

博士論文

日本の地方財政に関する経済分析

鈴木崇文

目次

第1章 序論.....	2
第2章 三位一体改革が地方自治体の歳出行動に与える影響	5
第3章 自治体間の課税ベースの重複が市場公募地方債の発行利回りに与える影響	31
第4章 資本化仮説と自治体合併.....	57
第5章 地方交付税は自治体の居住便益を高めるか?	90
謝辞.....	118

第1章 序論

本論文は、地方財政における諸問題について主に地方自治体の行動に焦点を当てて計量経済学的な分析を行う。日本では1995年に地方分権推進法が成立してから過去20年以上にわたって地方分権に関する様々な改革が行われ、国の地方に対する関与の方法や地方自治体の歳入や歳出に関する裁量などが変化してきた。また同時に高齢化が進行し、経済・社会構造が変化してきた中で今までの分権化改革で行われてきた問題を事後的に評価し、今後の国と地方の関係や分権化改革の方向性などを考察する材料を提供することは重要であると考えられる。そこで本論文では以下で要約する4つの問題について分析を行っている。

第2章では、2004年度から2006年度にかけて行われた三位一体改革に焦点を当てる。三位一体改革では、国から地方への税源移譲とあわせて、国庫支出金および地方交付税に対する改革が行われ、大規模な政府間財政移転額の変化が生じた。そこで、本章ではこれらの補助金改革および税源移譲が地方自治体の歳出行動に与える影響を分析する。分析では、まず自治体の歳出意思決定モデルを構築し、消費者需要の推定に広く用いられているAlmost Ideal Demand System (AIDS)を適用して変数の内生性を考慮したうえで行動パラメータの推定を行う。次に推定したパラメータを用いて、三位一体改革が行われなかった場合の歳出水準をシミュレートする。シミュレートした歳出水準と実際の歳出水準を比較することにより、改革が歳出に与えた影響を分析した。自治体の各目的別歳出に与えた影響を観察したところ、改革によって自治体は民生費、教育費およびその他の費目で相対的に大きい歳出の削減を行っていた。民生費は特定補助金の削減と税源移譲およびそれに伴う交付税調整の両者を原因として歳出が減少していた一方で、教育費とその他では前者の影響は小さく、主に後者の影響によって歳出の減少がもたらされたことが明らかになった。また、農林水産費、商工費および土木費では前者と後者の歳出に与える影響は相殺する方向に働いていた。

第3章では、地方分権改革に伴って緩和されてきた市場公募地方債市場に注目する。市場公募債については発行団体や発行方式などについて規制緩和が進められてきた。2006年度以前の地方債許可制度の下では、円滑な発行が可能な財政規模を持つ一部の団体に発行が制限されていたが、2006年度から施行された地方債協議制度および2012年度から始まった届出制度では全ての団体で市場公募債の発行が可能となっている。また、市場公募地方債の発行条件では、総務省が一括して公募条件の交渉を行う「統一条件決定方式」から、東京都とその他の団体の発行債を分けて交渉を行う「2テーブル方式」等を経て、現在では全ての団体が個別に発行条件交渉を行う方式へと発行の自由化が進められている。中里(2008)をはじめとする日本の市場公募債に関する既存研究では、こうした発行の自由化を

推進し市場メカニズムを活用することで、資金調達・管理をめぐる自治体の財政責任を明確化する効果が議論されてきた。本章の目的は、地方自治体の財政状態が行政区域の重複する他の自治体の市場公募債を利用した資金調達コストに及ぼす影響を明らかにすることである。都道府県および市町村は個人所得など重複する課税ベースに課税を行っている。また、両者は重複する行政区域内で行われる経済活動やその結果にも課税を行っている。既存研究では垂直的な課税ベースの重複が存在する場合、その税率は社会的な最適よりも過大になることが示されてきた。自治体が課税だけでなく債務発行を行う場合には、債務に関しても同様に垂直的外部性の問題が発生していると考えられる。そこで都道府県が発行する市場公募債の発行利回りに域内市町村の債務水準が影響を与えるかを分析したところ、債務水準の上昇が市場公募債の発行利回りを上昇させるだけでなく、都道府県の総歳入に占める重複する課税ベースからの税収が上昇するほど、市町村の債務水準が発行利回りに与える効果が大きくなることが明らかになった。つまり、域内の市町村と重複する課税ベースにより大きく依存した歳入構造の団体ほど市町村の財政状態からの影響を受けやすいと解釈できるため、課税ベースの重複による垂直的な債務外部性の存在が示唆される。このように、都道府県の市場公募債による資金調達コストが個別の自治体の信用力だけでなく他の自治体の信用力も反映する場合、各自治体の財政責任が不透明になり市場による自治体の規律付けが十分に機能しないという問題が発生すると考えられる。

第4章では、2000年代に行われた平成の大合併に注目する。具体的には、平成の大合併における一連の市町村合併と政府が提供する地価に関する詳細なデータセットを利用して、資本化仮説の枠組みに基づいて合併の効果を推定した。推定では合併の効果が時間を通じて異なることを許容し、事前（予期）と事後（実現）の効果についても分析を行った。また、2005年度に行われた駆け込み合併の効果や、合併関係団体の間での人口規模の違いが効果に影響するののかについて検証した。推定からは、効果（事前効果）は次第に上昇して合併が行われる直前に最大となるが、合併が起きると効果（事後効果）は直前の事前効果よりも小さくなり、そのままゼロに向かって減少する推定値のパターンが頑健に観察された。従って、平成の大合併による正の効果は一時的なものであり半分以上の効果は事前効果により説明される。また、合併年度ごとに効果を捉えた推定からは、駆け込み合併では一時的な効果がより小さくなり、それは合併関係団体の中でより小さい団体で顕著であることが明らかになった。以上から、平成の大合併はすぐに消えてしまう程度の一時的な便益しかもたらさなかったと考えられる。

