

CCES Discussion Paper Series
Center for Research on Contemporary Economic Systems

Graduate School of Economics
Hitotsubashi University

CCES Discussion Paper Series, No.8
December 2008

応益課税としての固定資産税の検証

宮崎智視
(名古屋学院大学)
佐藤主光
(一橋大学)

Naka 2-1, Kunitachi, Tokyo 186-8601, Japan
Phone: +81-42-580-9076 Fax: +81-42-580-9102
URL: <http://www.econ.hit-u.ac.jp/~cces/index.htm>
E-mail: cces@econ.hit-u.ac.jp

応益課税としての固定資産税の検証*

要旨

名古屋学院大学 宮崎智視*

一橋大学大学院 佐藤主光[▲]

本稿では、現行の固定資産税が応益課税であるのか否かについて、実証分析と数値計算により検証する。具体的には、固定資産税の「Benefit View」の検証を通じて、固定資産税が応益課税であるのか、もしそうでないならば、地方分権が進み支出と固定資産税収とが完全にリンクした場合、応益性がどこまで確保されるのかとの点を明らかにする。

数値計算の結果、現行の固定資産税は、居住者（＝住宅消費者）にとっては応益課税となる一方、住宅所有者（＝住宅供給者）にとっては応益課税でない可能性が示された。これは、地方の課税自主権が認められていない現行制度下においては、固定資産税収と公共サービス（＝公共投資）とが完全にリンクしていないため、公共サービスが完全に資本化しないことが一因であると考えられる。一方、地方の課税自主権を強化し、公共サービスを固定資産税収ですべて賄うとの想定をおいたケースでの数値計算からは、住宅所有者の便益が正になり、住宅所有者にとっても応益課税となり得ることが示された。地域別で比較をするならば、現行制度を前提としたケースでは、居住者の負担は都市圏ほどゼロに近く、地方の課税自主権を強化したケースでは所有者の便益が都市圏ほど大きく、地方圏ほど小さくなった。これは、大都市圏ほど固定資産税が応益原則を満たす税となり得ることを示唆するものである。

本稿の分析は、固定資産税は現状では居住者にとっては応益課税である一方、住宅所有者にとっては応益課税となり得ないものの、地方分権が進展し、地方の課税自主権を強化した場合には、住宅所有者にとっても応益課税となり得ることを示すものである。

JEL Classification : H22、H71、H72

キーワード：固定資産税、応益原則、Benefit View

* 本稿を作成するに当たり、赤井伸郎（大阪大学）、浅子和美（一橋大学）、井堀利宏（東京大学）、岩田真一郎（富山大学）、小川光（名古屋大学）、金本良嗣、国友直人（ともに東京大学）、中野英夫（専修大学）、中村和之（富山大学）、林正義（一橋大学）、花園誠（名古屋大学）、原田博夫（専修大学）、古川章好、湯田道生（ともに中京大学）の各先生方、および第 62 回日本財政学会、第 12 回公共選択学会、空間経済学研究会（名古屋大学）、住宅政策研究会（東京大学）と富山大学経済学セミナーの参加者の方々より有益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、一橋大学グローバル COE プログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」と（財）全国銀行学術研究振興財団の助成を受けており、宮崎は科学研究費補助金・若手研究（B）（研究課題番号：19730229）の助成を受けている。

* 名古屋学院大学経済学部。連絡先：〒456-0812 名古屋市熱田区熱田西町 1-25 名古屋学院大学
Tel: 052-678-4078（内線 2832）、E-mail: miyazaki@ngu.ac.jp

[▲] 一橋大学大学院経済学研究科。

1. はじめに

地方分権、ないしは地方財政改革の機運が高まって久しい。その流れの中で、地方税制の改革も求められている。とりわけ、地方政府（より厳密には市町村）の基幹税としての、固定資産税の役割を強化していくべきとの主張が根強く聞かれる。たとえば、土居（2000）は、便益の及ぶ範囲が限定される地方公共財の供給と対応させる場合には、応益原則を持つ税目が望ましく、とりわけ地域間で移動しない土地に対する固定資産税を中心に地方税体系を設計することを主張している。また、井堀（2007）は、住民が地方の公共サービスの受益を税として反映できることから、地方分権が進んだ状況では、固定資産税を有益な税として活用できると主張している。以上の議論は、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を根拠としている。

ここで、固定資産税が応益原則を満たすのか否かについては、「Benefit View（応益課税としての見解）」を根拠に議論がなされる。Benefit View について検証した Carroll and Yinger (1994)に従うと、Benefit View では、公共サービスの資本化仮説の成立が必要条件の一つである。これは、固定資産税負担が一部住宅所有者（＝住宅供給者）に転嫁されていたとしても、固定資産税収と公共サービスとの完全なリンクがあることを前提として、固定資産税によりファイナンスされた公共サービスの将来の受益が資本化されることを通じて、賃貸住宅の資産価格が上昇し、結果として固定資産税負担が相殺されることが根拠となっている。次に、居住者の固定資産税の純負担がゼロになることが、もう一つの必要条件である。

ところで、現在の日本の地方税制度を前提とした場合、固定資産税が応益原則を満たす税であるのかについては、疑問が呈せられている。たとえば佐藤（2005）では、前提である地方政府の課税自主権が制限されているため、Benefit View が成立する余地が小さいと指摘している。ところで、地方政府の課税自主権については、井堀（2007）において、現行では税率は全国一定で、評価額による調整だけしかなされていないものの、税率の設定を地方政府に委ねるべきであることが示されている。佐藤（2005）や井堀（2007）の指摘を踏まえるならば、固定資産税と公共サービスとが完全にリンクしていないことがわかる。すると、先の議論を踏まえるならば、Benefit View の成立のための、供給者サイドの必要条件の前提条件の一つである、固定資産税収と公共サービスとの完全なリンクがない現状では、固定資産税が応益原則を満たしていない可能性が高いと考えられる。

ここで、日本の先行研究では、下山（2004）と林（2004）が、固定資産税の「応益性」に関する検証を、大阪府下のデータで行い、林（2004）は都道府県データも用いて検証を試みている。ここで、固定資産税が応益原則を満たすのか否かについては、第2節でも整理するように、資本化仮説を根拠に所有者サイドの負担を検証するだけではなく、居住者の負担まで検証する必要があると考えられる。しかしながら、下山（2004）および林（2004）は、居住者サイドへの効果は計測されていない。また、彼らの研究は、実際には「土地」の資本化仮説の検証である。Benefit View の成否は、土地だけではなく住宅を対象にする

ことが必要と考えられる。すると、居住者側の負担まで考慮する形で、かつ住宅を対象に固定資産税の応益性を検証した実証研究は、日本では存在しないことが分かる¹。

以上を踏まえ、本稿では、日本の地域（＝46 道府県）データを用いて、固定資産税が応益課税であるのか否かを検証する。具体的には、固定資産税の「Benefit View」で想定される状況が成立するのか否かを、実証分析とそれに基づいた数値計算により明らかにする。数値計算の結果、もし Benefit View が成立しないことが分かれば、地方自治体に固定資産税の税率の決定権を付与し、支出と固定資産税収とを完全にリンクさせたフォーミュラを作成し、Benefit View で想定する状況が観察されるのかについて、改めて数値計算を通じて明らかにする。

ところで、固定資産税は市町村が徴収し、また資本化仮説では人口の自由な移動が前提とされている。すると、道府県レベルでは少し範囲が大きすぎる上、人口移動も頻繁ではないのでは、との批判もあろう。まず、道府県レベルのデータを用いることについては、市町村レベルでの固定資産税の違いを出せないとの欠点は否定できないものの、一次接近としては妥当であると考えられる。次に人口移動については、後述のように本稿は5年置きデータのデータセットであり、比較的年度の間隔が空いているため、道府県レベルでの人口移動を前提とすることにはそれほど問題はないと考えられる。

まず第2節では、数値計算のフォーミュラを提示する。続く第3節においては、最初に日本の46道府県のデータを用いた実証分析を行う。その上で、第2節で提示したフォーミュラを基に、実証分析で得られた係数を用いて、現行の課税自主権の余地が限定されているケースと、地方の課税自主権を強化したケースのそれぞれの想定のもとで数値計算を行う。数値計算の結果、現行制度下では、居住者の純税負担は全国および地域別でもゼロに相当近くなる一方、住宅所有者の純便益は負となることが示される。一方、固定資産税収と公共サービス（＝ここでは道府県内の、市町村の公共投資）とをリンクさせたフォーミュラを前提とした数値計算では、住宅所有者の便益は全道府県で正になることが示された。これは、居住者にとっては現状でも固定資産税が応益課税となる一方、住宅所有者にとっては現行では応益原則を満たす税ではないものの、地方の課税自主権を強化した場合には応益課税となり得ることを示すものである。第4節は本稿の結論部分である。

2. フォーミュラの説明

フォーミュラの説明に入る前に、固定資産税に関する「Benefit View」について整理する。Benefit View では、住宅の居住者と所有者とが違うケースを想定する。その上で、Benefit View は、税負担が全額居住者に帰着することを想定する。まず、供給サイドへの

¹ 海外の実証研究では、Carroll and Yinger (1994)が、ボストンの147地域をサンプルとした分析によって Benefit View について検証している。Carroll and Yinger (1994)は、固定資産税負担の多くが資産価格（課税後収益率）の下落という形で、供給サイド（＝住宅所有者側）にも負担が一部転嫁されることを示しており、厳密な意味で Benefit View が成立しないことを示した。

負担について、Oates (1969)や Yinger et al. (1988)などで示された、固定資産税の資本化仮説を想定する。ここでは、固定資産税が居住者に全額帰着せず、一部住宅所有者（＝住宅供給者）に転嫁されていたとしても、公共サービスの将来の受益が資本化されることを通じて、賃貸住宅の資産価格を高める結果、資産価格の減少分が軽減されることになる。このとき、税負担による賃貸住宅資産価格の減少分を、公共サービスの資本化による便益の増加が相殺することが、Benefit View の一つ目の必要条件となる。

