

# 資本への固定資産税の経済効果

— 固定資産税の「資本帰着説」の検証 —

宮崎智祝・佐藤主光

本稿では、固定資産税の帰着論に関する「資本帰着説(New View, Capital Tax View)」の検証を通じて、固定資産税の負担が資本の所有者に帰着しているのか否かを明らかにする。System GMMによる推定の結果、資本(家屋)への固定資産税は資本(家屋)の資産価格を引き下げる効果が有意に得られる一方、宅地の資産額については有意な効果が得られなかった。

JEL Classification Codes: H22, H71, R51

## 1. はじめに

地域主権改革が唱えられる中、地方の基幹税として固定資産税の充実が求められてきた<sup>1)</sup>。その理由としては、固定資産税が、地方税の原則の一つである応益原則を満たし得ることが挙げられる。

もっとも、現行の固定資産税が応益課税であるのかについては検証の余地がある。この点について、宮崎・佐藤(2011)は、計量分析と数値計算を通じて、現行の固定資産税は住宅消費者にとって応益性を満たすことを確認している。一方、住宅供給者(固定資産(=土地+家屋)保有者)側については、固定資産税によりファイナンスされた公共サービスが完全に資本化せず、税負担が相殺されないことから課税後収益率が低下するとの結果を得ている。この結果からは、住宅(土地+家屋)の供給サイドに税負担が帰着している可能性が示唆される。しかしながら、宮崎・佐藤(2011)は住宅の供給サイドのうち土地・家屋いずれの部門に帰着しているのかまでは明らかにしていない。

この固定資産税の負担の帰着をめぐるのは、応益課税の如何を合わせて多くの議論がなされてきた。その帰着に対する見解としては(a)「伝統的見解(Traditional View)」と(b)「資本帰着説(New View, Capital Tax View)」があ

る<sup>2)</sup>。いずれも(i)資産税は土地のほか資本を課税対象とする、(ii)資本は地域間で自由に移動する、という二点が前提となる。以下、各々について説明する。

まず、Netzer(1966)などによる「伝統的見解」である。これは、資本の供給の価格弾力性が無限大であるゆえ、資本所有者には資本への固定資産税負担が帰着しないと仮説である。その意味で、「伝統的見解」は「資本非帰着説」と換言しても良いであろう。以下、「資本帰着説」と対比するため、「伝統的見解」は「資本非帰着説」と表記する。この「資本非帰着説」によれば、資本所有者は税負担を完全に免れる。なぜなら、同税は本来資本に帰着する分を合わせて、全額土地所有者等の経済主体に転嫁されるためである。

次に、Mieszkowski(1972)、Lin(1986)、及びZodrow and Mieszkowski(1986)に代表される「資本帰着説」について説明する<sup>3)</sup>。この説の前提は資本の移動が国内に限定されることにある。よって一国内の総資本量は一定水準で固定される。これは、ある地域からの資本流出は他地域にとっては資本の流入となることを意味する。資本が流入した地域では、資本が超過供給となる結果、さらに収益率が低下する。このように、「資本帰着説」のもとでは、資本への固定資産税は、全額はもちろん部分的にであっ

ても資本に帰着する。すなわち、資本所有者にも少なくとも一部は税負担が帰着することになるのである<sup>4)</sup>。

米国における固定資産税の資本帰着説の実証研究としては、Aaron(1975)やWassmer(1993)などが挙げられる。このうちWassmer(1993)は、70年～80年までのアメリカの主要62都市をサンプルに、各都市の固定資産税率と全国平均値との差が、地域の住宅投資(住宅数)や課税ベースに与える影響を計測している。Wassmer(1993)では、計量分析と数値計算の結果、実効税率がその全国平均値よりも大きいほど資本収益率が低下するとの結果を得ている。この結果は、固定資産税負担は供給サイド、とりわけ資本帰着説で想定されるように資本所有者に帰着することを示唆するものである。このほか、Carroll and Yinger(1994)は、ボストンの147地域をサンプルとした実証分析により固定資産税の大部分が住宅所有者に帰着することを示している。また、Lutz(2009)はニューハンプシャー州を対象とした研究で、固定資産税の減税後5年間にわたり住宅投資が増加するとの結果を示している。いずれの研究も、計量分析の結果は資本帰着説と整合的であると言及しており、Wassmer(1993)の結果を支持するものである。

しかしながら、日本では、筆者たちが確認する限り、固定資産税の帰着論の「資本帰着説」の検証を通じ、固定資産税が供給サイド、とりわけ家屋の所有者に帰着しているのか否かについて探った研究は存在しない。

以上の点を踏まえ、本稿では、固定資産税の資本帰着説の検証を通じ、資本所有者に固定資産税負担が帰着していることが観察されるのか否かを検証する。ここで、日本の固定資産税制度で「資本」に分類されるものは、家屋である。一方、我が国の固定資産税は償却資産も課税対象に含まれる。しかし、償却資産には、固定資産税のほか、同じく法人課税である法人事業税・法人住民税の影響が考えられる。この点も含め後述する理由から、別のフレームワークで分析をすることが望まれる。

計量分析の結果、税率格差は家屋の資産価格

に対し有意に負の影響が確認される一方、家屋への固定資産税が地価(宅地資産額)を引き下げる効果は確認されなかった。この結果は、資本帰着説で想定されるように、家屋への固定資産税は家屋(資本)所有者に帰着している可能性を示唆するものである。

第2節では、論点の整理と実証分析のフレームワークを示し、第3節では、推計結果を示す。第4節は本稿の結論部分である。

## 2. 固定資産税の「資本帰着説」の説明と実証分析のフレームワーク

### 2.1 固定資産税の「資本帰着説」の概要と論点整理

固定資産税の「資本帰着説」では、(1)「物品税効果」と、(2)「利潤税効果」という二つの経済効果が想定される。以下、各々の効果について説明する。

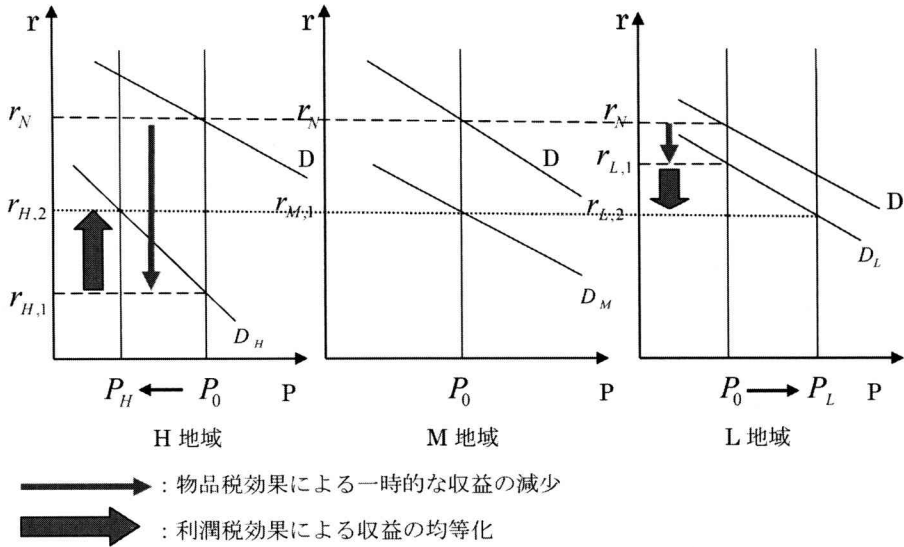
まず、(1)の物品税効果とは、課税により家屋の資本収益率が一時的に低下し、さらに税率の格差により高税率地域から低税率地域へ家屋の資本流出が起こるとの効果である。具体的には、需要サイドに固定資産税が課された時、部分均衡における個別物品税の効果と同様、需要曲線は課税分だけ下方に移動する。このことから、物品税効果という言葉で説明される。