第5章では、政府間財政移転のうち地方交付税が住民の便益をどの程度高める形で利用されているのかを資本化仮説の枠組みを利用して検証する。中央政府から地方政府、地方政府間での財政移転は地域間の所得格差や公共サービス格差の是正等を目的として多くの国で行われている。日本でも地方財政において財政移転は大きな役割を果たしており、代表的な財政移転である地方交付税および国庫支出金が都道府県および市町村の歳入に占め

る割合は30%以上に達する。特に地方交付税は使途の制限されない一般補助金としての性格を持っていることから多くの自治体にとって重要な財源の一つとして機能している。このように地方自治体の歳入の多くを占めている財政移転は、自治体による所得移転、減税、公共サービス水準の上昇等何らかの形で平均的には地域住民の便益を増加させるように利用されると考えられる。分析では基礎自治体として教育、インフラ、防災、保健衛生、福祉など様々な業務を執り行っている市町村を分析対象とする。交付税の増加がこうした公共サービスの増加や住民負担の軽減などを通じて、どの程度住民の便益を高める形で利用されているのかを検証することになる。Hilber et al. (2010), Allers and Vermeulen (2016)などの資本化仮説の枠組みを用いた既存研究では、財政移転の住宅価格への帰着の程度からどの程度住民に便益が帰着するのか分析が行われており、どの研究でも住民一人当たり財政移転額の上昇分だけ住宅価格も上昇するという、ほぼ完全な資本化 (full capitalization) が発生していることを示している。地方交付税は日本の地方自治体にとって大きな財源の一つであるから、交付税の配分がどの程度住民の便益を高めるように利用されているのかを定量的に分析することは交付税を評価する上での一つの視点となる。2002年度から2004年度にかけて行われた基準財政需要額の算定で利用される段階補正に関する補正係数の改訂を用いて交付税の地価への帰着の程度推定したところ、交付税の増加は効果が発現するまでに若干のラグが存在するものの、地価に有意に正の影響を与えていることが明らかになった。また、資本化の程度についても計算を行ったところ、国から配分された交付税の上昇額と同額かそれ以上に地価を上昇させる効果があると考えられる。この結果を踏まえると、自治体に配分された交付税は同額程度かその金額以上に居住に対する支払意思額を上昇させているため、2000年代に前半から行われた三位一体改革や識別に利用した段階補正で行われた交付税の削減に関する改革はその削減額以上に首都圏の自治体に居住する便益に負の影響を与えたと考えられる。1998年度および2002年度に行われた段階補正の見直しは、自治体に合理的および効率的に行財政運営を行わせるという目標の下行われたが、その結果自治体にとって居住の便益を増加させる効果の大きい財政移転を削減してしまった可能性が考えられる。

参考文献

- 中里透 (2008) 「財政収支と債券市場--市場公募地方債を対象とした分析」『日本経済研究』第58号, 日本経済研究センター, 1-16頁.
- Allers, M.A., Vermeulen, W., 2016. Capitalization of equalizing grants and the flypaper effect, *Regional Science and Urban Economics* 58, 115-129.
- Hilber, C.A.L., Lyytikäinen, T., Vermeulen, W., 2011. Capitalization of central government grants into local house prices: Panel data evidence from England, *Regional Science and Urban Economics* 41(4), 394-406.

第2章

三位一体改革が 地方自治体の歳出行動に与える影響*

1. はじめに

わが国の代表的な政府間財政移転の仕組みである国庫支出金と地方交付税は、地方自治体の歳入において大きな割合を占めており、自治体の歳出行動に影響を与えている。しかし、自治体が行う特定の歳出のうち一部を国が補助する特定補助金である国庫支出金と、使途が自由な一般補助金である地方交付税とは影響が異なるとされる。国庫支出金の多くは特定の分野に対する歳出の一定割合を国が負担する定率補助金であり、公共サービス間の相対価格を変化させる効果を持つが、地方交付税にはサービス間の相対価格を変化させる効果は存在しないと考えられるからである。

2004年度から2006年度にかけて行われた三位一体改革では、国から地方への税源移譲とあわせて、国庫支出金および地方交付税に対する改革が行われた。財政の分権と再建を目的としたこの改革は、前後の改革と合算すると国庫補助負担金改革では4.7兆円の削減、税源移譲で3兆円の移譲、交付税改革では5.1兆円の抑制という大規模なものとなった。

本稿の目的は、政府間財政移転額の変化が生じた三位一体改革に注目し、この改革で行われた補助金改革および税源移譲が地方自治体の歳出行動に与える影響を明らかにすることである。分析では消費者の効用最大化問題の枠組みを援用し、自治体が予算制約の下で目的関数を最大化すると仮定する。この仮定の下で公共サービスへの支出関数を導出し、実際のデータを用いて行動・選好に関するパラメータを推定する。推定には消費者需要システムとして広く用いられてきた、Almost Ideal Demand System (以降 AIDS と表記, Deaton and Muellbauer (1980))を用いる。このパラメータを用いて、三位一体改革が行われなかった場合に自治体が行っていたと考えられる歳出水準をシミュレートする。シミュレートした歳出水準と実際の歳出水準とを比較し、改革が歳出に与える影響を分析する。