ところで、固定資産税率の上昇は、居住者にとっては支払賃料の増加となりうる。このとき、固定資産税でファイナンスされた公共サービスが、彼（彼女）の支払意志額（＝支払いたいと思う賃料）を高めるならば、実際に居住者が支払う賃料の上昇分が、その支払賃料の増分により減殺され、固定資産税の純負担額が少なくなるとも考えられる。このとき、公共サービスの便益が、税負担の増分を相殺し、居住者の固定資産税の純負担額がゼロになることが、Benefit View のもう一つの必要条件となる²。

以下では、最初に賃貸住宅の資産価格関数を基に、住宅所有者の負担を示すフォーミュラを説明する。

まず、Oates (1969)などで用いられる、素朴な資産価格関数を基に議論する³。賃貸住宅の資産価格関数を

$$V = V(t, g) \tag{1}$$

とおく。ここで、 V は賃貸住宅の資産価格（＝賃貸住宅価格の割引現在価値、課税後収益率）であり、 t は固定資産税率（＝実効税率）、 g は公共サービスの水準をそれぞれ示す。

以下では、住宅消費者（＝居住者）は公共サービスの水準に応じて自由に地域間移動すると仮定する。簡単化のため、企業活動は捨象する。あわせて実証研究も住宅資産のみに着目する。なお、この段階では、公共サービスと固定資産税の増加は完全にはリンクしていない（＝ハード・バジェットではない）。

ここで、固定資産税を一単位増加させると、 V は以下のように変化する。

$$\frac{dV}{dt} = V_t + V_g \frac{dg}{dt} \tag{2}$$

² より厳密な説明や主要な仮定については、Carroll and Yinger (1994)、Zodrow (2001)や佐藤 (2005)などを参照のこと。

³ 本稿では、実証分析と数値計算に主眼を置いている。また、フォーミュラの参考にした Carroll and Yinger (1994)も、ミクロ的な基礎づけはあるものの、地方公共財の最適供給条件を示すために用いているのであり、資産価格関数を導出するためには用いていない。以上の理由から、Brueckner (1982)やRoback (1982)などのように、経済主体の最適化行動から資産価格関数を導出し実証分析につなげるアプローチは取らず、賃貸住宅の資産価格関数を示すのみに止めた。なお、ミクロ的な基礎付けを持った住宅の資産価格関数の導出については、Yinger (1982)や Yinger et al. (1988)などを参照のこと。

(2) 式の関係は、住宅所有者の純便益（純負担）を示す、(2) 式において V_t の符号は負、 V_g は正、 $\frac{dg}{dt}$ は正になると考えられる。 V_t の符号が負になる理由は、固定資産税の増加が住宅所有者の一部負担となり、賃貸住宅の収益性を低下させるためである。これは、固定資産税の「直接効果」と解釈される。(2) 式の右辺第 2 項は、固定資産税率が上昇することにより公共サービスが増加し、その結果住宅の資産価格が上昇するために正になると仮定する。これは、固定資産税の「間接効果」を示す。

(2) 式は、固定資産税の直接効果（右辺第 1 項）と、間接効果（同第 2 項）との関係から、Benefit View の成否が検証されることを示すものである。まず、直接効果は、税率の上昇が住宅の資産価格の減少につながることを示す。一方で、ここでは税収の増加分を（全額ではないにしても）公共サービスの増加に充てるとの想定を置く。このとき、間接効果から、公共サービスの質の改善が資産価格の上昇をもたらすことが分かる。すると、この間接効果は、直接効果を打ち消すことが期待される。

第 3 節では、以上の関係を利用し、数値計算から Benefit View の成否を議論する。このとき、 $\frac{dV}{dt}=0$ となるならば、固定資産税の間接効果が直接効果を完全に打ち消し、住宅所有者が税負担を免れるため、Benefit View が成立していると解釈する。尤も、固定資産税と公共サービスの増加が完全にリンクしていない、すなわちハード・バジェットではないならば、右辺第 2 項の間接効果は、直接効果を打ち消すほどには大きくないと考えられる。このとき、 $\frac{dV}{dt}<0$ となり、固定資産税率の上昇が資産価格の下落となって供給サイドに「後方転嫁」していることだけが観察されると解釈する。

次に、居住者の負担について説明する。本稿では、賃貸住宅資産の割引現在価値を、Yinger et al. (1988) および Carroll and Yinger (1994) に従い、以下の (3) 式で求めた。

$$V = \frac{pH}{(r+t)} \quad (3)$$

ここで、 p は賃貸住宅の価格（＝賃料）、 H は賃貸住宅の数（＝世帯数）、 r は金利をそれぞれ示す。

ところで、(3) 式は、

$$\frac{pH}{r} = \left(\frac{r+t}{r} \right) V$$

と書き換えられる。これは、居住者の支払賃料の現在価値を示す。この式を固定資産税率

tについて微分して整理すると、

$$\frac{\partial}{\partial t} \left[\frac{pH}{r} \right] = \frac{V}{r} + \left(\frac{r+t}{r} \right) \frac{dV}{dt} \quad (4)$$

という、固定資産税率が変化した時の、支払賃料の変化額を表す式を求めることが分かる。

ここで、公共サービスが資本化し賃貸住宅の資産価格を上昇させるならば、居住者にとっては生活環境の改善につながる。アメニティの改善は、彼（彼女）が支払っても良いと思う賃料（＝支払意志額）を増加させることにつながる。これは、

$$\frac{\partial}{\partial g} \left[\frac{pH}{r} \right] \frac{dg}{dt} = \left(\frac{r+t}{r} \right) V_g \frac{dg}{dt} \quad (5)$$

という関係式で捉えられる。(4)式と(5)式より、居住者の固定資産税の純負担額(NB)は、以下の(6)式のように定義される。

$$NB = \frac{\partial}{\partial t} \left[\frac{pH}{r} \right] - \frac{\partial}{\partial g} \left[\frac{pH}{r} \right] \frac{dg}{dt} \quad (6)$$

(6)式は、固定資産税率が変化した時に、税負担と公共サービスの増分がともに支払賃料に及ぼす効果を示す(4)式から、公共サービスが変化した時の居住者の支払意志額の増分を示す(5)式を引くことで、居住者の純負担を定義するものである。(6)式は、(4)式と(5)式から

$$\begin{aligned} NB &= \frac{\partial}{\partial t} \left[\frac{pH}{r} \right] - \frac{\partial}{\partial g} \left[\frac{pH}{r} \right] \frac{dg}{dt} \\ &= \frac{V}{r} + \left(\frac{r+t}{r} \right) \frac{dV}{dt} - \left(\frac{r+t}{r} \right) V_g \frac{dg}{dt} \end{aligned}$$

と書き換えることができる。さらに、(2)式を代入することで、

$$\begin{aligned} NB &= \frac{V}{r} + \left(\frac{r+t}{r} \right) V_t \\ &= \frac{V}{r} \left(1 + \left(\frac{r+t}{t} \right) \frac{t}{V} V_t \right) \end{aligned} \quad (7)$$

となる。

もし、第3節の数値計算の結果、(7)式の値がゼロになるならば、Benefit Viewが成立していると解釈される。なぜなら、税負担が増加したとしても、固定資産税によりファイナンスされた公共サービスが居住者の賃料への支払意志額を増加させるため、両者が相殺しあうことでネットの税負担(NB)がゼロになると考えられるためである。

3. 実証分析と数値計算

第2節で説明した住宅所有者の純便益(純負担)と居住者の純負担の両方を、実際のデータを基に計測するためには、賃貸住宅の資産価格関数の推定が不可欠である。第3節では、最初に賃貸住宅の資産価格関数を推定する。次に、実証分析で得られた係数を基に、住宅所有者側の純便益((2)式)と居住者の純負担((7)式)を数値計算により求める。

3.1 資産価格関数の推定

本節では、固定資産税の資本化仮説について検証したOates(1969)およびその応答性を検証したCarroll and Yinger(1994)のフレームワークを参考に、理論モデルの賃貸住宅資産価格を被説明変数とした資産価格関数を推定する。

最初に、資産価格関数は

$$V_{it} = V(T_{it}, G_{it}, L_{it}, A_{it}) \quad (8)$$

という関係で表される。ここで、 i は地域(=道府県)、 t は時点をそれぞれ示す。 V_{it} は賃貸住宅資産価値、 T_{it} は土地と家屋分の固定資産税実効税率、 G_{it} は市町村主体社会資本、 L_{it} は土地、そして A_{it} は地域の生活環境や居住環境を表す変数である。まず、固定資産税実効税率(T_{it})については、土地と家屋分の税率から求めている。これは、賃貸住宅を被説明変数とする限りにおいては、土地だけではなく家屋まで含めた実効税率を用いることが望ましいと考えたためである。 L_{it} は宅地面積を用いる。公共サービスの「質」を示す変数としては、本稿では市町村主体社会資本を用いる⁴。ここでは、公共投資の「ストック」である社会資本が、アメニティの改善を通じて住宅資産価格を増加させると考えられるためである⁵⁶。Wassmer(1993)やCarroll and Yinger(1994)、赤井・大竹(1995)などを参考に、

⁴ 市町村主体社会資本は、石川(2000)の都道府県別社会資本のデータを加工・延長推計して算出した。詳細は、補論1を参考のこと。なお、石川(2000)の社会資本データを用いた理由は、同データが県民経済計算の公的固定資本形成を基に推計されており、公的固定資本形成を被説明変数とした公共投資支出関数を推計する時に整合的になると考えたためである。

⁵ 日本における社会資本ストックのアメニティ効果については、井出(1999)、三井・林(2001)、林(2003a)や赤木(2004)などを参照のこと。

⁶ 公共投資については、赤木(2004)などのように土地・住宅の評価に対してより直接的な影響を与える生活基盤型のみに限定する方法も考えられる。しかしながら、本稿で用いた石川(2000)および公的固定資本形成のデータは、分野別に区分できないため、この方法は採用しなかった。