次に、(2)の利潤税効果は、税率が平均よりも低い地域に対して資本が流入し、超過供給になるなど家屋の資本市場の需給が崩れることに起因する。この結果、当該地域では、均衡における家屋の課税後収益率は(1)の物品税効果のみの時よりも低下する。固定資産税が資本の収益(利潤)に影響を与えることから、利潤税効果という言葉が用いられる。

以上の点を、Wassmer(1993)に基づく図1を用いて説明したい<sup>5)</sup>。最初に、いくつかの前提について示す。

- (a) 家屋と土地は各地域で当初等しく、資本需要の賃料への弾力性は各地域で同一と仮定する。
- (b) 固定資産税 $t$ は従価税であり、公共サー

図1. New View の図解(Wassmer(1993)を参考に作成)



ビスの需要が大きな地域ほど、固定資産税率が高いと仮定する。

- (c) 地域としては、以下の三地域を想定する。  
 (i) (公共サービスへの需要が大き)固定資産税率が高い地域(H地域), (ii)低い地域(L地域), (iii)税率がH地域とL地域の中間にある地域(M地域)。

図1の  $P_0$  は各地域の初期の固定資産(=土地+家屋)供給量の水準を示し、 $D$  は初期の家屋に対する資本需要曲線を示す。縦軸  $r$  は家屋所有者の受取賃料(資本収益率)、横軸  $P$  は固定資産(家屋+土地)である。なお、固定資産は短期では移動不可能であるが、長期には移動可能であり、国内の家屋の資本総量は一定で固定されている。

最初に、「物品税効果」について説明する。固定資産税が課されると、全地域で家屋の資本需要曲線はそれぞれ図のように  $D_H$ 、 $D_M$ 、 $D_L$  と課税分だけ下方に移動する。結果、当初の資本収益率  $r_N$  は  $r_{H,1}$ 、 $r_{M,1}$ 、および  $r_{L,1}$  へと各々低下する。上記の前提条件(b)と(c)より、 $t_H > t_M > t_L$  であるため、課税後の資本収益率は  $r_{H,1} < r_{M,1} < r_{L,1}$  となる。

すると、H地域の収益率がL地域よりも低くなるのが分かる。図に示されているように、

収益率の低下に伴い、H地域からは家屋が流出し、その結果当初  $P_0$  の水準にあった資本供給量は  $P_H$  へと減少する。一方、H地域から流出した家屋はL地域に流入するが、ここでは逆に  $P_0$  から  $P_L$  へと資本供給量が増加する。以上が、「物品税効果」の概説である。

次に、「利潤税効果」について説明をする。先の段落で説明したように、家屋の資本流出の結果、H地域では資本供給量は当初と比較すると過少になり超過需要となる一方、L地域では家屋が当初よりも超過供給になる。この時、H地域の課税後収益率は図の  $r_{H,2}$  の水準まで上昇する。一方、L地域の課税後収益率は図の  $r_{L,2}$  まで低下する。結果、課税後収益率は  $r_{M,1} = r_{H,2} = r_{L,2}$  に均等化する。以上が、「利潤税効果」の概要である。

上記の二つが、「資本帰着説」で説明される固定資産税の経済効果である。しかしながら、物品税効果で想定されるような、一時的な家屋の資本収益率の低下とそれにより生じる家屋の資本流出および流入については、固定資産税の「資本非帰着説」でも捉えられる。ここで、「資本非帰着説」と「資本帰着説」を区別するためには、固定資産税の帰着について考察する必要がある。すなわち、「資本非帰着説」では家屋への固定資産税の負担が他の経済主体に全額転

表 1. 資本帰着説と資本非帰着説(伝統的見解)の論点整理

	資本非帰着説 (伝統的見解)	資本帰着説
物品税効果	あり	あり
土地所有者に全額転嫁 (資本所有者は負担を完全に免れる)	あり	なし

嫁されるため、家屋所有者は家屋への固定資産税の負担を回避できる。一方、家屋への固定資産税が全額はもちろん、少しでも家屋所有者に帰着するならば、資本帰着説と整合的となる。

固定資産税の負担は(1)家屋、(2)土地、(3)家賃に帰着する。このうち(3)は住宅消費者への帰着に関わる。しかし、本稿は供給サイドへの帰着に着目していることから、これは対象としない。もし、家屋への固定資産税が、少しでも家屋所有者に帰着することが確認された場合には、「資本帰着説」がサポートされることとなる。しかしながら、家屋所有者が税負担をすべて免れる一方、土地の収益率を引き下げることが確認されたならば、土地所有者に負担が全額転嫁されることとなるため、家屋への固定資産税は「資本非帰着説」と整合的になる。表 1 は、以上の議論をまとめたものである。

現実の家屋への固定資産税が家屋所有者に帰着するのか、あるいは土地所有者に転嫁されるのかについては、計量分析を行うことで明らかにする。まず、計量分析により物品税効果が強く観察されたものの、土地への転嫁が認められない場合には、資本帰着説と整合的であると解釈する。しかしながら、物品税効果だけでなく、土地への転嫁も認められた場合は、資本非帰着説に近い状況にある可能性が生じる。

## 2.2 実証分析のフレームワーク

まず、固定資産税が家屋の資産価格に与える効果を計測する。このため、Wassmer(1993)を参考に、2.1 節の説明で用いた変数のうち、家屋の資本市場における固定資産供給量(=土地および家屋)と、家屋の実効税率、および家屋に対する需要に影響を与えるその他の要因からなるヘドニック関数を考える。具体的には、Wassmer(1993)で用いられた、以下の(1)式の

ようなヘドニック関数で計測する。

$$KPTB_{it} = KPTB(K_{it}, L_{it}, DAPT_{it}, G_{it}, Y_{it}, A_{it}) \quad (1)$$

ここで、添え字の  $i$  は地域(=都道府県)、 $t$  は年次を示す。 $KPTB_{it}$  は固定資産税課税標準(=家屋分、家屋分の固定資産税評価額)を示す<sup>6)</sup>。これは、課税標準を家屋に限定した方が、2.1 節の議論と整合的になると考えられるためである。次に、固定資産の供給量として、Wassmer(1993)では、(資本(capital,  $K$ ))と土地(land,  $L$ )の量をそれぞれ用いているため、それにならないこれらの二変数を用いた。これは、図 1 の横軸の、固定資産  $P$ (=土地および家屋)供給量に相当するものである。このうち、土地については、宅地面積  $L_{it}$  を用いる。 $K_{it}$  については、Wassmer(1993)は家屋の「数」を用いていた。しかしながら、本稿では「質」を示す変数として、持ち家比率と木造家屋比率とをそれぞれ採用した。これは、課税標準に影響を与える効果をより適切に捉えるためには、家屋の供給量という「数」そのものよりも、「質」を示す変数を加えた方が良いと考えたためである。税率については、実効税率そのものではなく、「税率格差」を示す  $DAPT_{it}$  という変数を用いた。これは、Wassmer(1993)で採用された変数であり、2.1 節における地域間での税率の差を扱う変数である。具体的には当該地域の家屋の固定資産税実効税率と、全国平均値との差額を示す。なお、全国平均値については、単純平均を用いたケースと、加重平均を用いたケースとを想定した<sup>7)</sup>。上記の変数以外は、Wassmer(1993)同様、課税標準への需要を示す変数である。まず、 $Y_{it}$  は人口一人あたり県民所得、 $G_{it}$  は公共サービス(市町村社会資本)をそれぞれ示す。 $G_{it}$  については、Wassmer(1993)でも触れられているように、固定資産税の応益説ないしは資本帰着説では、公共サービスが課税標準額を高める効果が期待される。 $Y_{it}$  も、 $G_{it}$  同様に課税標準額を高めると考えられる。最後に、 $A_{it}$  については、地域の生活環境や居住環境、産業構造を表す諸変数