* 本章は『財政研究「貧困を考えるー人生前半の社会保障と財政」』第13巻に査読論文として掲載された版に加筆修正を加えたものである。また論文執筆の過程では、日本財政学会第73回大会（一般報告，2016年10月，京都産業大学），公共選択学会第20回大会（ポスター報告，2016年12月，拓殖大学），日本地方財政学会第25回大会（一般報告，2017年5月，和光大学）および財政・公共経済ワークショップ（2016年10月，東京大学）において報告を行っている。そのなかで匿名のレフェリーの先生方，学会討論者の松岡佑和先生（武蔵野大学），吉田素教先生（大阪府立大学），多くの先生方から貴重な指摘を多数頂いた。さらには作成の過程で，指導教官である林正義先生（東京大学）から多くのご指導を頂いた。ここに記してお礼申し上げたい。

三位一体改革で行われた国庫補助負担金改革、税源移譲および地方交付税改革が地方自治体に与える影響を分析している既存研究を概観すると、分析の観点に着目して事前と事後の二種類に大別できる。事前の観点では、主に想定される改革の内容に応じて国庫支出金額、交付税額、税収等の地方自治体の財源・歳入構造がどのように変化するかをシミュレートしている（吉田・赤井（2003）、木村・吉田・橋本（2004）等）¹。一方、事後の観点では、改革前後における地方自治体の歳入・歳出に関するデータを用いて、三位一体改革が自治体財政に対して実際に与えた影響を評価する研究が行われている。これらの既存研究の多くは、事前の観点からの研究と同じく自治体の財源・歳入構造に特に注目した分析を行っている（伊藤（2010）、市島（2010, 2014）等）²。しかし歳出面における分析では、2002年度と2007年度の比較を行っている市島（2011, 2014）など挙げられる既存研究は数少ない。また、これらの研究では基本的に、改革前後の歳入・歳出を性質別に分類し時点間の比較を行うことで影響を明らかにする方法が用いられているため、人口動態や社会・経済状態をコントロールしたうえでの改革の純粋な影響を分析しているわけではない。そこで本稿では、上述のように地方自治体の意思決定モデルを構築し、人口動態や社会・経済状態をコントロールすることで、三位一体改革が歳出行動に与える影響のみを捕捉する。

本稿で採用する、消費者の効用最大化行動の枠組みを用いたモデル化は、政府の予算制約が明示的に表現できるという特長から政府間財政移転制度や社会経済変数の変化が地方自治体の歳出行動にもたらす影響を分析する研究に広く用いられてきた³。これら既存研究では、消費者の効用関数の特定化として用いられる2次型、CES型、Stone-Geary型等の関数形に意思決定主体の目的関数を特定化している。しかしこれらの特定化では、その関数形から暗黙的に、価格と所得に関する同次性やスルツキー行列の対称性といった標準的な消費者理論で成立する命題が政府の意思決定問題においても成立するという仮定が前提になっている⁴。このような仮定は実証研究において推定するパラメータを減少させ問題を単純化する点で優れているが、消費者理論の命題が成立しない場合には推定結果にバイアスが生じる。一般には自治体が消費者と同様の最適化を行っているかは自明でなく、統計的に検証する必要がある。以上の問題意識に立っている研究として Deacon（1978）等が存在し、

¹ 吉田・赤井（2003）では、税源移譲による交付税額の変化のシミュレーションを扱っている既存研究に関してサーベイが行われている。

² 伊藤（2010）では、市町村合併と三位一体改革を挟んだ2002年度と2007年度の地方税、地方交付税および国庫支出金額の変化とその要因を分析しており、市島（2010, 2011, 2014）は歳出面も併せて2002年度と2007年度の比較を行っている。

³ 自治体における代表的な意思決定主体（例えば、決定的投票者（decisive voter）や政策担当者）が予算制約の下で目的関数を最大化するという仮定に基づく意思決定モデルは、Gramlich（1968）をはじめとして近年まで多数存在する。また Bergstrom and Goodman（1973）等、中位投票者定理を適用した分析も、このモデルに政治的な意思決定プロセスを導入した例として理解できる。

⁴ 同次性とは需要関数が価格と所得に関して0次同次であること、対称性とはスルツキー方程式において価格に対する補償需要の変化が対称的であることを指す。

分析では同次性や対称性が成立しない場合を許容する特定化として Translog 型の目的関数, Rotteldam model, AIDS 等が用いられてきた⁵.

上述のように, 消費者需要システムを政府の意思決定に導入する手法は主に同次性や対称性に関する検証を目的として用いられてきたが, 特に AIDS は任意の需要システムの近似となる特徴を持っており, より頑健な推定が行える利点から政策的な分析にも用いられている (Coyte and Landon (1990), Borge and Rattsø (1995), Craig and Howard (2014)等). そこで本稿においても分析に AIDS を用いることとする.

本稿の構成は次のようになる. 第 2 節では自治体の意思決定モデルおよび AIDS への特定化について説明する. 第 3 節では用いるデータと変数について詳述し, 推定上の問題点とその対処方法を議論したうえで推定を行う. また, その際には上で議論した消費者理論で成立する同次性および対称性がデータから支持されるかについても検証を行う. 第 4 節ではシミュレーション方法および三位一体改革の評価を行い, 最後に結論および課題について触れる.