A_{it} については、生活環境や居住環境を示す変数として、人口密度、木造家屋比率、義務教育の生徒当たり教員数、人口当たり刑法犯認知件数を加える。また、都市化の指標として地方交付税交付金依存度を加え、さらに地域の産業構造や所得水準の指標として、第1次産業比率と第2次産業比率をそれぞれ用いる⁷⁸。地方交付税依存度、および第1次産業比率と第2次産業比率は、これらが高いほど地方圏、低いほど都市圏と解釈する。また、地方債の水準が賃貸住宅の資産価格に資本化している効果を見るために、地方債比率（＝地方債÷地方税収）を用いる。これは、いわゆる地方債の「食い逃げ効果」を見るために加えられる⁹。

実際の推定では（8）式を対数変換した以下の（9）式を用いる。

$$\log V_{it} = a_1 \log T_{it} + a_2 \log G_{it} + a_3 \log L_{it} + a_4 \log A_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

ここで、 α_i は個体属性に関する固定効果（以下、固定効果と省略）、 λ_t は年次ダミー変数であり、 ε_{it} は（9）式の攪乱項を表す。ここで、 a_1 は負、 a_2 と a_3 は正を仮定する。アメニティ変数については、木造家屋比率、地方交付税交付金依存度、地方債比率については負、義務教育の生徒当たり教員数については正であることが見込まれる。人口密度は、都道府県データでは、人口が増加することでアメニティが下がる効果よりも、都市化の指標と捉えられるため理論的には正となる。第1次産業比率と第2次産業比率については、当該産業の生産量が多いところは地方圏が多いため、その分「都市化」が進んでいないと解釈されるため、負となるだろう。同刑法犯認知件数については、犯罪が多いことが地域のアメニティを低下させる一方、都市部ほど犯罪の発生が多いとも考えられるため、都市化の指標とも捉えられうる。このため、正と負の両方の符号を仮定する。

3.2 推定結果

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ため、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除く46道府県である。これは、後に示す数値計算において、東京都だけ賃貸住宅の資産価値が突出して大きい一方、市町村公的固定資本

⁷ このほか、赤井・大竹（1995）などのように、自然環境など環境要因を示す変数を加えることも考えられるが、本稿の推定ではこれらの要因は個体属性を示す固定効果でコントロールされていると解釈する。

⁸ アメニティ変数の候補としては、地方税の税収や製造業事業所数などを用いることも考えられる。まず、地方税収については、直接資産価格に影響をしないと考えられない上、地方債比率や地方交付税交付金依存度の加工で用いているため、特段用いる必要がないと考えられるため、変数に加えていない。次に、製造業事業所数については、『工業統計表』における産業分類が、1998年までの調査結果での分類と2003年の調査時点のものとは違っている。以上の理由から、これらの変数は推定式に加えていない。

⁹ レベルの地方債を入れた場合には、符号条件が逆で有意になるため、本稿では「地方の独自税収と地方債発行額との相対比でみた場合、税収に比して地方債発行額が大きい場合には、将来の税負担がより重くなるため、資産価値が下落する」との解釈のもと、地方債比率を加えた。なお、似たような変数の加工方法をした研究として、近藤（2008）が挙げられる。

形成がそれ程大きくない一方、住宅所有者の純便益が著しく大きくなることから、東京都を除き議論しているためである。すると、東京都を除いた推定によりパラメーターを得て、それにより数値計算をすることが、分析の一貫性があると考えられる。また、赤井・山下・佐藤（2003）など、市町村データを用いたいくつかの研究では、東京都の市区部を除く場合も見られる。以上のケースから、東京都および東京都内の市区町村を除いて推定を行う。

（9）式の推定に当たっては、基本的には最小二乗法（OLS）を用いる¹⁰。ただし、以下の理由から、（9）式を OLS 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、（8）式の変数のうち、 V_{it} には賃貸住宅の割引現在価値を用いているが、この計測では、 T_{it} を分母において現在価値を計算している。すると、 T_{it} を説明変数に用いることは、そのままの形では実効税率の弾性値を計測しているのか、それとも V_{it} のうち T_{it} の占める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。次に、公共投資の決定に当たっては、この分野の多くの先行研究が指摘するように、都道府県の生産量や所得が要因となっていると考えられる¹¹。すると、都道府県の生産量や所得とも密接に関連する、住宅の資産価値も少なからず公共投資額の決定に影響を与えていると考えられる。最後に、人口当たり刑法犯認知件数については、沓澤・山鹿・水谷・大竹（2007）で示されたように、地価との同時性が観察されている。内生性の問題が生じているとするならば、当該説明変数と攪乱項とが相関することで、当該変数の推定値が一致性を持たない可能性が考えられる。

これらの点について、本稿では、2段階最小二乗法（2SLS）を用いることによって、内生性の問題に対処をする¹²。また、後に示す数値計算では、2SLS のパラメーターを用いて計測を行う¹³。ここで、同時性の疑われる、固定資産税実効税率と市町村主体社会資本、

¹⁰ 別の方法として、個体属性に関する固定効果 α_i を確率変数として扱う変量効果モデルと、固定効果推定の結果を Hausman (1978) の検定により比較し、いずれかの結果を基に評価することが考えられる。しかしながら、変数の組み合わせや操作変数の扱い如何で、固定効果モデル・変量効果モデルのいずれが選択するのかについて結果が大きく変わり、ロバストな結果が得られなかった。このため、本稿では単純に個体属性に関する固定効果と年次ダミーを加えた OLS と 2SLS により推定を行っている。また、すべての推定式については、Breusch-Pagan test の結果、均一分散の帰無仮説が棄却されなかった。このため、標準誤差の分散不均一は修正していない。

¹¹ この点については、たとえば岩本他（1996）、林（2003b）や岩本（2005）などを参照のこと。また、林（2003b）では、社会資本の同時性については、期首値（＝前期末値）を用いることで、公共投資政策の同時性に対処できると指摘しているものの、本稿では当期末値データを用いている。これは、後に示す数値計算において、同じ期の公的固定資本形成のデータを用いているため、ストックを期末値にした方が良いと考えたためである。

¹² 推定においては、後に示す公共投資支出関数まで考慮し、それらを一つのシステムとして、たとえば完全情報最尤法（FIML）や Error component 3SLS（EC3SLS）などの方法で行うと、より有効な推定量を得ることができる。しかしながら、本稿の資産価格関数の推定は、（最適化行動による導出こそしていないもの）ある種の「誘導形」で行われている。すると、通常は構造型の推定で通常用いられる、FIML や 3SLS は推定方法として必ずしも適切ではないと考えられる。また、これらの方法で推定を行う場合には、システムのうち一つでも識別が不能な方程式がある場合には、すべての式の推計に影響が生じるなど、困難な部分も少なくない。このため、本稿ではこの方法による推定は試みていない。

¹³ 同時性への対処をした係数の方が少なくとも一貫性は持ち、より信頼し得ると考えられるため、2SLS による結果を基に数値計算を行う。

および人口当たり刑法犯認知件数については、Durbin-Wu-Hausman 検定を行った¹⁴。まず、三つの変数すべてが内生変数でないことを帰無仮説として、F 検定をする¹⁵。表 2 から分かるように、帰無仮説が棄却されたため、三つの変数のうち少なくとも一つが内生変数である可能性が考えられる。その上で、各変数について、Durbin-Wu-Hausman 検定により、内生性を確認した¹⁶。まず、固定資産税実効税率を被説明変数とする式の残差を、(9) 式に加えて推定した。ここでは、p 値は 0.477 となり、帰無仮説は棄却されず、固定資産税実効税率には内生性がないことが分かった。一方、市町村主体社会資本を被説明変数とする式の残差を (9) 式に加えた場合の p 値は 0.018、人口当たり犯罪発生率を被説明変数とする式の残差を (9) 式に加えた場合については p 値が 0.000 となるなど、ほかの二つの変数についてはそれぞれ帰無仮説が棄却された。以上の結果から、市町村主体社会資本と人口当たり犯罪発生率については内生性が疑われることから、被操作変数は市町村主体社会資本と人口当たり犯罪発生率とする。操作変数としては、すべての外生変数と固定効果および年次ダミー変数のほか、被説明変数である賃貸住宅資産価値の一期前の値、市町村主体社会資本と人口当たり犯罪発生率の一期前の値に加え、固定資産税実効税率の一期前の値を用いる¹⁷。

推定結果を表 3 に示す。まず、固定資産税実効税率は、有意に負に推定される一方、市町村主体社会資本については、期待された符号が得られたものの、係数は有意に推定されなかった。また、面積と人口密度は有意に正に推定された。住宅面積が広いことや、人口が集まり、都市化が進展していることが、賃貸住宅の価値を高めることが分かる。次に、地方交付税依存度と第一次産業比率および第二次産業比率が有意に負に推定された。また、人口当たり刑法犯認知件数は有意に正に推定され、同変数は、アメニティの低下よりも、都市化の指標と考えられるとの解釈がなされ得ることが分かった。

次に、同じく表 3 より、操作変数を用いた結果について説明する。最初に、第 1 段階での、被操作変数を説明変数とする式の F 統計量と決定係数を基に、weak instruments の問題が生じているか否かを検討した。その結果、F 統計量から、第 1 段階での、被操作変

¹⁴ 説明変数の内生性 (=説明変数と攪乱項との相関) の検定については、Hausman (1978) や、Wooldridge (2005) などを参照されたい。

¹⁵ 具体的には、第 1 段階において、固定資産税実効税率と市町村主体社会資本、および人口当たり刑法犯認知件数の、各変数のそれぞれを被説明変数として、(8) 式の外生変数に内生性の疑われる三変数と被説明変数 V_{it} の一期前の値を加えて推定し、残差を求める。第 2 段階では、(8) 式に、第 1 段階で求めた三つの式の残差を加えて推定する。そのうえで、第 2 段階で求めた式の残差平方和と (8) 式の残差平方和とを用いて、F 値を求めた。

¹⁶ 固定資産税実効税率の内生性の検定にあたっては、以下の手続きで進めた。まず、第 1 段階では、固定資産税実効税率を被説明変数として、(8) 式の外生変数に、固定資産税実効税率、市町村公共サービス、人口当たり刑法犯認知件数と住宅資産価格の一期前の値を加えて推定し、残差を求める。第 2 段階では、(8) 式に、第 1 段階で求めた固定資産税に関する推定式の残差を加えて推定する。ほかの二つの変数の内生性の検定にあたっては、第 1 段階の推定式の外生変数に、固定資産税実効税率を加えたほかは、固定資産税実効税率の内生性の検定と同じ手続きで検定を行った。