のうち、人口百人あたり刑法犯認知件数、第1次産業比率と第2次産業比率を用いている。

ここで、公共サービスの「質」を示す変数としては、ストックである社会資本を用いる。これは、アメニティの改善を通じて土地や家屋の資産価格を増加させる効果は、フローの公共投資や政府支出よりも、ストックで捉えることが適切と考えたためである。なかでも、ストックとして蓄積される性質の公共サービスであり、かつ林(2003)や赤木(2004)など、ヘドニック・アプローチの研究で用いられている社会資本を採用した。ここで、固定資産税実効税率の影響を正確に捉えるためには、徴税主体である市町村の公共サービスの受益と対応させることが適切と判断し、市町村社会資本を加えた。

ところで、人口百人あたり刑法犯認知件数と人口一人あたり県民所得の二変数については、東京都とそれ以外の道府県で家屋の資産価格に与える影響が異なると考えられる。まず、人口百人あたり刑法犯認知件数については、東京都には特に人口が集中することから、人口あたりのデータに修正したとしても、犯罪の発生件数そのものが大きくなる可能性が否定できない。このため、他道府県については犯罪件数が地価や家屋を引き下げる一方、東京都については首都圏の代理変数となる可能性があると考えられる。次に、人口一人あたり県民所得については、東京都については人口一人あたり県民所得の値が他道府県よりも大きくなるなど、「東京一極集中」の影響が他道府県よりもより強く被説明変数に影響すると考えられる。上記の点を踏まえ、この二変数については、各変数に東京都を1、それ以外の都道府県を0とする係数ダミーをかけた変数も加えた。

係数の符号条件については、税率格差および宅地面積は負、公共サービスと人口一人あたり県民所得は正を想定する。持ち家比率については、ある程度の所得のある人が持ち家に居住することを踏まえると正の符号が期待される一方、都道府県データでは地方圏ほど住宅の私有が多いとも考えられることから、負の符号も想定する。

アメニティ変数のうち、第1次産業比率については、当該地域が多いところほど「地方圏」に分類されると解釈されるため、負の符号を想定する。第2次産業比率については、都市部ほど製造業等の比率が高い一方、地方圏ほど建設業など生産性が低い産業の比率が高いとも考えられるため、都市部・地方部双方の変数と解釈されうることから、正・負の両方を期待する。人口百人あたり刑法犯認知件数については、犯罪が多いことがアメニティを低下させる一方、都市部の代理変数とも解釈され得る。すると正の符号を取る可能性もあるため、正と負の両方の符号を想定する。木造家屋比率は負であることが見込まれる。

ここで、(1)式からは、 $DAPT_{it}$ の推定値がマイナスであることは、特に税率が平均よりも高い地域(2.1節のH地域)において家屋の資産価格が低下し、当該地域において家屋に対する資本需要が減少することを意味する。図1で言えば、左端の図で需要曲線がDから $D_H$ へと下方に移動することで説明される。その結果、H地域においては、物品税効果で想定されるように、家屋の資本流出が現実にも発生していることが示唆されよう。

他方、利潤税効果で想定される税率の地域差→資本の流出入→平均よりも税率が低い地域における収益率の更なる低下、という一連の経路は、「地域差」を扱うよう加工しているものの(1)式の定式化だけでは明確にすることはできない。この点を踏まえ、Wassmer(1993)は、物品税効果は強くサポートするものの、利潤税効果については「必要条件」の論証とはなるもののおそらく「十分条件」の完全な論証にはならない、としている<sup>8)</sup>。すると、(1)式からは、資本帰着説で想定される効果のうち、物品税効果は明らかにできるものの、利潤税効果は厳密に検証できない可能性が考えられる。この点は、解釈において注意を要する。

さらに、2.1節でも言及したように、物品税効果で想定されるような、一時的な家屋の資本収益率の低下とそれにより生じる資本の流出入については、固定資産税の資本非帰着説でも説

明される。すると、 $dapt_{it}$ の係数が負に計測されたとしても、それは資本帰着説で想定される効果であるのか、あるいは資本非帰着説のもとの固定資産税の家屋に対する経済効果を捉えているのかが識別できない。すると、資本帰着説の妥当性を検証するには、計量分析において家屋だけではなく土地まで扱うことが必要とされよう。

そこで、以下の(2)式により、家屋の実効税率の土地への効果について計測する。

$$LPTB_{it} = LPTB(K_{it}, L_{it}, KT_{it}, LT_{it}, G_{it}, Y_{it}, A_{it}) \quad (2)$$

ここで、 $LPTB_{it}$ は宅地資産額を示す<sup>9)</sup>。なお、家屋の固定資産税実効税率は、地域差ではなく、実効税率 $KT_{it}$ を用いる。これは、家屋の場合には、資本帰着説の想定から税率の「地域差」が問題となる一方、土地に対しては地域差が影響しないと考えられるためである。さらに、土地の実効税率である $LT_{it}$ も加えて推定を試みる。

(2)式では $L_{it}$ 、 $G_{it}$ と $Y_{it}$ のほか、アメニティ変数として、地価に関わると考えられる要因として、義務教育の生徒当たり教員数、人口百人あたり刑法犯認知件数、第1次産業比率と第2次産業比率、地方債の対地方税収比(地方債比率)、金融機関店舗数、人口百人あたり生活保護受給者をそれぞれ加えた。あわせて、人口百人あたり刑法犯認知件数と人口一人あたり県民所得の二変数については、(1)式の推定と同様、各変数に東京都を1、それ以外を0とする係数ダミーをかけた変数も加えた。符号条件は、 $KT_{it}$ については資本非帰着説を前提として負の符号を想定する。 $LT_{it}$ については負を仮定する。宅地面積については、宅地の供給量を示すと考えられるため、供給曲線がシフトするとその分だけ土地からの収益が低下する効果が宅地資産額に反映されていると考えられることから、負を想定する。それ以外の(1)式と重複する変数は先に説明したものと基本的に同じである。ところで、社会資本については、林(2003)や赤木(2004)などの資本化仮説の研究では、公

共サービスが地代に与える影響を判定するときに、正、負、ゼロの場合に、それぞれ「過小」、「過大」、「最適」との解釈をしている。ここで、(2)式の被説明変数である宅地資産額は「地代」の代理変数とも考えられ、実際に林(2003)と赤木(2004)などは、本稿で使用した『国民経済計算年報』の宅地資産額を地代に用いている。宅地資産額が地代を示している可能性も考慮すると、資本化仮説に基づいた解釈もできると考えられることから、正と負の符号を想定する<sup>10)</sup>。但し、有意に推定されない場合、林(2003)に従い、「最適」との判断はしない。地方債比率は、地方債のいわゆる「食い逃げ」効果が地価に作用すると考えられるため負を想定し、義務教育生徒当たり教員数と金融機関店舗数には正、人口百人あたり生活保護受給者数は負の符号をそれぞれ仮定する。

推定期間は、住宅・土地統計調査(旧住宅統計調査)が行われる期間に対応させることと、ある程度長い期間を取ることで地域間の資本の流出入を捉えるために、1983年、1988年、1993年、1998年、2003年の計5カ年を対象とする。対象とする地域は、東京都および東京都内の市区町村を含めた47都道府県である。

ここで、実証分析の前提となるのは、都道府県間で実効税率に違いがあることだ。この点について、たとえば最も新しいサンプル期間である2003年度では、家屋の実効税率の最小値は神奈川県0.24%、最大値は島根県の1.4%となっており、ある程度の差が見られることが分かる。

なおWassmer(1993)では、公共サービスの需要に応じて税率の違いを想定し、自治体が税率に対して裁量を有していることを前提としている。もっとも、資本帰着説の実証分析においては、税率の差が資本の移動(資本への帰着)に影響をするのか否かを探ることが目的であり、そこでは税率の差の源泉は問われていない。また、計量分析で用いている税率は「実効税率」であり、実効税率の差には超過課税のような自治体の裁量以外の要因も影響すると考えられる。具体的には、(1)固定資産税評価におけるさま

表2. 固定資産税実効税率の標準偏差の比較  
(47都道府県間と県内市部, 税率の単位: %)