2. モデルおよび特定化

自治体の政策を決定する代表的な意思決定主体が存在し, 以下の問題により公共サービスの水準が決定されると仮定する⁶.

$$\begin{aligned} \max_{\mathbf{X}} U &= u(\mathbf{X}; \mathbf{Z}) \\ \text{s.t. } \sum_{i=1}^n (1 - m_i) \hat{p}_i x_i &= Y \end{aligned} \quad (1)$$

ここで $\mathbf{X} = (x_1, \dots, x_n)'$ は公共サービス量の n 次元ベクトル, \mathbf{Z} は社会・経済変数ベクトル, Y は自治体の歳出規模, \hat{p}_i は公共サービス i の価格, m_i は公共サービス i に対する定率補助金の補助率である. ここで, 公共サービス量 \mathbf{X} および歳出規模 Y は住民一人当たりで計測し

⁵ 他にも Coyte and Landon (1990), Borge and Rattsø (1995)等多数の既存研究が存在する. しかし, 同次性や対称性の成立については分析を行った国や政府の階層, 時期によって結果にはばらつきがあり, 統一的な結果は得られていない.

⁶ 単純化のために, 政府は税率を変更できないと仮定する. 実際, 日本の地方自治体は税率決定における裁量が制限されているため, 地域間の税率には大きな差が存在していないことを想定している. また, 本稿のモデルでは予算制約や目的関数を静学的な設定としているため, 自治体による歳出や地方債発行の通時的な意思決定を考慮していない. このような静学的な設定は, 地方政府の歳出決定モデルの文脈では広く用いられており, Coyte and Landon (1990), Craig and Howard (2014)といった AIDS を分析に用いている既存研究でも同様に静学的なモデル設定が基本となっている. 静学的な想定の場合, 最適な歳出水準には 1 期で調整が行えると仮定していることになるため, Borge and Rattsø (1995)等では歳出の最適化の調整に時間を要することを想定した部分的な調整が行われる推定モデルに拡張が行われているものの, 通時的な最適化問題を明示的に考えているわけではない. 本稿の分析では比較的短いパネルデータ (5 年) を用いていることや三位一体改革が行われなかった場合のシミュレーションを行う目的から静学モデルを用いて分析を行っている.

ているとする。また、公共サービス*i*において地方政府が直面する価格を $p_i \equiv (1 - m_i)\hat{p}_i$ としておく。

次に式(1)より公共サービスに関する需要関数 $x_i = f(p_1, \dots, p_n, Y; Z)$ を導出する。そして、需要関数に価格 p_i を掛け総歳出 Y で除することで公共サービス*i*に関する歳出比率関数 $w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)$ を定め、以下のように AIDS に特定化する⁷。

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} l \eta_j + \beta_i l n \frac{Y}{a(p)} + \eta'_i Z \quad (2)$$

$$l n a(p) = \alpha_0 + \sum_{l=1}^n \alpha_l l \eta_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} l \eta_k l \eta_l$$

ここで Z に含まれる社会・経済変数は、価格や歳入に対する需要の反応度には影響を与えず歳出比率の水準を変化させるだけであると仮定している⁸。

3. モデルの推定

まず用いるデータおよび変数について詳述する。次に、推定において問題となる変数の内生性とその対処方法について議論したうえで、歳出比率関数の具体的な推定方法を示す。

3.1. 公共サービス分類

本稿における分析対象は市に該当する自治体、分析期間は 2002 年度から 2006 年度までとする。ただし、他の市と比較して行政の担当する範囲が大きく異なる政令指定都市および東京 23 区、分析期間中に市町村合併に関わっている自治体は除外した。中核市や特例市に関しては、政令指定都市に付与されている、教育や福祉事務における教職員の任免や給与の決定、児童相談所の設置等の歳出に大きく関わってくるような権限は少ないと考えら

⁷ 本稿のモデルでは Gramlich (1968), 土居 (2000), 宮良・福重 (2001)等が指摘するフライペーパー効果を考慮していない。税金、譲与税金、交付税等の性質の異なる歳入はすべてモデル内の歳出規模 (Y) に含まれることになるが、式(2)のように AIDS に特定化した際には、性質が異なる歳入が各公共サービスの歳出比率に与える影響は等しいという設定になっている。Williams (1995)はフライペーパー効果を考慮するために式(2)に加えて歳出規模 (Y) を各歳入項目に回帰した式を同時推定しているが、背後のメカニズムをモデルに組み込んでいるわけではないため理論的には不明瞭である。したがって本稿ではフライペーパー効果を考慮しないモデル化を採用しているが、AIDS の枠組みでのフライペーパー効果の分析は残された課題の一つである。

⁸ Z に含まれる変数については行動の選好には影響を与えない（公共サービス価格や歳入に対する需要の反応度には影響を与えず歳出比率の水準を変化させるだけ）ことを仮定しているが、実際には選好に影響を与える可能性がある。方法として、AIDS を拡張して選好に異質性を導入したモデル（例えば Ray 1983）を利用することが考えられるが、内生性に対処した非線形 GMM による推定が必要となるため計算の収束の観点から実行が困難である。

れるため、分析サンプルに含めている。また、シミュレーションを行うために、全ての年度で観察される自治体にサンプルを限定する。以上の操作を行ったところ、サンプル規模が1837から1810(362×5)となった⁹。

次に歳出分類および歳出データの構成手順を説明する。総務省が行っている「地方財政状況調査」より目的別歳出データを得て、「民生費」、「農林水産費」、「商工費」、「土木費」、「教育費」、「その他」の6つに公共サービス歳出を分類した¹⁰。ここで、「その他」に分類された歳出項目には積立金、前年度繰上充用金、公債費および災害復旧費は含まれていない¹¹。また、本稿では各公共サービスにかかる定率補助金を上位政府からの国庫支出金および都道府県支出金と定義した。