¹⁷ 固定資産税実効税率については、被操作変数である二つの変数とも相関係数が比較的大きいことから、一期前の値も操作変数として用いた。

数を被説明変数とする推定式の説明変数がすべてゼロであるとの帰無仮説が棄却された上、決定係数が十分に高いことから、**weak instruments** の問題が生じていないと判断する。次に、選択した操作変数が妥当であるのか否かを確認するため、過剰識別制約の検定結果を確認した。すると、カイ二乗検定の p 値が **0.895** と十分大きいため、帰無仮説が棄却されず、選択した操作変数が妥当であることが分かる。固定資産税実効税率の係数 a_1 は有意に負に、また公共サービスの係数 a_2 は有意に正に、それぞれ推定された。ここでは、操作変数を用いないケースと違い、公共サービスが住宅資産価値を上昇させる効果が観察された。また、係数の値は、 a_2 はより大きく推定されている。 a_2 については、所得の低いところほど公共投資が多いとの逆の因果関係に対処したため、最小二乗法と比較すると、操作変数を用いた推定における係数がより大きくなったと解釈される。また、人口当たり刑法犯認知件数については、操作変数を用いた場合でも有意に正に推定された。ほかの変数では、地方債比率が有意に負に推定されたほかは、有意な結果を得ることができなかった。

3.3 数値計算

まず、(9) 式は、

$$\frac{d \log V}{d \log T} = a_1 + a_2 \frac{d \log G}{d \log T} \quad (10)$$

と書き換えられる。これは第 2 節の、(2) 式に相当することがわかる。また、消費者の純負担を示す (7) 式は、

$$\frac{NB}{V} = \frac{1}{r} \left(1 + a_1 \left(\frac{r+T}{T} \right) \right) \quad (11)$$

に対応する。(11) 式は、住宅資産価格一単位当たりでの純負担を示すものであり、実際の数値はパーセント表示する。

以下の数値計算では、実証分析で求められた数値を当てはめることにより、固定資産税のうち①固定資産税の税率を自治体が自由に設定できない、現行制度下のケース (=公共サービスの増分を固定資産税収ではすべて賄わないケース、ケース 1)、②固定資産税の税率を、自治体の裁量で設定できるケース (=公共サービスの増分を固定資産税収ですべて賄うケース、ケース(2)) の二つに分けて分析を行う。

数値計算では、操作変数を用いた推定で得られたパラメーターによりを行う。まず、 a_1 については、表 3 より -0.452 、 a_2 についても同様に表 3 に示した結果より 0.979 をそれぞれ (10) 式と (11) 式に代入する。二つのケースとも、ここまでの作業は同じである。

但し、 $\frac{d \log G}{d \log T}$ の値については、ケース 1 とケース 2 とで扱いが違う。まず、ケース 1

では、フローの GI を被説明変数とした公共投資支出関数を推計し、そこで得られた $\log T_{it}$ の係数を代入して算出する。ケース 2 では、別のフォーミュラを基に算定し、それを基に $\frac{d \log G}{d \log T}$ を計算する。

3.3.1 ケース 1（現行制度下のケース）

公共投資支出関数の推定式は、以下の通りである。

$$\log GI_{it} = b_1 \log T_{it} + b_2 \log V_{it} + b_3 \log L_{it} + b_4 \log A_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

ここで、 GI_{it} は市町村主体公共投資（＝公的固定資本形成）であり、 V_{it} は賃貸住宅の現在価値である。なお、当然ながら、 b_1 の符号は正になると仮定する。ところで、3.1 節で述べたように、公共投資政策には、所得に関わる要因が影響を与えることが考えられる。この点を考慮し、賃貸住宅の資産価格 v_t を説明変数に加えた¹⁸。(12) 式には、固定資産税実効税率と賃貸住宅の現在価値のほか、地域の財政要因を示す変数として、地方債比率と地方交付税依存度、経済環境や都市化の程度が公共投資額に与える影響を見るために、人口密度、および第 1 次産業比率と第 2 次産業比率の対数値をそれぞれ加えている。

また、公共投資への政治的圧力を示す代理変数として、堀（1996）や玉田（2006）などを参考に、各都道府県の自由民主党の影響を考慮した。具体的には、衆議院議員選挙における、自民党の得票率の対数値と自民党の議席比率の対数値を加えた¹⁹。

公共投資支出関数の推定結果は、表 4 に示したとおりである。推定で得られた

¹⁸ 但し、 V_{it} には、当期の公共投資が増加することで、将来の資産価格の上昇を見越して、当期の住宅資産の価格が増加するとの逆方向への因果関係もあると考えられる。このため、Durbin-Wu-Hausman 検定を、3.2 節と同様の手続きで行った。しかしながら、資産価格を被説明変数とする式の残差については、係数の p 値が 0.885 となり、内生性がないとの結果が得られた。このため、(11) 式については操作変数を用いて推定していない。

¹⁹ サンプル期間とした 5 カ年のデータは、いずれも各年度の「年度末」である。となると、公共投資額は前の年度に策定された、当該年度の予算の範囲内で支出された額となる。そして、この予算は前年度に策定されることになるが、これには当該年の選挙結果ではなく、その前に行われた衆議院議員選挙の結果が影響をすると考えられる。この点を踏まえて、1983 年の公共投資には 1980 年の総選挙、1988 年の額には 1986 年、1993 年には 1990 年の選挙結果、1998 年の額には 1996 年の総選挙、そして 2003 年の公共投資には 2000 年の選挙結果が、それぞれ影響をしていると想定する。なお、非自民連立政権により策定された、1994 年度の額は含まれていないため、自民党に関する要因を、政治的要因を示す変数として加えても問題は無いと考えられる。

$b_1 \left(= \frac{d \log GI}{d \log T} \right)$ の値 0.138 を、 $\frac{d \log G}{d \log T}$ に代入する。また、居住者の負担を計測する場合

には、居住者の純負担については、固定資産税実効税率 T の標本平均値を用いるほか、当該変数の数値が地域別で得られることから、1998 年度の数値を用いて、地域別での値も計測した²⁰。計算に当たっては、 r の値は賃貸住宅資産価格の割引現在価値を算出する時に用いる金利である 0.04 を用いた。

その結果、表 5 に示したように、居住者の純負担は 0.00607 (標本平均値による数値) とゼロ (%) に近くなる一方、住宅所有者の純便益の値は -0.317 と、負になることが明らかとなった。また、地域別の居住者の純負担の計測結果は、表 6 に示した通りである。いずれの地域でも、数値はほぼゼロ%に近いものの、地方圏ほど数値が大きく、大都市圏ほど値が小さくなる傾向にあり、また神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県や、宮城県、福岡県など都市部では負になることが分かる。数値が負であることは、居住者に (わずかながらでも) 便益が発生していると解釈される。以上のことから、現行の固定資産税制度は、居住者の純負担がほぼゼロであり、Benefit View の居住者側での必要条件が満たされているとの結果が得られたため、居住者にとっては応益課税であることが示唆された。

しかしながら、住宅所有者の税負担は負に計測され、Benefit View のもう一つの必要条件である、住宅所有者の税負担がゼロであるとの条件は成立しない。これは、地方に課税自主権がない現行制度下においては、固定資産税の増加がすべて公共サービスの増加に結びつくとは限らず、そのために資産収益の低下 (=供給サイドへの後方転嫁) が観察されることを示唆するものである。このため、固定資産税収を、すべて公共サービスの財源として用いることを想定するフォーミュラ (=ハード・バジェットを想定したフォーミュラ) を新たに算定し、再計算を行う。

3.3.2 ケース 2 (固定資産税率の設定を、自治体に完全に委ねたケース)

固定資産税の設定を、自治体に完全に委ね、公共サービスの増額をすべて固定資産税収で賄うとの想定をおいたケースについては、以下のような手続きで $\frac{d \log G}{d \log T}$ を求める。

まず、公共サービスの増加はすべて固定資産税収と財政移転から賄われると仮定すると、

$$GI = t * PTB + S \quad (13)$$

²⁰ 2003 年度の数値を利用することも考えられるが、2001 年度以降の地方圏を中心とした公共投資削減の影響もあって、2003 年度には相対的に都市圏の公共投資額が大きくなっている。一方、2001 年度以前には地方圏の公共投資額が相対的に大きいと考えられることから、2003 年度のデータを用いた場合にはそれ以前のデータの結果との違いが生じることが懸念される。このため、二番目に近い 1998 年度のデータを基に数値計算をしている。なお、確認のため、3.4 節では 2003 年度の結果も示している。

となる。ここで、 GI は市町村の公共投資、 t は固定資産税実行税率、 PTB は固定資産税の課税ベース（＝土地＋家屋＋償却資産）、 S は中央政府からの財政移転をそれぞれ表す²¹。言うまでもなく、 t は (9) 式の T に相当する。また、 GI については、実際の推定と数値計算ではフローのデータを用いるため、 GI で表記している。いま、固定資産税率を上昇させると、

$$\frac{dGI}{dt} = PTB + t \frac{dPTB}{dt}$$

となり、これを、 $\frac{t}{PTB} \frac{dPTB}{dt} = c_1$ とおいて書き換えると、

$$\frac{dGI}{dt} = (1 + c_1)PTB \tag{14}$$

と表記される。(14) 式の c_1 については、(9) 式の左辺を土地＋家屋＋償却資産とした住宅資産関数を計測し、その固定資産税実効税率の推定値を用いる。推定は、これまでと同様に、時間に関する固定効果と、個体属性に関する固定効果を考慮した OLS により行う²²。結果は表 7 に示した通りであり、推定値である -0.114 を、 c_1 の値として代入する。

