*i*ごとに観測できない固有の効果 α_i が含まれている。これを固定効果 (fixed effect) という。ただし、固定効果は時間を通じて変化しないものとする。

もし、この固定効果が他の説明変数と相関を持つならば、欠落変数バイアスが生じ、推定量から不偏性と一致性が失われる。そこで、次のような固定効果変換 (fixed effects transformation) を行う。

まず、観測個体*i*ごとに、それぞれの変数について時間についての平均をとる。これは次のように表すことができる。

$$\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$$

説明変数と誤差項についても同じように平均を求める。その後、先で求めた平均値をそれぞれの変数から引くと下記のようなになる。

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{x}_{it1} + \beta_2 \dot{x}_{it2} + \cdots + \beta_k \dot{x}_{itK} + \ddot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad [A2]$$

ここで、 $\dot{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i)$ 、 $\dot{x}_{itk} = (x_{itk} - \bar{x}_{ik})$ ($k = 1, \dots, K$)、 $\ddot{u}_{it} = (u_{it} - \bar{u}_i)$ である。ここで重要なのが、時間を通して一定である固定効果 α_i が消えていることである。これは、 α_i は個体ごとに一定であるので、時間平均をとったとしても α_i となるからである。[A2]式をプールド OLS で推定することで、固定効果推定量 (fixed effects estimator)

を得ることができる。

固定効果モデルを用いて推定することのメリットは、時間によって変化しない欠落変数によるバイアスを引き起こすような変数が、時間を通じて変化しない場合、それらの変数をすべてコントロールできる点である。つまり、欠落変数が α_i に含まれており、誤差項 u_{it} とそれぞれの説明変数間に強外生性が成立しているとき、パネルデータを用いた固定効果モデルを適用すれば、 α_i を除外することによってバイアスが解消され不偏推定量が得られる。

また、固定効果モデルの推定値は、それぞれの観測个体ごとにダミー変数を作成してOLSを行った場合の推定値と一致する。つまり、固定効果 α_i を、観測个体ごとに異なる定数項を用いて含めると考えることができる。

固定効果モデルの本研究への適用

固定効果モデルは、パネルデータだけではなく、プーリングデータにも応用することができる。プーリングデータの場合、固定効果は个体ごとではなく、クラスターごとの固定効果（cluster effect）を含めると解釈できる。本研究で言えば、このクラスターとは町丁目である。したがって、固定効果モデルを用いることで、物件の家賃に影響を与えるが、それぞれの町丁目内で時間を通じて変化しない要因に関しては、全てコントロールできていることになる。東京都内でも都心部と郊外では、もともと人口の構成や環境水準が異なると思われるが、これらの要因はすべて固定効果に反映される。

また、固定効果モデルでは、観測个体間では共通で、時間とともに変化する要因も時間効果として含めることができる。本研究で言えば、年々変化するが、東京都内の全ての町丁目で成約物件の家賃に共通の影響を与える要因である。例として、景気変動や東京都内で一斉に導入された政策による影響などが考えられる。ただ、本研究の分析では、2000年を基準としたそれぞれの年次ダミーを説明変数として含めることで、時間効果を含めた場合と全く同様の推定値を求めている。

本研究において、固定効果モデルで推定した場合には、係数の検定にクラスターに関して頑健な標準誤差を用いている。町丁目単位のプーリングデータにおいては、同一の町丁目内の誤差項が、異なる時点で相関してしまう系列相関が起きている可能性が高い。系列相関によって分散が不均一である場合に通常の標準誤差を用いてしまうと、本来は有意でない係数が有意になるなど、誤った検定結果となる恐れがある。したがって、クラスター内、つまり町丁目内で誤差項の相関を許容する頑健な標準誤差に修正して検定を行っている。

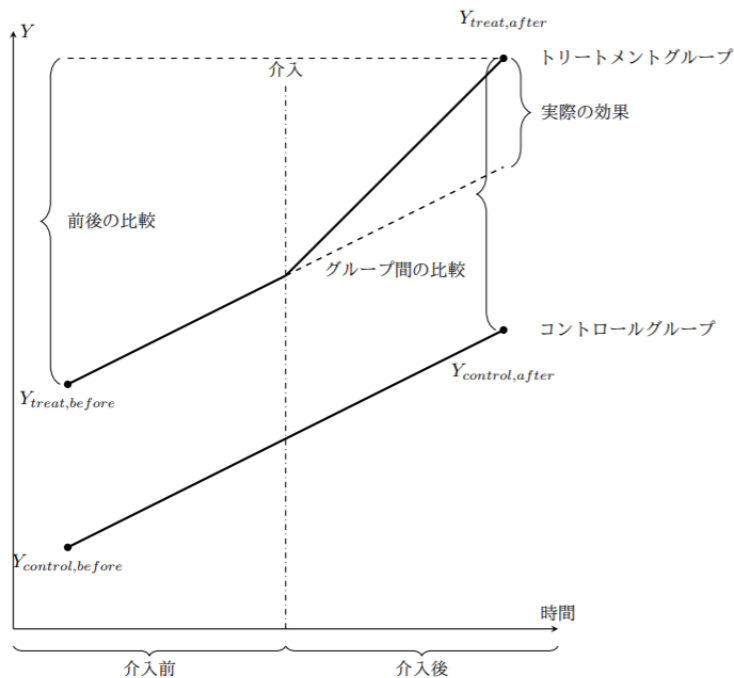
このように、プーリングデータを用いて、比較的容易にさまざまな要因をコントロールできる固定効果モデルを採用することで相続税の節税対策の影響を推定した。