3.2. 推定に用いる変数

(1) 公共サービス価格

モデルの推定に必要なとなる公共サービス価格の構成方法は、Borge and Rattsø (1995)等に従う¹²。この方法で必要となる仮定は、各サービスの供給量が労働投入によって近似できることである。すなわち労働以外の投入が労働投入と比例的になるようなレオンチェフ型の生産関数が仮定されており、サービス*i*の歳出額を e_i とおくと、以下が成立する。

⁹ 縮小前のサンプルで推定を行った場合でも主要な推定結果はほとんど変化しなかった。

¹⁰ 自治体の歳出に関する統計データは目的別歳出と性質別歳出が存在するが、本稿ではより公共サービスの分類と整合している目的別歳出を分析対象とする。Coyte and Landon (1990), Borge and Rattsø (1995)などの類似する既存研究でも公共サービス歳出を目的別に分類している。

¹¹ 積立金、前年度繰上充用金および公債費を除外した理由は当該年度における公共サービスへの歳出とは考えられないから、災害復旧費を除外した理由は経常的な歳出とは考えられないからである。また、災害救助費(民生費に分類)に関しても同様の理由から除外している。

¹² これ以外に既存研究で用いられている公共サービス価格の構成方法としては、①消費者物価指数と同様に公共サービス部門に関して公表されている価格指数を用いる方法(Coyte and Landon (1990)等)、②中位投票者の租税負担を用いる方法(Bergstrom and Goodman (1973)等)、③政府間財政移転制度を利用する方法(Williams (1995), McMillan and Amoako-Tuffour (1988), 跡田・吉田・坂田 (2002)等)が挙げられる。しかし、日本では公共サービスの価格指数は統計として存在しておらず、また自治体は複数の公共サービスを提供しているから中位投票者定理で前提とされた単一争点の条件が成立するとは考えにくい。さらに価格となる各サービスにおける中位投票者の租税負担率のデータを得ることは現実的に困難である。したがって①、②を用いることはできない。また、③に該当する跡田・吉田・坂田 (2002)等の国内の研究では、各公共サービスの価格として特定財源への算定分を除外した基準財政需要額を用いている。基準財政需要額は各自治体において標準的な行政を実施する場合に必要なと国が想定する経費であるため、「各地方公共財を標準的に供給する際の価格」とみなすことができるとしている。本稿では自治体が実際に直面する価格が歳出配分を決定するうえで非常に重要な情報となっているため、国が想定する情報から価格を構成することは不適當であると考えている。

$$\begin{aligned}
e_i &\equiv wage_i \cdot n_i + r_i \cdot q_i \\
&= (wage_i + r_i^*)n_i \\
&= p_i^* n_i
\end{aligned} \tag{3}$$

ここで $wage_i$ は賃金率、 r_i はその他要素価格、 n_i は労働投入量、 q_i はその他要素投入量である。つまり、サービス i の歳出は労働投入 n_i とその単位費用 p_i^* で表現されることになる。 p_i^* は労働投入1単位当たりで計測した価格であるから、地方自治体がサービス i において直面する価格 p_i は、公共サービス i に対する定率補助額 M_i を用いて

$$p_i = p_i^* - \frac{M_i}{n_i} = \frac{e_i - M_i}{n_i} \tag{4}$$

と表せる。また式(4)は $p_i = \left(1 - \frac{M_i}{e_i}\right) p_i^*$ と変形できることから、補助率は法定補助率ではなく、実効補助率で計測されている。以上から、地方自治体の直面する価格は歳出額、定率補助金および部門の職員配置数等の労働投入量によって決定されることになる。労働投入量については、総務省「地方公共団体定員管理調査」を用いて民生部門、農林水産部門、商工部門、土木部門、教育部門およびその他の部門における職員配置数を求めた。また、構成した価格データは「平成22年基準消費者物価指数 長期時系列データ 都市階級・地方・大都市圏・都道府県庁所在市別中分類指数」より年度平均の指数を用いて物価調整を行った。

(2) 社会・経済変数

式(2)の Z に入る社会・経済変数として、面積、総人口、14歳以下人口、65歳以上人口、世帯数、一人当たり税引き後所得および納税義務者数を用いる。総人口、14歳以下人口、65歳以上人口および世帯数に関しては、「住民基本台帳人口移動報告」を、各自治体の面積に関しては、国土交通省国土院が行っている「全国都道府県市区町村別面積調」を参照した。一人当たり税引き後所得については、まず総務省「市町村税課税状況等の調」より課税対象所得額を求め、当該所得額から都道府県および市町村の個人住民税を除外したうえで住民一人当たりへ換算した¹³。この際、当該市個人住民税は公表されているが、都道府県の個人住民税は各市で徴収される額が公表されていない。そこで、「地方財政統計年報」の「地方税等の収入状況 都道府県別・税目別徴収実績」より都道府県の徴収額を求め、各都道府県内における市町村の税収に応じてその額を按分した。納税義務者数も「市

¹³ 本来は国税や社会保険料等を考慮する必要があるが、実際の税引き後所得を計算することが困難であるため、代理変数として論文中の定義により計算を行っている。各自治体の所得水準を統制することが目的であるため、他の案として課税対象所得額を利用することが考えられる。課税対象所得額を利用した場合でもシミュレーション結果はほとんど変化しない。