次に、 $\frac{d \log GI}{d \log t}$ について、以下の式で求める。

$$\frac{d \log GI}{d \log T} = \frac{dGI}{dt} \frac{t}{GI} \tag{15}$$

まず、右辺の $\frac{dGI}{dt}$ については、(14) 式の値を代入して求める。これによって求められ

²¹ 本稿の固定資産税実効税率は土地と家屋、およびそれぞれへの税収を基に算出している。しかしながら、現実には、固定資産税は土地・家屋・償却資産に課税される。現実のケースとの整合性を保つため、改革時の数値計算での課税ベースは、土地・家屋・償却資産とする。

²² 固定資産税実効税率については、(9) 式同様に内生性が疑われるため、Durbin-Wu-Hausman 検定を行った。しかしながら、固定資産税実効税率に関する式の残差については、係数の p 値が 0.897 であったため、内生性はないものとして議論を進める。なお、(9) 式で内生性が疑われたほかの変数については内生性の検定を行っておらず、 c_1 に当てはめる係数を求めることが目的であるため、求めたい係数の内生性だけを検定した。

た $\frac{d \log GI}{d \log t}$ を、(10) 式の $\frac{d \log G}{d \log T}$ に代入し、地方分権下における固定資産税率の上昇が

賃貸住宅の資産価格に与える影響を分析する。

なお、ケース 2 の数値計算については、まず標本平均値による数値を算出し、その次に各道府県のケースの数値を計測する。標本平均値による数値計算では、(14)式の PTB および (14) 式の t と GI とには標本平均値を用い、各道府県について計算する場合は 1998 年度の、各道府県の数値をそれぞれ代入して算出する。

表 8 より、 $\frac{d \log V}{d \log T}$ の標本平均値による数値計算の結果は 4.942 となることが分かる。

地方に限界的財政責任を付与し、固定資産税率の設定を委ね、かつ固定資産税収と公共サービスの増加をリンクさせた結果、住宅所有者の純便益は正になることが分かった。また、同じく表 8 より、各道府県別に見た場合は、埼玉県や千葉県、茨城県などの関東圏、愛知県、三重県や静岡県、滋賀県や大阪府など、大都市圏やその近郊で数値が大きくなる傾向にあることが分かる。一方、地方圏は数値が小さくなりがちではあるものの、一方で、福井県、愛媛県、香川県、および佐賀県や沖縄県など、いくつかの県では数値が平均値を超える県も見られる。数値が大きくなる地域では、市町村主体の公共投資の規模が、現状では実効税率や固定資産税収に比して「過少」となっているため、大きな値となったと考えられる。特に大都市圏については、吉野・中島編（1999）で示され、また岩本（2005）などでも整理されているように、公共投資の配分が「過少」であることが指摘されている。また、資本化仮説について検証した林（2003a）や赤木（2004）などでは、特に生活関連社会資本を中心に、大都市圏では社会資本の限界便益が大きく、「過少」との結果が示されることが多い。これらは、地方の課税主権を強化した後でも、大都市圏では公共サービス（公共投資）が相対的に過少であり、需要がより大きい可能性を示すものである。

3.4. 数値計算の頑健性の確認

3.3 節では、生産者の便益と、消費者の純負担とを、実証分析で得られたパラメーターを基に計測した。本小節では、3.3 節で得られた結果が頑健であるのか否かを確認する。

まず、サンプルに東京都ないしは東京都内の市区町村のデータを加えた場合について議論する。これまでの分析では、これらのデータを除いて進めた。表 9 から表 11 には、東京都を含めた推定と数値計算の結果を示した。推定結果は、東京都ないしは東京都内の市区町村データを加えない 46 道府県の場合とほとんど同じであることが分かる。このうち、数値計算には、3.3 節と同様に、操作変数を用いた推定値を用いる。具体的には、 a_1 と a_2 は、-0.448 と 0.960、 b_1 には 0.147、 c_1 には -0.126 を、それぞれ当てはめた。表 12a にはケース 1 の所有者の純便益と、居住者の純負担の全国平均値、表 12b にはケース 1 の地域別の居住者の純負担の計測結果、表 12c にはケース 2 の、住宅所有者の純便益の数値計算

の結果を示した。概ね、数値の傾向は東京都を除いた場合と同じであるが、表 12c から、東京都の、住宅所有者の純便益が突出していることが分かる。これは、東京都の固定資産税課税標準が著しく大きいことと、『行政投資実績』でみた場合、東京都は市区町村の行政投資の比率が小さいため、市区町村主体の公共投資が相当の少額となったことが影響を与えていると考えられる²³。

次に、ほかの年度と対比させるため、サンプル期間のうち、最も近い年度である 2003 年度の市町村主体公共投資、固定資産税収、住宅資産価値、および固定資産税実効税率のデータを基に、数値計算を行った。結果は表 13a と表 13b に示した通りである。ケース 1 とケース 2 双方とも、「傾向」は基本ケースと同じことが分かる。ただし、ケース 2 の所有者の純便益は、神奈川県や愛知県、京阪神地方など大都市圏では、1998 年度では大きな値を取っていたものの、表 13b では平均値よりも小さくなっている。2000 年以降には、地方圏の公共投資が削減された一方、大都市圏の公共投資は増加している。このため、1998 年度と比較すると 2003 年度の公共投資規模がより大きいことから、数値が低くなったと考えられる²⁴。

4. 結論と今後の課題

本稿では、固定資産税に関する「Benefit View」の検証を通じて、現在の日本の固定資産税が応益課税であるのか否かについて探った。その結果、現行制度下では、居住者にとっては応益課税となり得るものの、住宅所有者にとっては税負担による資産価格の減少のみが観察され、応益課税とならない可能性が示された。しかしながら、地方の課税自主権を強化し、公共サービスの増額を固定資産税の増額ですべて賄うとの想定をしたケースでの数値計算からは、公共サービスの資本化を通じ、住宅所有者の便益が正になることが示された。とりわけ、市町村公共投資（＝公共サービス）の水準が経済規模に比して過少であると考えられる大都市圏では、地方圏よりも多い固定資産税収を、公共サービスの増加とリンクさせることで、住宅所有者の便益が大きくなるなど、地方の課税自主権を強化し、固定資産税によりファイナンスされた公共サービスが資本化する効果が大きいことが示された。また、現状でも、居住者の純負担は、大都市圏ほどゼロに近づいていることが示され、現状では勿論、今後地方分権を進めた場合でも、大都市圏ほど固定資産税が応益原則を満たしやすいことが示された。

²³ 『行政投資』は、市町村の事業に係る投資額は、総務省『市町村別決算状況調』の基礎となる『地方財政状況調査』から抽出している。『市町村別決算状況調』には、東京都の 23 特別区も含まれている。このため、特別区が含まれていないため、市町村主体公共投資が少なくなったとは限らないと考えられる。また、用地費は資本化しないと考えられるため、公的固定資本形成のデータを用いたものの、用地費を含めた普通建設事業費のデータを用いた計測結果でも、住宅所有者の便益の平均値が 2.41 である一方、東京都については 11.458 となるなど、依然として東京都の数値が突出する結果となった。

²⁴ 2001 年から 2004 年までの公的固定資本形成の伸びをみると、多くの都道府県で公共投資の伸びが負になっている。しかしながら、たとえば愛知県は一貫して（わずかではあるものの）正になっており、ほかの大都市圏も同様である。

本稿の推定結果からは、固定資産税は現行制度下では居住者にとっては応益課税となる一方、住宅所有者にとっては応益原則を満たす税目ではないことが分かった。しかしながら、地方の課税自主権を認めた場合には、住宅所有者にとっても応益課税となり得るとの結果を得た。この結果は、地方分権が進展し、地方の課税自主権を強化した場合には、固定資産税が完全に応益課税として機能し得ることを示唆するものであり、また固定資産税を地方分権下での地方基幹税として位置付けるべきとの主張をサポートするものである。

本稿の分析からは、地方分権後に固定資産税が完全に応益課税となりうることは示された。ここで、今回の研究は道府県という比較的大きな行政単位で分析しているものの、海外の先行研究である Oates (1969)、Wassmer (1993)、Yinger (1988) や Carroll and Yinger (1994) などは、市などもう少し細かい単位で分析を行っていることが分かる。日本でも、林 (2004) や石川 (2005) が都道府県データを用いているものの、中野 (2003) や大島・國崎・菅原 (2008) などは市町村データを用いている。すると、より細かい行政単位でも今回の分析があてはまりうるのかを確認する必要性が高いと考えられる。また、推定結果からは、固定資産税は資産価格の低下という形で住宅所有者側に後方転嫁されていることが示された。すると、固定資産税が資本課税となって、供給サイドに影響を与えている可能性が考えられる。資本流出に対する影響を探るためには、「New View (Capital Tax View)」の検証が不可欠である²⁵。以上の点は、今後の課題である。

補論 1. データセットの説明 (表 A.1 も参照のこと)

使用するデータのうち、住宅の資産価格については、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)』の固定資産税評価額のうち、土地分と家屋分の合計を用いる。実効税率の計測は、固定資産税収を固定資産税評価額 (いずれも、土地と家屋の合計) で割って求めたが、評価額のデータは『概要調書』のものを用い、また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。

ここで、固定資産税の実効税率については、土地と家屋の固定資産税収を、土地と家屋の固定資産税課税標準のデータで除することで、以下の (A.1) のように求めた。

$$\text{実効税率} = \frac{\text{固定資産税収 (土地分)} + \text{固定資産税収 (家屋分)}}{\text{固定資産税課税標準 (土地)} + \text{固定資産税課税標準 (家屋)}} \quad (\text{A.1})$$

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。面積については、総務省『概要調書』の私有地面積のうち、宅地として登録されているものの総数を用いた。また、賃貸住宅の現在価値を計測する時に用いた家賃は、総務省の『住宅・土地統計調査』の、都道府県別の1ヶ月あた