	標準偏差
47都道府県	1.7 (サンプル期間全体: 1.8)
愛知県内の市	0.087
神奈川県内の市	0.074
埼玉県内の市	0.061
千葉県内の市	0.159

ざまな減免・緩和措置, (2)徴収率の違い, および(3)固定資産評価や課税ベースの算定などである。

ところで, ヘドニック関数自体は, 個々の経済主体の最適化行動を前提としている。さらに集計(地域)データでは, おのおのの個人や地域の特性による歪みがある可能性は否定できない。もっとも, 地域別かつ個標レベルのデータを用いて, 固定資産税の経済効果を分析することには相当の困難が伴う。さらに, 地方財政統計年報や市町村別決算状況調査など, 全国を対象として集計されたデータの中で, 家屋分税収を取り出せるものは, 都道府県レベルでしか得られない。以上を踏まえると, 固定資産税率が土地・家屋おのおのの資産価格に与える影響を検証する上では, 都道府県レベルのデータを用いることが一次近似的に取り得る方法となろう。以上の点は宮崎・佐藤(2011)でも言及した通りである<sup>11)</sup>。

しかしながら, 固定資産税の意思決定は市町村である。このため, 同一都道府県内でも市町村の財政状況などにより固定資産税の状況は異なる可能性がある。また, 資本帰着説では, 一国内での自由な資本の流出入が仮定されているが, 都道府県データでは資本の流出入が十分捕捉できないかもしれない。以上の点から, 都道府県レベルのデータを用いることはやはり適切ではないのでは, との批判も生じよう。以下, おのおのの論点について議論する<sup>12)</sup>。

まず, 同一地域内における市町村間での実効税率の違いをみたい。ここでは, 愛知県, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県の, 各4県内の市町村間での実効税率の比較を行う<sup>13)</sup>。これら4県の場合,

人口百万人以上の政令指定都市が県庁所在地であり, さらに神奈川県では川崎市も政令指定都市に含まれる。その一方で, 人口が少ない, ないしは経済規模が小さな市も相当存在している。このため, 県庁所在地とそれ以外の市との間の財政力格差は, 相当大きなものとなろう。

もっとも, 表1に示したように, 2003年度の, 47都道府県間と, 上記4県の同一県内の市とを対象に, 固定資産税実効税率の標準偏差(税率の単位は%)を計測した結果, 4県内の市間ではとても小さく, 最も大きな埼玉県でも0.159%程度である。一方, 道府県間では1.7%(2003年度, サンプル期間全体では1.8%)となる。表2は, 市町村間での実効税率の格差が特に深刻と考えられる地域であっても, 都道府県レベルほどには税率の格差が深刻ではないことを示唆するものであり, 統計的な面からも, 同一県内の市間での実効税率のばらつきは大きくないことを裏付けるものである<sup>14)</sup>。

次に, 資本の流出入についてであるが, 本稿のデータは5年おきのものであるため, 都道府県をまたぐ資本の流出入を捕捉するには十分な間隔がある。以上の理由から, 都道府県単位のデータを用いることは, 本稿で想定するフレームワークとそれほど矛盾はしないと考えられる<sup>15)</sup>。

以上の理由から, 都道府県レベルのデータを用い, かつ自由な資本の流出入を想定するフレームワークを用いることが正当化されよう。

### 3. 推定結果

まず, (1)式を推定するにあたっては, 税率の地域差が負になる都道府県もあるため, 対数は取らない。また, (2)式についても, 対数を取らないモデルで推定する。

ところで, 以下の理由から, (1)式と(2)式を最小二乗法により推定する場合には, 同時性に起因する内生性の問題が生じる可能性が考えられる。まず, (1)式の変数のうち,  $DAPT_{it}$ の基になる実効税率の計測では, 分母に家屋の評価額を用いている。すると,  $DAPT_{it}$ を説明変数に用いることは, 実効税率(厳密には地域差)

の弾性値を計測しているのか、それとも税率の中での、 $KPTB_{it}$ の比率を計測しているのかが区別できない可能性が生じる。同様の問題は、被説明変数を宅地地価として、説明変数に土地の実効税率を加えた(2)式についても生じよう。さらに、(2)式の家屋の実効税率についても、土地の実効税率と同じような同時性に起因する内生性が見られることが懸念される。次に、社会資本については、フローの公共投資の決定において、都道府県の生産量や所得が要因となっている可能性が否定できない。すると、都道府県の生産量や所得と密接に関連すると考えられる家屋の課税標準についても、社会資本の生産性分析で観察される逆方向への因果関係が生じ、同時性に起因する内生性が生じる可能性が考えられる。また、人口一人あたり県民所得についても、被説明変数である $KPTB_{it}$ ないしは $LPTB_{it}$ との間に同時決定の問題が考えられる。さらに、地価・住宅の資産価格と犯罪発生率の間でも、沓澤・山鹿・水谷・大竹(2007)が指摘するような同時性の問題が考えられる。以上の理由から、内生性の問題が生じているならば、当該説明変数と攪乱項とが関連し、当該変数の推定量が一致性を持たない可能性が考えられる。

また、内生性が疑われる変数が含まれるだけでなく、家屋のような資本を被説明変数とした場合、前期・前々期の資本額・資本量が、今期の資本額の決定に影響を与えることも考えられる。地価の場合にも、同様の問題が生じよう。すると、このような動学的な要素を考慮しラグ付内生変数を加えることで、結果が変化することも考えられる。本稿のようなパネルデータで、両者の問題を同時に解決できる方法としては、動学パネル推定が考えられる<sup>16)</sup>。なかでも、Arellano and Bover(1995)やBlundell and Bond(1998)に依拠するsystem GMMと呼ばれる推定方法では、(ラグ付内生変数を含む)階差を取った式と連立させて、ラグ付内生変数を含むレベルの式を計測する。この手法では、階差GMM推定と比較すると、横断面の観測数・時系列方向の期間数がともに少ない場合でも、ラグ付内生変数の係数の下方バイアスが小さくな

ることが知られている<sup>17)</sup>。ここで、本稿の場合には、横断面の観測数は47都道府県であり、さらに時系列方向は5年である。また、Blundell and Bond(1998)の手法には、GMM推定の問題点でもある操作変数の弱相関(以下、weak IVと表記)の問題にも対処できるとの利点がある<sup>18)</sup>。以上を踏まえ、小標本でもラグ付内生変数の係数の下方バイアスが小さく、かつweak IVにも対処できる手法である、system GMM推定を採用する。なお、推定はすべて2段階GMMで行い、レベルの式には固定効果(観察されない異質性)と年次ダミーを加えている。被操作変数は、(1)式、(2)式とも公共サービス、人口一人当たり県民所得、同刑法犯認知件数、の三変数は共通で、(1)式ではこれに税率格差が加えられ、(2)式では土地の実効税率と家屋の実効税率が加えられる。レベルの推定式の操作変数は、ラグ付内生変数の階差のほか、被操作変数の階差になる。

表3と表4には(1)式、表5には(2)式の、推定結果をそれぞれ示した。推定に当たっては、すべての変数を加えたケースに加え、後述するように、いくつかの変数を除いた推定も試みた。最初に、攪乱項部分に系列相関があるのか否かをチェックする<sup>19)</sup>。これは、system GMMで推定を行う場合には、攪乱項部分に系列相関がないとの仮定を満たす場合に一致推定となることから、その仮定を満たすのか否かを確認するためである。表3と表4の下段から明らかのように、(1)式では、1階の系列相関が存在しないとの帰無仮説が棄却されるものの、2階の系列相関が存在しないとの帰無仮説は棄却されないことが分かる。一方、(2)式では1期ラグのケースで1階・2階の系列相関がないことが確認された<sup>20)</sup>。ここで、被説明変数のラグについては、系列相関がないことが確認されたことと、時系列方向が最大でも5年であるため、なるべくラグの次数を小さくした方が良いと考えたことから、(1)式、(2)式とも1期ラグを想定した。また、Okui(2009)やRoodman(2009)などでも指摘されているように、小標本での動学パネル推定では、操作変数が多くなりすぎる場合推定