町村税課税状況等の調」から得た¹⁴。公共サービス価格および社会・経済変数の要約統計量は表 1 に記載している。

表 1. 要約統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
民生費 歳出比率	0.234	0.049	0.102	0.421
農林水産費 歳出比率	0.029	0.028	0.000	0.297
商工費 歳出比率	0.030	0.030	0.002	0.223
土木費 歳出比率	0.194	0.058	0.043	0.502
教育費 歳出比率	0.151	0.036	0.065	0.421
その他 歳出比率	0.361	0.049	0.206	0.601
ln(民生サービス価格)	10.461	0.364	9.440	11.883
ln(農林水産サービス価格)	10.000	0.431	8.668	12.052
ln(商工サービス価格)	10.783	0.697	9.114	13.063
ln(土木サービス価格)	10.974	0.350	9.665	12.399
ln(教育サービス価格)	10.090	0.310	9.300	11.522
ln(その他サービス価格)	10.139	0.248	9.633	11.122
総人口	108847	104477	12020	662599
自治体面積 (km ²)	130	157	5	1231
14 歳以下人口	15754	15082	964	103378
65 歳以上人口	19072	17335	4585	123945
世帯数	42605	43400	5801	280638
一人当たり税引き後所得 (千円)	1295	294	668	2739
納税義務者数	44658	44385	3661	275152
#民生費 基準財政需要額	3563946	3402930	871990	30200000
#農林水産費 基準財政需要額	244655	204615	4935	1584946
#商工費 基準財政需要額	163300	142511	39072	1058783
#土木費 基準財政需要額	2582868	2601833	308134	24000000
#教育費 基準財政需要額	2438060	2197430	403018	16200000
#その他 基準財政需要額	5708317	5242493	1328434	37200000
#自主財源比率	0.531	0.139	0.148	0.84
#民生費 類似団体職員数	120.133	126.56	13.294	724.067
#農林水産費 類似団体職員数	16.242	11.901	5.176	89.583
#商工費 類似団体職員数	8.127	7.767	1.882	49.944
#土木費 類似団体職員数	60.961	76.407	5.897	452.267
#教育費 類似団体職員数	112.071	128.427	12.721	823.8

¹⁴ 一般財源化と高齢化が就学援助制度に与える影響を分析した小林・林 (2011)においても、各地域の貧困度の代理変数として「住民に占める納税義務者比率」が用いられている。

#その他 類似団体職員数	260.286	312.775	33.426	1813.2
--------------	---------	---------	--------	--------

注) 1) 観測数は1810 (362×5). 2) #はモデル外の操作変数. 3) 歳出比率および自主財源比率の単位は割合, 総人口, 14歳以下人口, 65歳以上人口, 納税義務者数および類似団体職員数の単位は人, 自治体面積の単位はkm², 一人当たり税引き後所得および基準財政需要額の単位は千円.

3.3. 変数の内生性への対処

分析に用いる公共サービス価格、税引き後所得および納税義務者数は、内生変数と考えられる。以下ではこれらの変数に存在する内生性およびそれに対処する操作変数の構成方法について議論する。

(1) 公共サービス価格

上述のように各公共サービス価格の構成には、定率補助金額を除いた自治体が負担する実質的な歳出額及び部門の職員配置数を用いている。しかし、本稿では補助率として国庫支出金等を総歳出で除した実効補助率を用いているため、各部門の総歳出額の一定額が常に定率補助額になるわけではない。例えば国庫支出金は事業ごとに補助率が定められているが、自治体はそれら事業のすべてを実施する義務はないため、事業によっては行わないという選択が可能である。したがって、事業を実施するか否かと実効補助率が相関している場合には、同時決定による内生性の問題が生じてしまう。また、職員をどの部門に何人配置するかということも自治体の意思決定に依存するため、同時決定による内生性の問題が存在する。以上の内生性は推定にバイアスをもたらす可能性があるにもかかわらず、Borge and Rattsø (1995)等の既存研究では十分に対処されていなかった。そこで本稿では対応する操作変数として、①「総務省が交付税額算定時に計算する、各サービス費目に対応する基準財政需要額」および②「自治体の該当する類似団体において当該自治体を除いた自治体が各サービス部門に配置している職員数の平均値」の2つを用いる¹⁵。①を用いる理由は、基準財政需要額は各自治体の標準的な行政の実施に必要であると国が想定する経費であり、算出に用いられる補正係数は、地域や都市化の程度等の要因によって異なると考えられる公共サービスの費用を考慮して決定されているため、自治体にとっては外生的に決定されていることに加え、各サービス部門における歳出額とも相関していると考えられるからである。また②には、「類似団体別市町村財政指数表」における「類似団体区分」を用いる。「類似団体区分」では自治体が「人口」と「産業構造」に基づいて分類されているため、各サービス部門に投入している職員数も自治体間で類似していると考えられ、②を採ることにより当該市の各サービス部門職員数と相関する外生変数が得られる。

(2) 税引き後所得および納税義務者数

自治体の政策はその地域の労働供給水準に影響を与え、また住民および資本の移動も促す可能性があるから、「税引き後所得」や貧困度の代理変数である「納税義務者数」は内生変数と考えられる。そこで、自治体の自主財源比率および説明変数のうち外生変数である総人口、面積、14歳以下人口、65歳以上人口、世帯数の1期前の値を操作変数として用い

¹⁵ 各サービス費目における基準財政需要額の算定値に関しては、林正義教授（東京大学）より提供して頂いた。

る¹⁶。自主財源比率が操作変数として適切であると考えられる理由は、自治体が債務やその他上位政府からの財源に依存しないことは、その地域の経済活動の活発さやそれに起因する相対的な所得水準の高低や貧困率とも相関していると考えられるからである。以上(1)および(2)で説明したモデル外の操作変数は、表1に記載している。