²⁵ New View に関する海外の実証研究としては、Wassmer (1993) などが挙げられる。

り家賃（家賃 50 円未満を含む）のデータを、賃貸住宅数については、同調査の、借家数の総数を、それぞれ用いた。人口密度については、『住民基本台帳』のデータを、「国勢調査報告」の面積で割ることで求めた。木造家屋比率については、総務省の『住宅・土地統計調査』の、木造家屋の数を全家屋の数で割ることで求めた。刑法犯認知件数は警察庁『警察白書』のデータを用いた。また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、小学校と中学校の児童数と教員数をそれぞれ合計し求め、比率を算出した。県民所得と公的固定資本形成、および第 1 次産業と第 2 次産業生産額、県内総生産（県内総支出）は、内閣府『県民経済計算年報』のデータを用いた²⁶。第 1 次産業と第 2 次産業比率は、各産業の生産額を、県内総生産で割って算出した。

次に、市町村の社会資本は、以下の手続きで推計した。まず、石川（2000）で作成された、都道府県別社会資本を、 G_{all} とおく²⁷。次に、総務省『行政投資実績』の、「投資主体別資金負担別投資実績」の、市町村投資額に占める市町村資金負担分を、「市町村投資額」とみなす。そして、それを当該都道府県における総投資額で割ったものを、「市町村投資率」（Cityratio）とおく。最後に、この「市町村投資率」を先の都道府県別社会資本に掛け合わせることで、以下の式のように、市町村主体社会資本（公共サービス） G を求める。

$$G = G_{all} * Cityratio \quad (A.2)$$

次に、数値計算で用いた市町村の公共投資は、以下の手続きで推計した。まず、内閣府『県民経済計算年報』の、「一般政府公的固定資本形成」の都道府県別データを用いた。これを、 GI_{all} とおく。次に、総務省『行政投資実績』の、「投資主体別資金負担別投資実績」の、市町村投資額に占める市町村資金負担分を、「市町村投資額」とみなす。そして、それを当該都道府県における総投資額で割ったものを、「市町村投資率」（Cityratio）とおく。最後に、この「市町村投資率」を先の公的固定資本形成に掛け合わせることで、以下の式のように、市町村公的固定資本形成（公共サービス）を求める²⁸。

²⁶但し、2003 年の数値については、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 年の実質値（1990 年暦年価格）に、1999 年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。また、岡山県の 83 年度の数値については、1990 年暦年価格の実質値が得られない。このため、平成 8 年度版の同書（1985 年暦年価格）における 82 年度から 83 年度の変化率を 90 年実質値に接続し補完して求めた。なお、これは公的固定資本形成についても同様である。

²⁷ なお、石川（2000）は、1997 年までしかデータが存在しない。このため、都道府県別社会資本のデータは、石川（2000）と同じ要領で、2003 年まで延長推計している。

²⁸ ここで、「行政投資」のデータをそのまま使用することも一つの方法であると考えられる。しかしながら、行政投資のデータには、用地費が含まれている。用地費を除いた公共投資は、「ストック」となることで賃貸住宅に資本化されると考えられる一方、用地費は資本化されるとは考えられないため、それを除いた公的固定資本形成のデータを用いるために、上の方法で変数を加工した。ここで、吉野・中島編（1999）で試みられたように、行政投資のデータから『建設業務統計』の用地費のデータを引くことで、いわゆる「真水」の部分の算出することも考えられる。しかしながら、『建設業務統計』の、都道府県内の市町村データについては、道路や単独事業など、一部のデータであり、範囲が限定されていると考えられる。このため、本稿ではこの方法は採用しなかった。

$$GI = GI_{\text{市}} * Cityratio \quad (\text{A.3})$$

また、各都道府県内の、市町村の地方債発行額、および市町村の地方交付税交付金依存度の算出に用いた、市町村の地方税、地方交付税交付金、地方譲与税のデータは、いずれも『地方財政統計年報』のものを使用した。

本稿では、宮崎（2004）に従い、以下の手続きで地方交付金交付税依存度を計算した。総務省『地方財政統計年報』から、都道府県内の市町村の地方税、地方交付税、地方譲与税のデータが得られる。まず、各都道府県内の市町村の地方税、地方交付税、地方譲与税の3者を合計してそれぞれの一般財源額を得る。その上で、各都道府県内の市町村の地方交付税交付金を、次の（A.4）式

$$\text{地方交付税交付金依存度} = \frac{\text{地方交付税交付金}}{\text{一般財源}} \quad (\text{A.4})$$

のように計算して求めたものを各地域の地方交付税交付金依存度として用いた。

最後に、衆議院議員選挙の結果は、総務省『選挙年鑑』をもとに、1980年、1988年、1990年、1996年と2000年の各年の衆議院議員総選挙の結果から、都道府県別投票総数および議席数と、同自由民主党得票数と議席数のデータを用いた。自民党得票率は、自民党得票数を都道府県別投票総数で割り、自民党議席率は自民党の獲得議席数を都道府県の衆議院議員議席数（＝議席数）で割って求めた。

補論 2. 賃貸住宅の割引現在価値の計算方法

本稿では、賃貸住宅資産の割引現在価値（V）を、Yinger et al. (1988)および Carroll and Yinger (1994)に従い、以下の（A.5）式で求めた。

$$V = \frac{pH}{(r+t)} \quad (\text{A.5})$$

ここで、p は賃貸住宅の価格（＝家賃）、H は賃貸住宅の数、r は金利、t は土地と家屋にかかる固定資産税の実効税率を示す。賃貸住宅の価格と数のデータは、総務省の『住宅・土地統計調査』から取った。t は住宅と家屋の固定資産税の実効税率を用いる。また、r は、0.04 の想定で計算した²⁹。

²⁹ これは、1983年から2003年までの長期金利の年平均値に相当する。

参考文献

- 赤井伸郎・大竹文雄(1995)「地域間環境格差の実証分析」日本経済研究 第30号、pp.94-137
- 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—」『生活経済研究』第19巻、pp.75-89
- 石川達哉(2000)「都道府県別に見た生産と民間資本および社会資本の長期的推移—純資本系列による β Convergenceの検証—」『ニッセイ基礎研究所調査月報』第15巻、pp. 1-39
- 石川達哉(2005)「家屋および土地の資本コストと税制による deadweight loss」『住宅土地経済』No.55、pp.28-39
- 井出多加子(1999)「地価と社会資本の質」『住宅問題研究』15(3)、pp.19-35
- 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
- 岩本康志(2006)「公共投資は役に立っているのか」大竹文雄編著『応用経済学への誘い』日本評論社、115-136
- 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正(1996)「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『フィナンシャル・レビュー』第41号、pp. 27-52
- 大島考介・國崎稔・菅原宏太(2008)「固定資産税の土地評価における自治体間相互依存の実証分析」愛知大学経済論集 176号、pp.1-19
- 沓澤隆司・山鹿久木・水谷徳子・大竹文雄(2007)「犯罪発生 of 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
- 近藤春生(2008)「地方財政の資本化に関する実証分析—都市データを用いた検証—」貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編『分権化時代の地方財政』pp.307-333
- 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
- 下山朗(2004)「固定資産税の応益性—大阪府下データを用いた実証分析—」『関西学院経済学研究』第35号、pp.87-106
- 玉田桂子(2005)「公共投資の配分と政治経済学」日本経済学会 2005年度秋季大会報告論文
- 土居丈朗(2000)「地方交付税の問題点とその改革」『エコノミックス』3、pp.70-79、東洋経済新報社
- 中野英夫(2003)「地方基幹税としての固定資産税制と住宅市場の効率性」日本財政学会 第60回大会報告論文
- 林正義(2003a)「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.30-48
- 林正義(2003b)「社会資本の生産効果と同時性」『経済分析』 第169号、pp.88-107
- 林宜嗣(2004)「応益課税としての固定資産税の評価」『経済学論究』58(3)、pp.267-285

- 堀要(1996)「公共事業の政治経済学」、堀要『日本政治の実証分析』東海大学出版会、
pp.101-138
- 三井清、林正義(2001)「社会資本の地域間・分野間配分」『社会科学研究(東京大学)』
第52号4巻、pp.3-26
- 宮崎智視(2004)「財政移転、公共投資と地域経済の効率性」『日本経済研究』第48号、
pp.58-75
- 吉野直行・中島隆信編(1999)『公共投資の経済効果』日本評論社
- Brueckner, J. K. (1982) “A Test for Allocative Efficiency in the Local Public Sector,”
Journal of Public Economics 19, pp.311-331.
- Carroll, R. J. and J. Yinger. (1994) “Is the Property Tax a Benefit Tax? The Case of
Rental Housing,” *National Tax Journal* 47 (2), pp.295-316.
- Hausman, J. A. (1978) “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46,
pp.1251-1271.
- Oates, W. E. (1969) “The Effects of the Property Taxes and Local Public Spending on
the Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout
Hypothesis,” *Journal of Political Economy*, 77, pp.957-971.
- Roback, J. (1982) “Wages, Rents and the Quality of Life,” *Journal of Political Economy*,
90 (6), pp.1257-78.
- Wassmer, R. W. (1993) “Property Taxation, Property Base, and Property Value: an
Empirical Test of the “New View,”” *National Tax Journal* 46 (2), pp.135-160.
- Zodrow, G. R (2001) “The Property Tax as a Capital Tax: A Room with Three Views,”
National Tax Journal 54 (1), pp.139-156.
- Wooldridge, J. M (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT
Press
- Yinger, J., H. S. Bloom., A. Borsch-Supan., and H. F. Ladd (1988) *Property Taxes and
House Values: The Theory and Estimation of Intrajurisdictional Property Tax
Capitalization*, Academic Press.