表3. (1)式の、System GMM 推定の結果(被説明変数=家屋評価額、操作変数のラグの最大値=1、サンプルの大きさ=235)

	実効税率平均値=単純平均		実効税率平均値=重み付	
被説明変数の1期ラグ値 (system GMM)	0.108 (0.085)	0.071 (0.087)	0.110 (0.084)	0.073 (0.087)
税率の地域差	-1.70e+07** (8056487)	-1.71e+07** (7013974)	-1.71e+07** (8161131)	-1.72e+07** (7002331)
公共サービス (市町村社会資本)	6.035*** (1.959)	5.017** (1.954)	6.380*** (1.915)	5.320*** (1.923)
人口一人あたり県民所得	4.82e+07*** (1.03e+07)	5.11e+07*** (1.01e+07)	4.73e+07*** (9980857)	5.06e+07*** (9849509)
東京ダミー×人口一人あたり 県民所得	2.31e+07* (1.45e+07)	1.68e+07 (1.49e+07)	2.25e+07* (1.46e+07)	1.62e+07 (1.49e+07)
人口百人あたり刑法犯 認知件数	-1.18e+07** (5569644)	-1.08e+07** (5030056)	-1.11e+07* (5677435)	-1.01e+07** (5045100)
東京ダミー×人口百人あたり 刑法犯認知件数	-5060944 (2.45e+07)	4670648 (2.54e+07)	-3614178 (2.43e+07)	5962692 (2.52e+07)
宅地面積	0.023 (0.027)	0.029 (0.026)	0.016 (0.026)	0.024 (0.025)
持ち家比率	2351702*** (592574)	2472249*** (518931.8)	2300708*** (586021.3)	2444080*** (516979.7)
木造家屋比率	-1379247*** (270405)	-1458492*** (305357.5)	-1319500*** (278077.4)	-1408591*** (305356.5)
第1次産業比率	6108118*** (1727489)	5221842*** (1863910)	5895486*** (1703185)	4993651*** (1811256)
第2次産業比率		-454790.5 (342751.6)		-477632.5 (336348.2)
定数項	-1.95e+08*** (4.48e+07)	-1.92e+08*** (4.06e+07)	-1.89e+08*** (4.36e+07)	-1.88e+08*** (3.89e+07)
1階の系列相関の検定統計量	-2.21**	-2.232**	-2.189**	-2.218**
2階の系列相関の検定統計量	1.117	1.106	1.262	1.227

注) \*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示し、括弧内の数値は、Windmeijer(2005)のバイアス修正済み標準誤差を示す。なお、推定に当たっては、3年分の年次ダミー変数が含まれている(推定結果は省略)。

量にバイアスが発生することが懸念される。このため、すべての変数について、操作変数の取り得るラグの次数は(1)式、(2)式とも最大で2期を想定した。なお、ここではWindmeijer(2005)のバイアス修正済み標準誤差を用いるため、過剰識別制約の条件の検定が行えないことに注意されたい<sup>21)</sup>。

表3と表4より明らかなように、(1)式の税率格差の係数はすべてのケースにおいて有意に負に計測された。このほか、人口一人あたり県民所得と社会資本の係数については、有意に正であるとの結果が頑健に確認され、また人口百人あたり刑法犯認知件数はすべてのケースで有

意に負に計測された。ただし、東京ダミーをかけた県民所得については表3のケースでは有意な結果を得られなかったケースも見られた。すべてのケースで、木造家屋比率は有意に負に、第一次産業比率と持ち家比率は有意に正にそれぞれ計測され、宅地面積は表4のケースにおいて符号条件と違う結果が有意に得られた。

(2)式については、アメニティ変数のうち金融機関店舗数、人口百人あたり生活保護受給者数、および義務教育生徒当たり教員数を除いたケースと、すべての変数を加えたケースの双方を推定した。まず、土地の実効税率はすべてのケースで有意に負に計測された。一方、家屋の

表 4. (1)式の, System GMM 推定の結果(被説明変数=家屋評価額, 操作変数のラグの最大値=2, サンプルの大きさ=235)

	実効税率平均値=単純平均		実効税率平均値=重み付	
被説明変数の1期ラグ値 (system GMM)	0.068 (0.059)	0.042 (0.102)	0.075 (0.106)	0.048 (0.097)
税率の地域差	-1.83e+07*** (5825997)	-2.23e+07** (1.03e+07)	-1.81e+07*** (5599626)	-2.20e+07** (1.67e+07)
公共サービス (市町村社会資本)	6.593*** (1.426)	5.936*** (2.046)	7.053*** (1.411)	6.208*** (2.039)
人口一人あたり県民所得	4.70e+07*** (8364297)	4.88e+07*** (8944037)	4.67e+07*** (9003625)	4.81e+07*** (8522444)
東京ダミー×人口一人あたり 県民所得	2.18e+07** (9998488)	2.30e+07* (1.47e+07)	2.13e+07* (1.37e+07)	2.22e+07* (1.67e+07)
人口百人あたり刑法犯 認知件数	-1.24e+07** (5191150)	-1.12e+07** (5350381)	-1.18e+07** (5098098)	-1.04e+07** (4435816)
東京ダミー×人口百人あたり 刑法犯認知件数	287259.1 (1.83e+07)	-2080894 (2.51e+07)	950982 (2.48e+07)	-750640.4 (2.90e+07)
宅地面積	0.037** (0.017)	0.045** (0.024)	0.030** (0.017)	0.038** (0.022)
持ち家比率	2483367*** (441348.4)	2634903*** (491044.4)	2436597*** (443744.5)	2589930*** (505374.9)
木造家屋比率	-1340364*** (281686.6)	-1353478*** (346131.5)	-1283914*** (318088.3)	-1298199*** (329775)
第1次産業比率	6236514*** (1509444)	6107885** (3436829)	6166395*** (1811817)	5808804* (3553020)
第2次産業比率		-248957.2 (353290.9)		-275281 (365432.8)
定数項	-2.07e+08*** (3.64e+07)	-2.17e+08*** (3.75e+07)	-2.03e+08*** (3.56e+07)	-2.10e+08*** (3.78e+07)
1階の系列相関の検定統計量	-2.142**	-2.213**	-2.141**	-2.195**
2階の系列相関の検定統計量	1.144	1.134	1.308	1.253

注) \*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示し, 括弧内の数値は, Windmeijer(2005)のバイアス修正済み標準誤差を示す。なお, 推定に当たっては, 3年分の年次ダミー変数が含まれている(推定結果は省略)。

実効税率は操作変数のラグ値を1期にし, かついくつかの変数を除いたケースでは有意に正に推定された。しかしながら, 操作変数が1期ラグのケースでも, いくつかの変数を加え, 地価に関わる他の要因をコントロールしたケースでは有意な結果を得ることができず, また操作変数のラグ値を2期にした場合は有意な結果を得ることができなかった。

このほか, (2)式では市町村の社会資本の係数がすべてのケースで有意に正に推定されたほか, 宅地面積の係数がすべてのケースで有意に負に推定され, この2つの変数については符号条件を満たす結果を得た。人口一人あたり県民

所得については, 東京ダミーをかけたケースとかけないケース(東京以外の道府県)の双方とも, いくつかのケースで有意に正に計測されたものの, 頑健な結果を得るには至らなかった。

(1)式の税率格差の係数は有意に負に計測された一方, (2)式の推定結果からは, 家屋に課された固定資産税が土地の収益率を低下させるとの結果は得られなかった。換言すると, 家屋への固定資産税は土地の所有者に転嫁されないことが示されたのである。現実の固定資産税は少なくとも資本非帰着説と整合的でなく, 資本帰着説で説明されるように資本所有者に帰着している可能性が示唆される。しかしながら, 利