3.4. 推定モデル

t 期の地域 j における公共サービス i への歳出比率を $w_{ij,t}$ 、誤差項を $u_{ij,t}$ とおくと、式(2)から推定モデルは以下のように表せる。 $j = 1, 2, \dots, J$, $i = 1, 2, \dots, n$, $t = 1, 2, \dots, T$ について、

$$w_{ij,t} = \alpha_i + \sum_{l=1}^n \gamma_{il} \ln p_{lj,t} + \beta_i \ln \frac{Y_{j,t}}{a_{j,t}^*} + \eta_i' Z_{j,t} + u_{ij,t} \quad (5)$$

$p_{lj,t}$ は各サービスの価格を年度ごとに物価調整したもの、 $Y_{j,t}$ は一人当たり総歳出である。また、 $Z_{j,t}$ は対数化した社会・経済変数および都道府県と年に関するダミー変数とする。さらに、推定を容易にするために Deaton and Muellbauer (1980)に従い、理論的な価格指数 $\ln a_{j,t}$ の代わりに Stone Price Index $\ln a_{j,t}^*$ を用いて線形化している¹⁷。以上から推定すべきパラメータは $(\alpha_i, \beta_i, \gamma_{ij}, \eta_i)_{i,j=1,\dots,n}$ となる。推定に用いる標本の規模は1810 (362×5)の縦(時間方向)に短く横(横断面方向)に大きい、短いパネルデータである。推定はプーリングデータとして三段階最小二乗法(3SLS)を用いる¹⁸。

3.5. パラメータ制約

消費者理論から導かれる価格と所得に関する同次性は各式において $\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$ であれば、スルツキー行列の対称性は $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ であれば成立する。そこで、以下の手順に従いモデル選択を行う。初めにこれらの制約を課さずに推定を行ったところ、過剰識別制約検定(Hansen J-test)より概ね操作変数の有効性が担保された¹⁹。モデルが支持されたため、推定したパラメータを用いて制約の検証を行う。同次性制約は各式に対する線形制約である

¹⁶ 「自主財源比率」は、歳入総額に占める自主財源(地方税、分担金及び負担金、使用料、手数料、財産収入、寄附金、繰入金、繰越金、諸収入)の割合で定義される。

¹⁷ Stone Price Index は $\ln a_{j,t}^* = \sum_{i=1}^n w_{ij,t} \ln p_{ij,t}$ で表現され、AIDSにおける理論的価格指数 $\ln a_{j,t}(p)$ の近似として広く用いられている。構成から推定パラメータを含まないのでシステムが線形となり、推定における計算が容易になる。

¹⁸ パネルデータを用いているため固定効果モデルによる推定が可能であるが、本稿では改革を行わなかった場合の歳出シミュレーションを行うことが目的であるから、短いパネルデータの下で全てのパラメータが一致性を持つようにプーリングデータによる推定を行った。そのため、自治体レベルではなく都道府県レベルでのコントロールを行っている。また、固定効果モデルによる推定を行った場合でも主要な結果はほとんど変化しなかった。

¹⁹ 教育費の歳出比率関数以外はモデルが正しいという帰無仮説を棄却しなかった。検定の結果については表2を参照。

から式ごとに検定を行ったところ、全ての式で同次性制約が成立するという帰無仮説を棄却しなかった。そこで同次性を課したうえで推定を行い、対称性が成立するという帰無仮説の検定を行ったところ、カイ二乗値（自由度 10）が 19.25 より 5%水準で帰無仮説が棄却された²⁰。したがって以降の分析では同次性制約を課した推定結果を用いる。

以上の同次性および対称性に関する検定から、用いたデータでは同次性は消費者理論と同様に成立するが、対称性は成立しないことが示された。Deacon (1978)をはじめとする自治体の意思決定に消費者理論が適用可能かを検証している既存研究では、多くの研究で同次性の成立は支持されているものの、対称性に関しては統一的な見解が得られていない。本稿と同様に同次性は支持されているが対称性は棄却されている Borge and Rattsø (1995) では、対称性が棄却される理由として Craig and Inman (1986)による投票者集団による意思決定モデル (voter group decision model) を想定している。このモデルでは、選好を同じくする集団が自治体内にいくつか存在し、実際の公共サービス水準は各集団が選好するサービス配分の加重平均によって決定される。Borge and Rattsø (1995) は投票者集団による意思決定モデルを想定する場合、対称性は一般的に成立しないことを示している。本稿では同次性制約のみを課して推定を行っているため、推定されたパラメータは以上のような対称性が成立しない場合の背後のメカニズムを織り込んだ値になっていると考えられる。

3.6. 推定結果

表 2 で推定モデル式(5)に基づいた各目的別歳出についての推定結果を示している。最左列に記載した変数は式(5)の各説明変数に対応するパラメータの推定値を示しており、例えば定数は α_i 、 $\ln(Y/P)$ は β_i 、民生費価格は γ_{i1} の推定値となる。つまり、各列に示された自治体の歳出項目ごとに推定式のパラメータの推定値が表示されることになる。また、係数の下には各推定値の標準誤差を記載している。次節では、以上の結果をもとに三位一体改革の政策評価を行う。

²⁰ 対称性が成立すれば同次性が成立するという関係が成立するため、同次性の成立および同次性を課したうえでの対称性の成立の 2 つの検定を行った。また検定における p 値は表 2 に記載した。