表 1a. 基本統計量

	平均	単位	中央値	標準偏差	最小	最大	標本数
賃貸住宅資産価値	126418.598	100 万円	40540.855	233213.667	4501	1713381	230
固定資産税課税標準	15370423.887	100 万円	8492973.500	19200981.231	1297017	120000000	230
固定資産税実効税率	0.075	割合 (1=100%)	0.079	0.031	0.012	0.127	230
市町村主体社会資本	2211594.270	100 万円	1562919.500	1878104.670	264694	9403424	230
宅地面積	297.874	キロ平方メートル	247	182.422	74	985	230
人口密度	516.427	人	271	804.040	67.5	4578	230
木造家屋比率	0.691	割合 (1=100%)	0.710	0.125	0.069	0.900	230
交付税比率	0.388	100 万円	0.396	0.160	0.019	0.718	230
義務教育生徒当たり教員数	18.566	人	18.329	3.150	10.690	26.959	230
市町村主体公的固定資本形成	185379.235	100 万円	131388.950	153929.165	24378	760295	230
第 1 次産業比率	0.032	割合 (1=100%)	0.027	0.022	0.001	0.096	230
第 2 次産業比率	0.337	割合 (1=100%)	0.335	0.084	0.139	0.582	230
人口当たり刑法犯認知件数	0.013	割合 (1=100%)	0.012	0.005	0.006	0.033	230
地方債比率 (= 地方債発行額 / 地方税収)	0.472	割合 (1=100%)	0.418	0.274	0.095	1.534	230
自民議席比率	0.625	割合 (1=100%)	0.667	0.209	0	1	230
自民得票率	0.501	割合 (1=100%)	0.508	0.120	0.153	0.809	230

表 1b. 相関行列

	賃貸住宅資 産価値	固定資産税課 税標準	固定資産税実 効税率	市町村主体 社会資本	宅地面積
賃貸住宅資産価値	1				
固定資産税課税標準	0.932	1			
固定資産税実効税率	-0.532	-0.575	1		
市町村主体社会資本	0.820	0.840	-0.577	1	
宅地面積	0.571	0.674	-0.374	0.845	1
人口密度	0.812	0.748	-0.345	0.558	0.406
木造家屋比率	-0.450	-0.446	0.382	-0.361	-0.193
交付税比率	-0.486	-0.574	0.134	-0.376	-0.466
義務教育生徒当たり教員数	0.128	0.122	0.290	0.032	0.262
市町村主体公的固定資本形成	0.804	0.800	-0.529	0.975	0.848
第 1 次産業比率	-0.452	-0.532	0.583	-0.481	-0.358
第 2 次産業比率	-0.084	0.043	0.169	-0.046	0.118
人口一人当たり刑法犯認知件数	0.606	0.641	-0.651	0.622	0.470
地方債比率	0.112	-0.004	-0.362	0.160	-0.105
自民議席比率	-0.305	-0.300	0.115	-0.267	-0.205
自民得票率	-0.505	-0.542	0.601	-0.522	-0.370

表 1b—続き—

	人口密度	木造家屋比率	交付税比率	義務教育生 徒当たり教 員数	市町村主体公 的固定資本形 成
賃貸住宅資産価値					
固定資産税課税標準					
固定資産税実効税率					
市町村主体社会資本					
宅地面積					
人口密度	1				
木造家屋比率	-0.428	1			
交付税比率	-0.604	0.260	1		
義務教育生徒当たり教員数	0.352	-0.096	-0.650	1	
市町村主体公的固定資本形 成	0.582	-0.370	-0.410	0.090	1
第 1 次産業比率	-0.446	0.427	0.584	-0.060	-0.470
第 2 次産業比率	0.027	0.074	-0.597	0.332	-0.023
人口一人当たり刑法犯認知 件数	0.470	-0.453	-0.292	-0.106	0.610
地方債比率	-0.135	0.010	0.647	-0.671	0.119
自民議席比率	-0.359	0.418	0.220	-0.204	-0.278
自民得票率	-0.461	0.494	0.220	0.069	-0.516

表 1b—続き—

	第 1 次産業比 率	第 2 次産業比 率	人口当たり刑 法犯認知件数	地方債比率	自民議席比率	自民得票率
賃貸住宅資産価値						
固定資産税課税標準						
固定資産税実効税率						
市町村主体社会資本						
宅地面積						
人口密度						
木造家屋比率						
交付税比率						
義務教育生徒当たり教員数						
市町村主体公的固定資本形成						
第 1 次産業比率	1					
第 2 次産業比率	-0.355	1				
人口一人当たり刑法犯認知 件数	-0.535	-0.130	1			
地方債比率	0.052	-0.595	0.222	1		
自民議席比率	0.155	-0.087	-0.182	0.127	1	
自民得票率	0.429	0.041	-0.491	-0.117	0.661	1

表 2. Durbin-Wu-Hausman 検定の結果

	統計量ないしは推定値
三変数についての F 検定	14.053 **
残差【固定資産税率】	0.156 (0.477)
残差【市町村公共サービス】	-0.814 ** (0.018)
残差【人口当たり犯罪発生率】	-0.599 *** (0.000)

注意：F 検定の結果は、F 統計量を示し、残差の結果は、係数の推定値を示す。***は 1%、**は 5%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示し、括弧内の数値は残差の係数の p 値である。「残差」は、【】内の変数を、すべての外生変数に、固定資産税実効税率、市町村公共投資、人口当たり刑法犯認知件数と賃貸住宅資産価値の 1 期前の値に回帰した式で求めた残差である。なお、紙幅の都合上、残差以外の変数の推定結果は省略している。

表 3. (9) 式の推定結果

被説明変数：賃貸住宅の割引現在価値、推定方法：最小二乗法（OLS）と 2 段階最小二乗法（2SLS）、
 サンプルの大きさ=OLS では 230、2SLS では 184

	OLS	2SLS
固定資産税実効税率	-0.465 *** (0.045)	-0.452 *** (0.095)
市町村社会資本ストック	0.062 (0.066)	0.979 * (0.721)
人口当たり犯罪認知件数	0.086 ** (0.043)	0.739 ** (0.332)
宅地面積	1.425 *** (0.369)	-0.008 (1.383)
地方債比率	-0.033 (0.041)	-0.138 * (0.121)
人口密度	0.836 *** (0.257)	0.077 (0.974)
地方交付税依存度	-0.105 ** (0.052)	-0.049 (0.126)
木造家屋比率	0.120 (0.117)	-0.062 (0.245)
義務教育・生徒当たり教員数	-0.156 (0.347)	-0.233 (0.866)
第 1 次産業比率	-0.233 *** (0.061)	-0.098 (0.166)
第 2 次産業比率	-0.168 * (0.119)	-0.093 (0.343)

表 3—続き—

	OLS	2SLS
定数項	-3.333 * (2.363)	-1.205 (13.079)
\bar{R}^2	0.996	0.985
R^2 (first stage)		0.989 (市町村社会資本の式) 0.893 (犯罪認知件数の式)
F 統計量 (first stage)		178.38 *** (市町村社会資本の式) 16.67 *** (犯罪認知件数の式)
過剰識別制約条件 (p 値)		0.221 (0.895)

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、括弧内の数値は係数の標準誤差を示す。なお、推定では固定効果と、OLS で 4 ヶ年分、2SLS を用いた推定では 3 ヶ年分の年次ダミー変数が含まれている（報告結果は省略）。過剰識別制約条件の値は、過剰識別制約条件の検定に関するカイ二乗統計量を示し、自由度 2 のカイ二乗分布に従う。 R^2 (first stage) と F 統計量 (first stage) は、2SLS の、第 1 段階における被操作変数を被説明変数とする推定式の決定係数と、すべての係数が 0 であることを帰無仮説とする F 検定の F 統計量を示し、数値の横の () は第 1 段階の各推定式であることを示す。被操作変数=市町村社会資本と人口当たり犯罪認知件数。操作変数=固定効果と年次ダミーおよびすべての外生変数と、説明変数、被操作変数と固定資産税実効税率のおおのの 1 期前の値。

表 4. (12) 式の推定結果

被説明変数：市町村公的固定資本形成、推定方法：最小二乗法 (OLS)、サンプルの大きさ=230

	OLS
固定資産税実効税率	0.138 ** (0.077)
賃貸住宅の割引現在価値	0.149 * (0.101)
宅地面積	0.813 ** (0.489)
地方債比率	0.257 *** (0.054)
人口密度	-0.069 (0.327)
地方交付税依存度	-0.057 (0.069)
第一次産業比率	-0.094 (0.084)
第二次産業比率	0.443 *** (0.157)
自民党得票率	-0.146 ** (0.058)
自民党議席比率	0.069 ** (0.033)
定数項	6.989 ** (2.980)
\bar{R}^2	0.977

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、括弧内の数値は係数の標準誤差を示す。なお、推定では固定効果と、4 カ年分の年次ダミー変数が含まれている（報告結果は省略）。

表 5. 数値計算の結果（ケース 1）

住宅所有者の純便益	-0.317
居住者の純負担	0.00607

表 6. 居住者の純負担の地域別の数値（ケース 1、単位：％）

	居住者の純負担		居住者の純負担
北海道	0.0008768	滋賀	0.0137831
青森	0.0198406	京都	-0.0042293
岩手	0.0168699	大阪	-0.0001662
宮城	-0.0009133	兵庫	-0.0001095
秋田	0.0144447	奈良	0.0067850
山形	0.0254361	和歌山	-0.0055511
福島	0.0066807	鳥取	0.0346458
茨城	0.0052871	島根	0.0431326
栃木	0.0029772	岡山	0.0016007
群馬	0.0056501	広島	-0.0021525
埼玉	0.0005285	山口	0.0119190
千葉	0.0002949	徳島	0.0151971
神奈川	-0.0006563	香川	0.0145031
新潟	0.0059706	愛媛	0.0077611
富山	0.0176843	高知	-0.0053375
石川	-0.0015792	福岡	-0.0008864
福井	0.0247313	佐賀	0.0276713
山梨	0.0099574	長崎	0.0034338
長野	0.0070176	熊本	0.0010483
岐阜	0.0022698	大分	0.0020494
静岡	0.0004756	宮崎	0.0104590
愛知	-0.0000715	鹿児島	0.0018836
三重	0.0107384	沖縄	0.0038221

表 7. (9) 式の左辺を固定資産税課税標準とした式の推定結果

被説明変数：固定資産税課税標準（土地+家屋+償却資産）、推定方法：最小二乗法（OLS）、サンプルの大きさ=230

	OLS
固定資産税実効税率	-0.114 *** (0.039)
市町村社会資本ストック	-0.075 * (0.057)
人口当たり犯罪認知件数	0.098 ** (0.036)
宅地面積	1.118 *** (0.315)
地方債比率	-0.125 *** (0.035)
人口密度	0.364 ** (0.219)
地方交付税依存度	-0.067 ** (0.044)
木造家屋比率	-0.399 *** (0.099)
義務教育・生徒当たり教員数	0.228 (0.296)
第1次産業比率	-0.109 ** (0.052)
第2次産業比率	-0.249 ** (0.101)
定数項	6.620 *** (2.016)
\bar{R}^2	0.995