DID の理論的背景

本補論においては、Angrist and Pischke (2008)を参考にして DID について詳細な解説を行う。DID は、差分の差分法(Difference-in-Difference)の略称であり、政策介入の効果を分析する手法である。この手法は、政策介入がある特定のグループについてのみ行われ、かつある時点以降においてのみ介入が行われた場合に用いられる。ここでは介入が行われたグループをトリートメントグループと呼び、介入が行われなかったグループについてはコントロールグループと呼ぶ。

続いて、なぜ単純な前後比較や介入を受けたグループと受けていないグループ間での比較が正しい政策効果を推定できないかについて説明する。単純にトリートメントグループについて介入の前後を比較すると、景気などの時間固有效果の影響を取り除くことができないために図表 28 が示すように正しい推定をすることができない。そして、介入後のトリートメントグループとコントロールグループの間での比較を行った場合についても図表 28 が示すように地域固有の要因があるため正しく政策の効果を推定することができない。

図表 28 DID の推定とバイアス



このことを式で表すと、次の[B1]式のように表すことができる。

$$Y_{treat,after} = \gamma_{treat} + \lambda_{after} + \delta \quad [B1]$$

$$Y_{treat,before} = \gamma_{treat} + \lambda_{before}$$

$$Y_{control,after} = \gamma_{control} + \lambda_{after}$$

$$Y_{control,before} = \gamma_{control} + \lambda_{before}$$

ここで、*treat* はトリートメントグループを、*control* はコントロールグループをそれぞれ表しており、*before*、*after* はそれぞれ介入前と介入後の時点を表している。そして、 γ_s はグループ固有の効果を表していて λ_t は時間固有の効果を表している。なお、ここでは単純化のために介入前と介入後の 2 時点のみで説明を行う。また、介入の効果は δ であり、これは介入グループかつ介入後のみ表れている。これらの 4 つの式について、**図表 28** に具体的な位置を示している。

上の[B1]式について、回帰分析の形にすると次の式[B2]のようになる。

$$Y_{ist} = \alpha + \gamma TREAT_s + \lambda AFTER_t + \delta TREAT_s \times AFTER_t + \varepsilon_{ist} \quad [B2]$$

ここで、時点 t におけるグループ s に属する個体 i の政策の影響を見たい変数は Y_{ist} であり、 $TREAT_s$ はトリートメントグループであれば 1 でコントロールグループならば 0 となるダミー変数、 $AFTER_t$ は政策介入後であれば 1 で介入以前なら 0 となるダミー変数である。そして、 ε_{ist} は誤差項となっている。

ここで、[B1]式で示した係数は[B2]式においては次のようになる。

$$\alpha = E[Y|s = control, t = before] = \gamma_{control} + \lambda_{before}$$

$$\begin{aligned} \gamma &= E[Y|s = treat, t = before] - E[Y|s = control, t = before] \\ &= \gamma_{treat} - \gamma_{control} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \lambda &= E[Y|s = control, t = after] - E[Y|s = control, t = before] \\ &= \lambda_{after} - \gamma_{control} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \delta &= E[Y|s = treat, t = after] - E[Y|s = treat, t = before] \\ &\quad - E[Y|s = control, t = after] \\ &\quad - E[Y|s = control, t = before] \end{aligned}$$