表5. (2)式の, System GMM 推定の結果(被説明変数=宅地資産額, サンプルの大きさ=235)

	操作変数のラグ値=1期		操作変数のラグ値=2	
被説明変数の1期ラグ値 (system GMM)	-0.295*** (0.051)	-0.495*** (0.056)	-0.297*** (0.112)	-0.422* (0.185)
家屋の実効税率	4.13e+07*** (1.57e+07)	3.05e+07 (1.93e+07)	4.27e+07 (8.11e+07)	1.92e+07 (5.37e+07)
土地の実効税率	-1.58e+07*** (4077215)	-1.23e+07*** (4149190)	-1.55e+07** (7965580)	-1.05e+07* (5658138)
公共サービス (市町村社会資本)	13.667*** (2.512)	12.209*** (1.719)	14.033** (7.291)	10.112** (3.814)
人口当たり県民所得	4.69e+07*** (1.27e+07)	2.16e+07 (1.70e+07)	4.17e+07** (2.39e+07)	3.62e+07 (4.25e+07)
東京ダミー×人口当たり 県民所得	7.47e+07*** (2.37e+07)	5.00e+07** (3.01e+07)	7.56e+07 (9.73e+07)	6.73e+07 (9.27e+07)
人口当たり刑法犯 認知件数	-7311093 (4591274)	935072.4 (8064856)	-5659142 (9377343)	-5123185 (5629868)
東京ダミー×人口当たり 刑法犯認知件数	-6.72e+07 (5.19e+07)	-4.37e+07 (5.80e+07)	-6.70e+07 (1.92e+08)	-8.21e+07 (1.42e+08)
宅地面積	-0.085*** (0.027)	-0.149*** (0.029)	-0.087*** (0.020)	-0.128** (0.060)
地方債比率	-2.60e+07*** (5681889)	-1.44e+07** (7002941)	-2.44e+07 (1.93e+07)	-1.34e+07 (3.04e+07)
金融機関店舗数		97338.52*** (24990.1)		81693.77 (60518.3)
人口当たり生活保護 受給者数		-1.67e+07** (9649190)		-1.43e+07* (8892936)
義務教育・生徒当たり 教員数		2519120** (1500489)		2786085* (1801019)
第1次産業比率	3523222* (2352341)	2813940 (2691537)	2777377 (6613415)	3513597 (3022060)
第2次産業比率	-808493.2*** (255032.8)	-657189.2* (361359.2)	-773558.5 (480322.3)	-624759.4 (484444.3)
定数項	-5.87e+07* (3.55e+07)	-3.95e+07 (5.86e+07)	-5.07e+07 (1.42e+08)	-7.29e+07 (1.99e+08)
1階の系列相関の検定統計量	-0.169	0.080	-0.012	0.241
2階の系列相関の検定統計量	-1.184	-1.356	-1.110	-1.314

注) \*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示し, 括弧内の数値は, Windmeijer(2005)のバイアス修正済み標準誤差を示す。なお, 推定に当たっては, 3年分の年次ダミー変数が含まれている(推定結果は省略)

潤税効果については, Wassmer(1993)を踏まえると, 「必要条件」のみ確認されただけである。この点については注意が必要である。

#### 4. 結論と今後の課題

本稿では, 資本(家屋)所有者に固定資産税負担が帰着しているのか否かを, 固定資産税の「資本帰着説」の成否を検証することを通じて

明らかにした。計量分析を通じて, 家屋への固定資産税は家屋の資産価格を引き下げる効果が有意に計測される一方, 土地の資産価格を有意に下げるとの結果は得られなかった。本稿の結果は, 供給サイド, とりわけ家屋所有者に固定資産税の税負担が帰着している可能性を示唆するものである。

但し, 本稿では, 先行研究がなく, かつデー

タの制約がある中で「一次接近として」都道府県データで分析を進めた。無論、固定資産税が市町村の基幹税である以上、理想的には、市町村レベルでの分析が望まれよう。これに関連して、本稿のデータでは、同一県内における資本移動は捉えられない、異なる都道府県間における市町村間での資本移動については、全国を対象とした市町村レベルのデータを適用し、特定の地域内における資本の動きについては、特定の都道府県内における市町村のデータセットを用いることが考えられる。また、本稿では償却資産を分析対象から除外した。これは、償却資産には飛行機や原発から車両まで対象が広範であり、資本の性質により可動性の違いが相当大きいと考えられ、可動性により資本を細分化することが望ましいと考えたためである。償却資産の内訳をより細分化したデータセットを用い、各々の財に対する固定資産税の影響を分析することが望まれる。また、償却資産を対象とする場合、法人事業税・法人住民税など他の法人課税の影響を加味する必要がある<sup>22)</sup>。さらに、本稿のフレームワークでは、利潤税効果については「必要条件」の検証にのみ止まるなど、資本収益率への帰着を厳密には検証できていない。以上の点は、今後の課題として強く要請されよう。

(投稿受付 2011 年 2 月 9 日・最終決定 2014 年 2 月 12 日、神戸大学大学院経済学研究科、一橋大学大学院経済学研究科)

### 補論 データセットの説明

家屋の固定資産税課税標準のデータは、総務省『固定資産の価格等の概要調書(以下、『概要調書』と省略)』の家屋の固定資産税評価額を用い、固定資産税収は総務省『地方財政統計年報』のデータを用いた<sup>23)</sup>。これらのデータを用いて、固定資産税実効税率を以下の(A.1)式のように求めた。

$$\text{実効税率} = \frac{\text{(固定資産税収(家屋分))}}{\text{(固定資産税評価額(家屋))}} \quad (\text{A.1})$$

土地の固定資産税課税標準のデータは、公示地価を基に推計される内閣府『国民経済計算年報』の県別宅地資産価格を用いた。実効税率は、(A.1)式と

同じように、土地分の固定資産税収を、宅地資産額で除することで算出した。

なお、固定資産税収については、東京都特別区のデータが得られなかったため、その分を『東京都税務統計年報』を加えた。

宅地面積は、総務省『概要調書』の民有地面積のうち、宅地として登録されているものの総数を用い、人口については、『住民基本台帳』に記載されたデータを用いた。木造家屋比率と持ち家比率については、総務省『住宅・土地統計調査』のデータを加工した。刑法犯認知件数は警察庁『警察白書』のデータを、義務教育生徒数と教員数は、文部科学省『学校基本調査報告』のデータをそれぞれ用いた。生活保護受給者数については、厚生労働省「厚生統計要覧」のデータを用いた。なお、刑法犯認知件数と生活保護受給者数は、人口あたりの数値に直す場合、人口100人あたりの数値としている。第1次産業と第2次産業生産額、県民所得は、内閣府『県民経済計算年報』のデータを用い、第1次産業と第2次産業比率は各産業の生産額を県内総生産(県内総支出)で割って算出した<sup>24)</sup>。金融機関店舗数は日本銀行『都道府県別経済統計』のデータを用い、各都道府県内の市町村の地方債発行比率の算出に用いた地方債発行額と地方税収のデータ、および市町村の歳出額(公債費を除く)は、いずれも『地方財政統計年報』のものを使用した。最後に、市町村社会資本は、内閣府政策統括官編(2012)の都道府県別社会資本データのうち、純資本ストックデータ「試算3-1」に、宮崎・佐藤(2011)でも用いられた、総務省『行政投資』の市町村事業分を掛け合わせて加工・作成した<sup>25)</sup>。供用年数の経過による除去額だけでなく、社会資本の減価まで考慮した純資本ストックの方が資本の能力をより適切に反映していると判断したため、純資本ストックデータを用いた<sup>26)</sup>。この市町村事業分については、宮崎・佐藤(2011)を参照されたい。