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、括弧内の数値は係数の標準誤差を示す。なお、推定では固定効果と、4ヵ年分の年次ダミー変数が含まれている（報告結果は省略）。

表 8. 所有者の純便益の地域別の数値（ケース 2）

	所有者の純便益		所有者の純便益
標本平均値による数値	4.942	滋賀	4.960
北海道	1.313	京都	1.679
青森	3.293	大阪	4.774
岩手	2.794	兵庫	3.220
宮城	1.452	奈良	4.422
秋田	1.449	和歌山	1.606
山形	3.601	鳥取	2.904
福島	3.120	島根	2.149
茨城	6.788	岡山	2.115
栃木	4.866	広島	1.515
群馬	5.355	山口	5.967
埼玉	10.019	徳島	6.563
千葉	5.779	香川	6.085
神奈川	3.589	愛媛	5.150
新潟	3.350	高知	1.192
富山	2.728	福岡	1.371
石川	1.608	佐賀	3.811
福井	5.193	長崎	1.923
山梨	3.513	熊本	1.618
長野	3.133	大分	2.068
岐阜	3.392	宮崎	1.569
静岡	5.650	鹿児島	1.438
愛知	5.112	沖縄	4.297
三重	5.512		

表 9. (9) 式の推定結果（東京都を含めた推定）

被説明変数：賃貸住宅の割引現在価値、推定方法：最小二乗法（OLS）と 2 段階最小二乗法（2SLS）、
 サンプルの大きさ=OLS では 235、2SLS では 188

	OLS	2SLS
固定資産税実効税率	-0.464 *** (0.045)	-0.448 *** (0.091)
市町村社会資本ストック	0.067 (0.065)	0.960 * (0.688)
$\overline{R^2}$	0.996	0.987
R^2 (first stage)		0.989 (市町村社会資本の式) 0.897 (犯罪認知件数の式)
F 統計量 (first stage)		186.86 *** (市町村社会資本の式) 17.94 *** (犯罪認知件数の式)
過剰識別制約条件 (p 値)		0.169 (0.919)

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、括弧内の数値は係数の標準誤差を示す。なお、紙幅の都合上、数値計算に必要なパラメーター以外の推定結果については割愛した。また、推定では固定効果と、OLS で 4 カ年分、2SLS を用いた推定では 3 カ年分の年次ダミー変数が含まれている（報告結果は省略）。過剰識別制約条件の値は、過剰識別制約条件の検定に関するカイ二乗統計量を示し、自由度 2 のカイ二乗分布に従う。

R^2 (first stage) と F 統計量 (first stage) は、2SLS の、第 1 段階における被操作変数を被説明変数とする推定式の決定係数と、すべての係数が 0 であることを帰無仮説とする F 検定の F 統計量を示し、数値の横の () は第 1 段階の各推定式であることを示す。被操作変数=市町村社会資本と人口当たり犯罪認知件数。操作変数=固定効果と年次ダミーおよびすべての外生変数と、説明変数、被操作変数と固定資産税実効税率のおおのの 1 期前の値。

表 10. (12) 式の推定結果（東京都を含めた推定）

被説明変数：市町村公的固定資本形成、推定方法：最小二乗法（OLS）、サンプルの大きさ=235

	OLS
固定資産税実効税率	-0.147 ** (0.079)
$\overline{R^2}$	0.975

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、括弧内の数値は係数の標準誤差を示す。なお、紙幅の都合上、数値計算に必要なパラメーター以外の推定結果については割愛した。また、推定では固定効果と、4 カ年分の年次ダミー変数が含まれている（報告結果は省略）。

表 11. (9) 式の左辺を固定資産税課税標準とした式の推定結果（東京都を含めた推定）

被説明変数：固定資産税課税標準（土地+家屋+償却資産）、推定方法：最小二乗法（OLS）、サンプルの大きさ=235

	OLS
固定資産税実効税率	-0.126 *** (0.038)
\bar{R}^2	0.995

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、括弧内の数値は係数の標準誤差を示す。なお、紙幅の都合上、数値計算に必要なパラメーター以外の推定結果については割愛した。また、推定では固定効果と、4 ヶ年分の年次ダミー変数が含まれている（報告結果は省略）。

表 12a. 数値計算の結果（ケース 1）

住宅所有者の純便益	-0.589
居住者の純負担	0.00519

表 12b. 居住者の純負担の地域別の数値（ケース 1、東京都を含めた数値計算）

	居住者の純負担		居住者の純負担
北海道	0.00088	滋賀	0.01378
青森	0.01984	京都	-0.00423
岩手	0.01687	大阪	-0.00017
宮城	-0.00091	兵庫	-0.00011
秋田	0.01444	奈良	0.00679
山形	0.02544	和歌山	-0.00555
福島	0.00668	鳥取	0.03465
茨城	0.00529	島根	0.04313
栃木	0.00298	岡山	0.00160
群馬	0.00565	広島	-0.00215
埼玉	0.00053	山口	0.01192
千葉	0.00029	徳島	0.01520
東京	0.00027	香川	0.01450
神奈川	-0.00066	愛媛	0.00776
新潟	0.00597	高知	-0.00534
富山	0.01768	福岡	-0.00089
石川	-0.00158	佐賀	0.02767
福井	0.02473	長崎	0.00343
山梨	0.00996	熊本	0.00105
長野	0.00702	大分	0.00205
岐阜	0.00227	宮崎	0.01046
静岡	0.00048	鹿児島	0.00188
愛知	-0.00007	沖縄	0.00382
三重	0.01074		

表 12c. 所有者の純便益の地域別の数値（ケース 2、東京都を含めた数値計算）

	所有者の純便益		所有者の純便益
標本平均値による数値	5.506	三重	5.329
北海道	1.262	滋賀	4.794
青森	3.175	京都	1.613
岩手	2.692	大阪	4.618
宮城	1.397	兵庫	3.102
秋田	1.391	奈良	4.285
山形	3.472	和歌山	1.542
福島	3.007	鳥取	2.799
茨城	6.544	島根	2.068
栃木	4.694	岡山	2.039
群馬	5.176	広島	1.455
埼玉	9.685	山口	5.783
千葉	5.579	徳島	6.338
東京	36.879	香川	5.876
神奈川	3.468	愛媛	4.979
新潟	3.235	高知	1.142
富山	2.628	福岡	1.314
石川	1.547	佐賀	3.676
福井	5.013	長崎	1.850
山梨	3.388	熊本	1.556
長野	3.018	大分	1.989
岐阜	3.268	宮崎	1.507
静岡	5.457	鹿児島	1.378
愛知	4.936	沖縄	4.145

表 13a. 居住者の純負担の地域別の数値（ケース 1、2003 年度のデータに基づいた数値計算）

	消費者の純負担		消費者の純負担
北海道	0.00067	滋賀	0.01158
青森	0.01376	京都	-0.00208
岩手	0.00940	大阪	-0.00058
宮城	0.00068	兵庫	-0.00057
秋田	0.01298	奈良	0.00474
山形	0.01479	和歌山	0.00368
福島	0.00498	鳥取	0.03389
茨城	0.00573	島根	0.04076
栃木	0.00507	岡山	-0.00239
群馬	0.00401	広島	-0.00207
埼玉	0.00021	山口	0.00970
千葉	0.00096	徳島	0.01738
神奈川	-0.00144	香川	0.00563
新潟	0.00678	愛媛	0.00302
富山	0.01814	高知	-0.00190
石川	0.00173	福岡	-0.00064
福井	0.01113	佐賀	0.03043
山梨	0.01000	長崎	0.00120
長野	0.00548	熊本	0.00248
岐阜	0.00597	大分	0.00317
静岡	0.00015	宮崎	0.01008
愛知	-0.00023	鹿児島	0.00299
三重	0.00817	沖縄	0.00677

表 13b. 所有者の純便益の地域別の数値（ケース 2、2003 年度のデータに基づいた数値計算）

	所有者の純便益		所有者の純便益
北海道	1.37	滋賀	4.289
青森	3.117	京都	1.777
岩手	2.418	大阪	1.579
宮城	1.63	兵庫	1.842
秋田	1.887	奈良	3.218
山形	2.623	和歌山	1.869
福島	2.746	鳥取	3.575
茨城	4.898	島根	2.55
栃木	4.365	岡山	0.963
群馬	3.475	広島	1.123
埼玉	4.181	山口	3.809
千葉	4.008	徳島	4.549
神奈川	0.99	香川	3.322
新潟	2.711	愛媛	2.114
富山	2.405	高知	1.28
石川	1.687	福岡	1.181
福井	3.657	佐賀	3.413
山梨	2.896	長崎	1.107
長野	2.112	熊本	1.692
岐阜	3.351	大分	1.736
静岡	4.421	宮崎	1.54
愛知	2.328	鹿児島	1.511
三重	3.268	沖縄	3.892

表 A.1 データの出所

変数名	出所
固定資産税課税標準 (土地、家屋、償却資産) 宅地面積	固定資産の価格等の概要調書(総務省)
地方税収 地方交付税収 地方譲与税収 地方債発行額 固定資産税収	地方財政統計年報(総務省) 注意:東京部分の固定資産税収は、 東京都税務統計年報
県内総支出 第1次産業と第2次産業生産額 公的固定資本形成	県民経済計算(内閣府)
家屋数 木造家屋数 都道府県別の1ヶ月あたり家賃 賃貸住宅数	住宅・土地統計調査(総務省)
都道府県内公共投資額 都道府県内・市町村公共投資額	行政投資(総務省)
社会資本	石川(1999)
刑法犯認知件数	警察白書(警察庁)
都道府県人口	住民基本台帳(総務省)
義務教育生徒数および教員数	学校基本調査報告(文部科学省)
衆議院議員選挙・都道府県別得票数と議席数 同・自由民主党得票数と議席数	選挙年鑑(総務省)