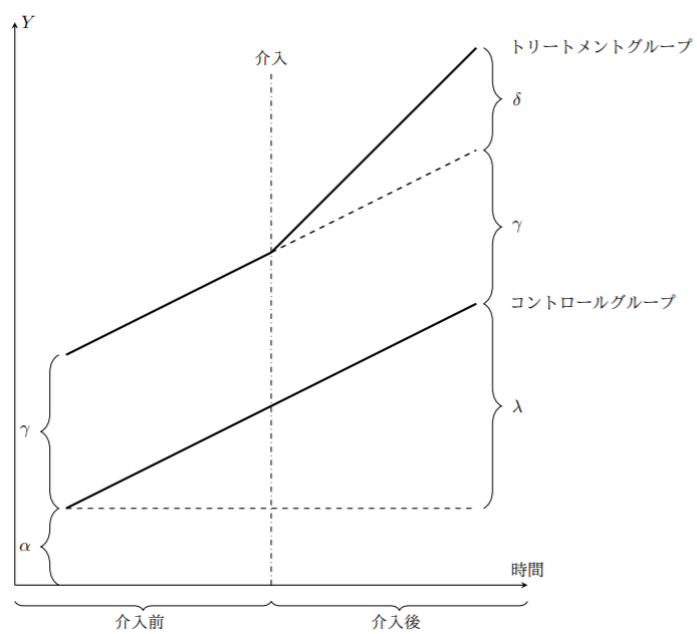
この結果を表にしたものが、次の図表 29 である。図表 29 はトリートメントグループおよびコントロールグループについて、介入の前後で期待値がどのような値をとるか表したものである。図表 29 より、トリートメントグループとコントロールグループの差を介入前後で比較した結果である δ が政策介入の効果であることが分かる。

図表 29 DID の結果の解釈

	介入前	介入後	介入後-介入前
トリートメント	$\alpha + \gamma$	$\alpha + \gamma + \lambda + \delta$	$\lambda + \delta$
コントロール	α	$\alpha + \lambda$	λ
トリートメント-コントロール	γ	$\gamma + \delta$	δ

さらに、グラフにおいて[B2]式の係数を表したものが次の図表 30 である。図表 30 は、それぞれの係数について視覚的に表したものである。この図において、介入以前におけるトリートメントグループとコントロールグループの差が γ であったが介入後は $\gamma + \delta$ となっていることが分かる。そのため、介入による効果は $\gamma + \delta$ から γ を引いた δ であることが分かる。

図表 30 DID の係数の図解



ヘドニック・アプローチの理論的背景

本補論においては、ヘドニック・アプローチの理論について解説を行う。なお、本節については Greenstone (2017)を基にしている。

ヘドニック・アプローチとは、住宅や土地が持つ属性が価格へどのように影響するか説明するモデルである。ここでは、属性とは近隣環境や都心までの距離、部屋の数などのことである。

まず、住宅について属性が n 種類存在しており、それらの量を $c_1 \dots c_n$ と表し、これらの属性をまとめたベクトル $\mathbf{C} = (c_1 \dots c_n)$ を属性ベクトルと呼ぶ。そして、住宅 i の価格は $P_i = P(c_{i1}, c_{i2}, \dots, c_{in})$ と表すことができる。ここで、消費者は住宅と合成財から効用を得ているとすると、合成財の消費量を X で表すと効用関数 u は $u = u(X, \mathbf{C})$ となる。そして、消費者の所得を I 、住宅価格を P 、合成財を価値基準財とする、すなわち合成財の価格を1とする。このとき、予算制約は $P + X \leq I$ となり、消費者は効用最大化問題

$$\max u = u(X, c_1, \dots, c_n) \quad \text{subject to} \quad P + X \leq I$$

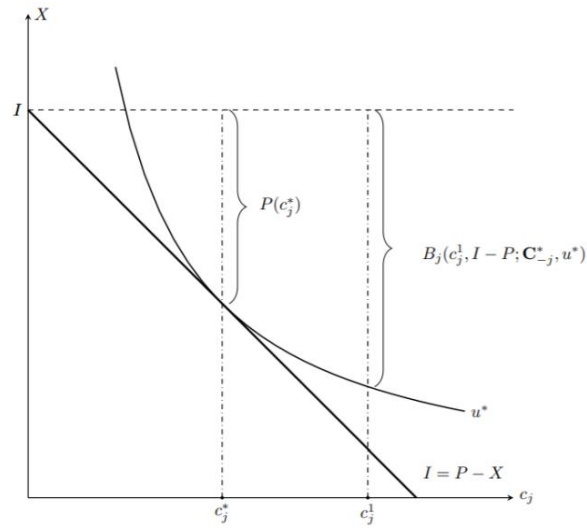
を解くことで消費量を決定する。

そして、上の効用最大化問題を解いた均衡における効用を u^* 、財 j 以外の最適消費量を $\mathbf{C}_{-j}^*$ とすると、属性 j に対して個人が最大限支払ってもよいと考える金額を付け値とする。このとき、付け値関数は

$$B_j = B_j(I - P, c_j; \mathbf{C}_{-j}^*, u^*)$$

と表すことができる。付け値関数とは、所得 I の消費者が効用水準 u^* のもとで属性 j に最大限支払ってもよい金額を表したものであり、次の図表 31 のように表現することができる。