### 注

謝辞 本稿を作成するに当たり、本誌の匿名の2名の査読者の先生、および赤木博文(名城大学)、浅田義久(日本大学)、浅子和美(一橋大学)、大瀧雅之(東京大学)、金本良嗣(政策研究大学院大学)、國崎稔(愛知大学)、斎藤慎(大阪学院大学)、菅原宏太(京都産業大学)、玉井義浩(神奈川大学)、外木好美(神奈川大学)、中川雅之(日本大学)、中村純一(日本政策投資銀行)、西川雅史(青山学院大学)、羽森茂之(神戸大学)、堀場

付表1. 標本統計量

	税率格差	税率格差 (加重平均)	家屋実効税率	土地実効税率	家屋課税標準	宅地資産額
平均	-0.002	0.136	1.114	3.226	15587775	16830730
標準誤差	0.017	0.017	0.019	0.079	1601776	2143465
最小	-0.73	-0.611	0.24	0.527	1106077	1397017
最大	0.52	0.732	1.46	7.928	199380287	354571069
サンプル の大きさ	235	235	235	235	235	235
	公共 サービス	人口一人あたり 県民所得	人口百人あたり 刑法犯認知件数	宅地面積	持家比率	木造比率
平均	6161592	2.524	1.325	302944681	67.627	68.653
標準誤差	332895	0.037	0.033	11985739	0.542	0.838
最小	1322231	1.386	0.614	74000000	39.598	6.925
最大	29689585	4.302	3.301	985000000	85.7	89.986
サンプル の大きさ	235	235	235	235	235	235
	地方債比率	第1次産業比率	第2次産業比率	義務教育・生徒 あたり教員数	人口百人あたり 生活保護受給者数	金融機関店舗数
平均	0.466	3.168	33.532	18.617	0.888	285
標準誤差	0.018	0.1430	0.553	0.206	0.037	17
最小	0.093	0.0530	13.935	10.690	0.177	65
最大	1.534	9.5880	58.225	26.959	3.933	2068
サンプル の大きさ	235	235	235	235	235	235

注) 金銭の単位は百万円, 税率および比率の単位は%(但し地方債比率は実数), 面積の単位は平方メートルに換算。

勇夫(青山学院大学), 別所俊一郎(慶應義塾大学), 宮川努(学習院大学), 望月正光(関東学院大学), 山崎福寿(日本大学), 吉田あつし(元筑波大学)の各先生方, 日本財政学会第66回大会, 景気基準日付研究会八戸コンファレンス, 青山学院大学でのワークショップならびに住宅経済研究会の参加者の方々より貴重なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。なお, 本研究は科学研究費補助金・若手研究(B)(研究課題番号:21730263)の成果の一部である。

1) たとえば, 佐藤(2005)や井堀(2007)などを参照のこと。

2) 「資本帰着説」は, 英語では「New View」で表記されることが一般的である。従前, 固定資産税の帰着論は部分均衡分析でなされてきたものの, 1970年代に一般均衡分析まで拡張された。これを踏まえ, 部分均衡分析による帰着論を「Traditional View」とし, それとの対比で一般均衡分析による資本課税としての効果に関する分析については, 「New View」と呼んでいる。ゆえに, 近年のこの分野の潮流を必ずしも反映したものでないことに注意されたい。しかしながら, 本稿では問題の本質をより適切に示すため, 「資本帰着説」という言葉を用いる。

3) 「資本帰着説」のサーベイ論文としては, Mieszkowski and Zodrow(1989)やZodrow(2001)などが挙げられる。より詳細な議論については, これらも参考にされたい。

4) 「資本帰着説」では, 家屋のサービスが取引されるマーケットを対象としているのではなく, 家屋サービスの生産要素としての資本市場が対象とされていると考えられる。このため, 本稿では「家屋の資本市

場」という表現で統一して議論を進める。

5) 詳細な仮定などについては, Wassmer(1993)を参照されたい。

6) 以下, 「課税標準」は「課税ベース」の意味であり, 負担調整や小規模住宅に対する圧縮措置後の金額である「固定資産税課税標準額」とは違うことに注意されたい。データの出所は, 補論を参照のこと。

7) 加重平均の算出にあたっては, 家屋の課税標準額でウェイト付けをして算出した。

8) 詳しくは, Wassmer(1993)のp.154を参照のこと。

9) 土地の固定資産税課税標準額を用いることも考えられるが, なるべく「時価」に近い指標を用いることが適切と考えたため, 『国民経済計算年報』の宅地資産額を用いた。

10) (2)式では公共サービスと実効税率が同時に入っている。このため, 公共サービスと税収とが完全にリンクしている場合には, 公共サービスのみをヘドニック関数の中に入れなければ最適性の議論は難しいとも考えられよう。しかしながら, (2)式の実効税率は, 「土地」の固定資産税の実効税率ではなく「家屋」の実効税率である。また, 日本の政府間財政関係を前提とした場合, 自治体の公共サービスは全額を固定資産税で賄うとは限らない。以上を踏まえると, (2)式では税収と完全にリンクしていない公共サービスを加えているため, 推定値の符号に基づき最適性の議論をしても問題は生じないであろう。

11) 情報公開法などにより, 市町村レベルでの家屋分税収のデータを得ることは可能かもしれない。しかしながら, 手続き等が煩雑で入手にも困難を伴うと

判断したため、今回の分析では市町村レベルのデータは用いることができなかった。

12) 以下の議論の一部は、宮崎・佐藤(2011)も参照のこと。

13) ここでの実効税率は、「土地+家屋+償却資産」の固定資産税評価額と税収が対象である。

14) なお、本文で挙げた四県の市の実効税率を散布図で見た場合、ほとんど差がないことが分かる。詳細は、筆者に問い合わせたい。

15) ここで、木造住宅の法定耐用年数は22年である一方、鉄骨鉄筋または鉄筋コンクリート造は47年である。すると、本稿の5年おき20年でのサンプル期間では、木造住宅については資本の流出入が十分捕捉されるものの、鉄骨鉄筋または鉄筋コンクリート造についてはすべてを捕捉することは難しいとも考えられよう。しかしながら、法定耐用年数の間でも新規着工はなされるため、固定資産税がその間鉄筋家屋に影響をまったく与えないわけではない。また現実には、鉄筋住宅のリフォームをするかしないかを決定する場合、固定資産税率が高いならば非住宅財に投資をすることか、当該地域の別の鉄筋住宅に投資をすることなどが考えられる。すると、たとえ法定耐用年数の長い鉄筋家屋であっても、上記の点は本稿で想定する20年間でも捕捉可能であろう。

16) 資本化の分析は均衡における分析であるため、長期均衡を捉えられるECM推定も考えられる。しかしながら、本稿は5年おきのデータであるため、ECMでの推定は試みていない。

17) 階差GMM推定では、ラグ付内生変数を持つモデルについては、サンプル期間が短い場合でもクロスセクション方向が無限に大きくなればラグ付内生変数の係数が一致推定量となることが知られている。しかしながら、クロスセクション方向のサンプル数が小さい場合には、ラグ付内生変数の係数が著しい下方バイアスを持つとの欠点がある。

18) 詳しくは、Blundell and Bond(1998)やBaltagi(2005)などを参照のこと。

19) これは、(固定効果と攪乱項からなる誤差のうち)固定効果を取り除くために階差を取り、攪乱項の系列相関の有無を確認するために試みられる。

20) 攪乱項を $\varepsilon_{it}$ とすると、1階の系列相関に関する検定は、 $\Delta\varepsilon_{it}(=\varepsilon_{it}-\varepsilon_{it-1})$ と $\Delta\varepsilon_{it-1}(=\varepsilon_{it-1}-\varepsilon_{it-2})$ との相関を確認することになる。このとき、 $\Delta\varepsilon_{it}$ と $\Delta\varepsilon_{it-1}$ は、 $\varepsilon_{it-1}$ を通じて相関し、1階の系列相関がないとの帰無仮説は棄却されると考えられる。一方、表5の結果では1階の系列相関がないとの帰無仮説が棄却されていない。これは $\varepsilon_{it-1}$ を通じた $\Delta\varepsilon_{it}$ と $\Delta\varepsilon_{it-1}$ との相関が弱いことを示唆するものと考えられる。なお、同様の結果は、塩路(2008)や山崎・瀬下・太田・杉原(2008)などの先行研究でも一部見られ、これらの研究では1階の系列相関がないケースについてもモデルが妥当であるとしている。