図表 31 効用最大化問題と付け値の関係



そして、個人によって所得水準や選好が異なるため付け値関数は次の図表 32 のように個人により異なる。

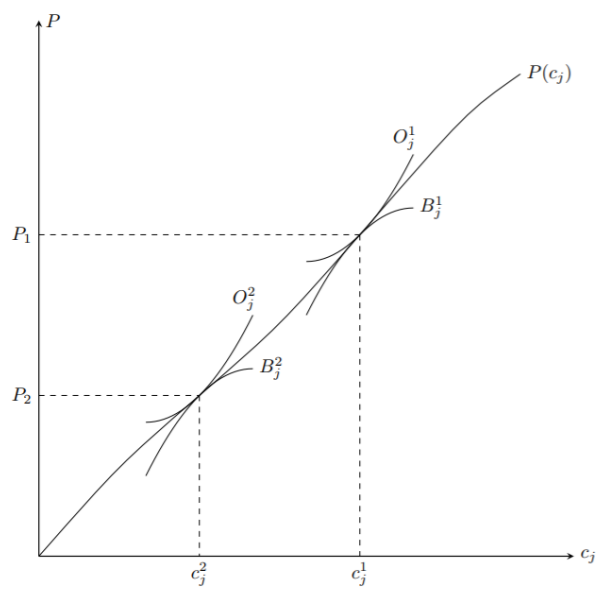
次に、企業行動についても説明する。住宅を供給する企業についても、個人と同様にコストの面において異質性を持っていると仮定する。すなわち生産関数が企業によって異なると仮定する。このとき、属性 j に対して企業が最低限提示できる価格であるオファー関数は、

$$O_j = O_j(c_j; \mathbf{C}_{-j}^*, \pi^*)$$

と表すことができる。ここで、 π^* は供給者が利潤最大化したときの利潤である。図表 32 には 2 種類の企業のオファー関数を描いている。企業についても無数に存在するため、オファー関数は無数に存在する。そして、図表 32 に示したように付け値関数とオファー関数の接点の軌跡が市場価格曲線 $P(c_j)$ となる。

このような特性を用いて、住宅属性の変化による効果を測定することが可能である。図表 32 において属性 j が c_j^1 から c_j^2 へ減少したとき、消費者 1 の支払意思額の変化は、属性 j の変化量が小さい場合には P_1 と P_2 の差で近似することが可能である。そのため、住宅価格を土地属性で回帰することにより、付け値関数およびオファー曲線の包絡線である市場価格曲線を導出して属性の価値を推定することが可能となる。このような手法をヘドニック・アプローチと呼ぶ。

図表 32 付け値関数とオファー関数



参考文献

Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.

Greenstone, M. (2017). The continuing impact of Sherwin Rosen's "Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition". *Journal of Political Economy*, Vol.125, No6, P1891-1902.

Rosen, S. (1974). "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition". *Journal of Political Economy*, Vol.82, No.1, P34-55.

Tiebout, C. (1956) "A Pure Theory of Local Expenditures". *Journal of Political Economy*, Vol.64, No5, P416-424.

Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 7th Edition. South-Western College Publishing.

浅田義久・山崎福寿（2010）「望ましい相続税制と地価の変動」『日本不動産学会誌』、Vol.23、No.4、P80-89。

金本良嗣（1992）「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」『土木学会論文集』、No449、P47-56。

瀬下博之（2019）「相続税制のゆがみと賃貸住宅市場の非効率性」『土地総合研究』、第27巻第3号、P65-69。

山崎福寿（2019）「相続税制が土地・住宅市場に及ぼす影響について」『年季 個人金融』、2019年春号、P46-55。

国税庁 『No.4614 貸家建付地の評価（令和2年4月1日）』
(<https://www.nta.go.jp/taxes/shiraberu/taxanswer/sozoku/4124.htm>)

国税庁 『No.4124 相続した事業の用や居住の用の宅地等の価額の特例（小規模宅地等の特例）（令和2年4月1日）』
(<https://www.nta.go.jp/taxes/shiraberu/taxanswer/sozoku/4124.htm>)

国税庁 『財産評価基準表 路線価図・評価倍率表（令和2年7月）』
(<https://www.rosenka.nta.go.jp/>)

国税庁 『統計年報』

(https://www.nta.go.jp/publication/statistics/kokuzeicho/tokei_nenpo.htm)

財務省 『財の種類に関する資料』

(https://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/condition/a01.htm)

財務省、大蔵省 『日本の土地税制』

財務省 『税制改正の大綱』

東京都都市整備局 『市街地再開発事業について（令和 2 年 9 月）』

(<https://www.toshiseibi.metro.tokyo.lg.jp/bosai/sai-kai.h>)

UR 賃貸住宅『鉄骨造（S 造）とは？用いられる材料の種類とメリット・デメリット』

(<https://www.ur-net.go.jp/chintai/college/202003/000490.html>)

(2021 年 1 月 26 日閲覧)