21) 念のため、分散不均一を修正しない方法で推定を行い、過剰識別制約の検定を行った。その結果、いずれのケースでも、過剰識別制約の検定の帰無仮説が棄却されなかった。このため、操作変数の選択は妥当であることが確認されたことを付記する。

22) 固定資産税以外の税について、Wassmer(1993)では、residential capital(住居用の家屋など)だけでなく、business capital(工場・営業所などの家屋や償却資産)も念頭において分析を進め、かつ自治体の法人税についてSTAX、自治体の所得税についてITAX、課税ベースが重複するケースについてOVTAXという変数を用いて、固定資産税以外の租税の効果も扱っている。上記の点を踏まえるならば、法人二税についてはSTAXに該当する変数を用い、かつ償却資産も含めた上で、本稿の対象地域・対象期間で分析をすることも一案と考えられる。しかしながら、STAXという変数はダミー変数であり、実効税率や平均税率のように法人税の経済効果を直接計測するために加えているわけではない。すると、この変数を参考に法人二税の影響を計測することは適切ではないであろう。一方、法人二税の実効税率ないしは平均税率を加えることも考えられる。この点では、法人事業税の平均税率を計測した深澤(2009)を参考にすることが考えられよう。しかしながら、深澤(2009)でも述べられているように、(1)東京都については法人企業の「配当受取額」のデータが得られず、本稿の対象とする47都道府県データがすべて揃わない、(2)課税ベースのデータとして考えられる都道府県別の法人企業所得については、サンプル期間のうち93年度までは民間法人企業を対象としているものの、98年度以降は法人企業全体となるなど、期間によってデータの対象が違ってくる、との問題がある。以上の理由から、本稿の対象地域・対象期間において法人事業税の平均・実効税率を用いることには困難が伴う。もし、法人税を別に考えるならば、本稿の「家屋」のデータから、事業者が保有する家屋(店舗、工場、事務所等)を除く必要がある。しかしながら、公開されているデータの制約上、これらを除外することは不可能であったため、事業者が保有する家屋を含んだまま分析をせざるを得なかった。

23) 家屋については、評価が適正になされていないとの指摘も聞かれる。しかしながら、公表されているデータの中では、「概要調書」の評価額が得られるのみであるため、本稿でも同調書のデータを用いた。

24) 2003年度の数値については、1990年暦年価格の実質値が得られず、1995年暦年価格の数値しか得られない。このため、1998年度の実質値(1990年暦年価格)に、1999年度以降の県内総支出の変化率(1995年暦年価格)を接続し、補完して求めた。その他の期間の補完は、宮崎・佐藤(2011)を参照のこと。

25) 社会資本については、内閣府政策統括官編(2012)において全サンプル期間のデータが入手可能であるため、同データを用いた。ここで、本稿のほかのデータは1990年暦年基準である一方、同データは2005年暦年基準である。もっとも、本稿では社会資本を1単位増加すると資産価格がどれだけ上昇するかという「貨幣単位の数量」を示すことが目的でなく、社会資本の影響がコントロールできていればよいと考えたため、内閣府政策統括官編(2012)のデータを用いた。なお、内閣府政策統括官編(2012)では、純資本ストック系列ではもう一つのOECDの方法に準じて計算した「試算3-2」のデータも存在する。このデー

タを公共サービスとして(1)式と(2)式を推定したが、結果はほとんど変わらなかった。

26) 純資本ストックと粗資本ストックの比較、および資本の生産能力を図る観点では純資本ストックの方が適切であることは、増田(2000)などを参照のこと。

### 参考文献

- 赤木博文(2004)「事業分野別生活基盤型の公共投資の効率性——資本化仮説による実証分析——」『生活経済学研究』第19巻, pp.75-89.
- 深澤映司(2009)「我が国の地方法人課税をめぐる租税競争——法人事業税を対象とした現状分析——」『レファレンス』703号, pp.55-75.
- 林正義(2003)「社会資本と地方公共サービス——資本化仮説による地域別社会資本水準の評価——」『経済分析』第171号, pp.28-46.
- 井堀利宏(2007)『「小さな政府」の落とし穴——痛みなき財政再建路線は危険だ——』日本経済新聞社.
- 香澤隆司・山鹿久木・水谷徳子・大竹文雄(2007)「犯罪発生の地域的要因と地価への影響に関する分析」『日本経済研究』第56号, pp.70-91.
- 増田宗人(2000)「資本ストック統計の見方——市場評価資本ストックの試算——」『日本銀行調査統計局ワーキングペーパー』00-5.
- 宮崎智祝・佐藤主光(2011)「応益課税としての固定資産税の検証」『経済分析』184号, pp.99-119.
- 内閣府政策統括官編(2012)『日本の社会資本2012』内閣府.
- 佐藤主光(2005)「地方の自立と財政責任を確立する地方税制改革へ向けて——機能配分の観点から——」『フィナンシャル・レビュー』第76号, pp.45-75.
- 塩路悦朗(2008)「社会資本の生産力効果の非線形性——大都市圏データを用いた再検証——」大瀧雅之編『平成長期不況—政治経済学的アプローチ』東京大学出版会, pp.181-206.
- 山崎福寿・瀬下博之・太田智之・杉原茂(2008)「優先権侵害が追い貸しと貸し渋りに及ぼす影響についての実証研究」『日本銀行ワーキングペーパー』No.08-J-7.
- Aaron, H. (1975) "A New View of Property Tax Incidence," *American Economic Review*, Vol. 64, No. 2, pp. 212-221.
- Arellano, M. and O. Bover (1995) "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Component Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, pp. 29-51.
- Baltagi, B. H. (2005) *Economic Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley & Sons, Ltd, Chichester, UK.
- Blundell, R. and S. Bond (1998) "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115-143.
- Carroll, R. J. and J. Yinger (1994) "Is the Property Tax a Benefit Tax? The Case of Rental Housing," *National Tax Journal*, Vol. 47, No. 2, pp. 295-316.
- Lin, C. (1986) "A General Equilibrium Analysis of Property Tax Incidence," *Journal of Public Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 113-132.
- Lutz, B. F. (2009) "Fiscal Amenities, School Finance Reform and the Supply Side of the Tiebout Market," Finance and Economics Discussion Series 2009-18, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C..
- Mieszkowski, P. (1972) "The Property Tax: An Excise or Profits Tax," *Journal of Public Economics*, Vol. 1, No. 1, pp. 73-96.
- Mieszkowski, P. and G. R. Zodrow (1989) "Taxation and the Tiebout Model," *Journal of Economic Literature*, Vol. 27, No. 3, pp. 1098-1146.
- Netzer, D. (1966) *Economics of the Property Tax*, Brookings Institution, Washington, US.
- Okui, R. (2009) "The Optimal Choice of Moments in Dynamic Panel Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 151, No. 1, pp. 1-16.
- Roodman, D. (2009) "A Note on the Theme of Too Many Instruments," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 1, pp. 135-158.
- Wassmer, R. W. (1993) "Property Taxation, Property Base, and Property Value: an Empirical Test of the "New View"," *National Tax Journal*, Vol. 46, No. 2, pp. 135-160.
- Windmeijer, F. (2005) "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators," *Journal of Econometrics*, Vol. 126, No. 1, pp. 25-51.
- Zodrow, G. R. (2001) "The Property Tax as a Capital Tax: A Room with Three Views," *National Tax Journal*, Vol. 54, No. 1, pp. 139-156.
- Zodrow, G. R. and Mieszkowski, P. (1986) "Pigou, Tiebout, Property Tax and Under Provision of Local Public Goods," *Journal of Urban Economics*, Vol. 19, No. 3, pp. 356-370.