表 2. 推定結果

説明変数	歳出比率					
	民生費	農林水産費	商工費	土木費	教育費	その他
民生費価格	-0.045** (0.019)	-0.105*** (0.017)	0.030*** (0.007)	0.052*** (0.018)	0.034** (0.016)	0.033* (0.019)
農林水産費価格	-0.040*** (0.011)	0.032*** (0.010)	0.014*** (0.004)	0.007 (0.0107)	-0.003 (0.009)	-0.010 (0.011)
商工費価格	0.032** (0.014)	0.014 (0.013)	0.014** (0.005)	-0.015 (0.013)	-0.017 (0.012)	-0.027** (0.014)
土木費価格	0.038 (0.025)	0.075*** (0.022)	-0.020** (0.009)	0.029 (0.023)	0.012 (0.020)	-0.134*** (0.024)
教育費価格	0.070*** (0.019)	0.015 (0.017)	-0.022*** (0.007)	-0.037** (0.018)	-0.046*** (0.016)	0.020 (0.018)
その他価格	-0.056** (0.025)	-0.031 (0.022)	-0.016 (0.009)	-0.036 (0.024)	0.020 (0.021)	0.118*** (0.024)
ln(Y/P)	-0.015 (0.017)	-0.052*** (0.015)	-0.010 (0.006)	-0.056*** (0.016)	0.063*** (0.014)	0.071*** (0.017)
ln(人口)	0.232 (0.147)	0.172 (0.131)	-0.126** (0.056)	-0.442*** (0.140)	0.344*** (0.122)	-0.180 (0.145)
ln(面積)	-0.019*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.002*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)
ln(14歳以下人口)	-0.009 (0.026)	-0.045** (0.023)	0.002 (0.010)	0.039 (0.024)	0.025 (0.021)	-0.012 (0.025)
ln(65歳以上人口)	0.027 (0.022)	0.013 (0.020)	0.014* (0.008)	0.007 (0.021)	-0.109*** (0.018)	0.049** (0.022)
ln(家計数)	0.065** (0.026)	-0.010 (0.023)	0.0277*** (0.010)	-0.00218 (0.025)	-0.0215 (0.0213)	-0.059** (0.025)
ln(税引後所得)	-0.032 (0.049)	-0.032 (0.044)	-0.019 (0.019)	-0.018 (0.047)	0.116*** (0.041)	-0.016 (0.048)
ln(課税対象人口)	-0.299** (0.138)	-0.141 (0.123)	0.075 (0.053)	0.389*** (0.131)	-0.227** (0.114)	0.202 (0.136)
定数	-0.008 (0.489)	-0.208 (0.436)	0.323* (0.186)	0.618 (0.466)	-0.892** (0.404)	1.168** (0.481)
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
過剰識別制約検定, p	0.17	0.76	0.57	0.39	0.00***	0.11
同次性検定, p 値	0.56	0.11	0.33	0.26	0.68	0.59
観測数	1,810	1,810	1,810	1,810	1,810	1,810

対称性検定: p 値=0.04**

注: 1) 2002年度-2006年度のプールドデータを用いて三段階最小二乗法(3SLS)により推定を行った。2) 表は統計的に支持された同時性制約を課したうえでの結果である。3) 括弧内は標準誤差。***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%水準で有意であることを示す。4) 1段階のF検定結果はすべて1%水準で有意であった。

4. 三位一体改革の評価

ここでは、前節で推定したパラメータを用いて、三位一体改革が自治体の公共サービス歳出に与えた影響を分析する。まず、三位一体改革で行われた制度変更とその評価方法を議論し、次にデータの加工方法を説明する。最後に評価の結果とその考察について述べる。

4.1. 三位一体改革とその評価方法

本稿では 2002 年を基準年、2006 年を比較年度とし、三位一体改革の「芽出し」として行われた改革を含めた 2003 年度から 2006 年度の改革を評価対象として分析を行う。分析では始めに三位一体改革が行われなかった場合に自治体が直面していると考えられる、国庫補助負担金等の補助率、税収額、地方交付税額を計算し、推定モデルを用いて改革が行われなかった場合の歳出額を推計する。次に実際の歳出額と比較することで改革の効果を分析する。以下では三位一体改革の各項目に関して、比較を行う際に用いる決算額の計算方法および本稿における計算の限界について詳述する。

(1) 国庫補助負担金改革

改革が行われなかった場合の国庫補助負担金等の補助率に関しては、基準年とした 2002 年度における各公共サービス費目の実効補助率を用いる。したがって、推定で用いたデータにおいて各自治体が 2002 年度に直面していた実効補助率をそのまま用いる。

(2) 税源移譲・譲与税改革

三位一体改革期に市町村に対して行われた税源移譲・譲与税改革は、①地方道路譲与税の国県道分と市町村道分の配分割合の変更、②自動車重量譲与税の譲与割合の引き上げ、③所得税（国税）から個人住民税（地方税）への税源移譲である。①と②は市町村道に係る国庫補助負担金の削減に対する財源措置として 2003 年度から行われ、前者では市町村に対する譲与割合が 57/100 から 42/100 に引き下げられ（都道府県・政令指定都市では 43/100 から 58/100 に引き上げ）、後者では地方政府に対する譲与割合が 1/4 から 1/3 に引き上げられた。③は 2004 年度から行われ、2006 年度には最終的に総額約 3 兆円の税源移譲が行われた。これは、所得税と個人住民税の税率構造を変更することで所得税の 3 兆円減収と同時に個人住民税を 3 兆円の増収とする税制の変更である。要は個人住民税の 10%比例税率化であり、従前の累進課税構造から所得に関わらず同率に課税する構造に変更された。

本稿では三位一体改革の区切りとされた 2006 年度を比較年度としている点に留意する必要がある²¹。③について実際に移譲が実施されたのは 2007 年度からであり、2004 年度か

²¹ ③の税源移譲額をより正確に求める目的から、「所得譲与税」という形で移譲額が得られる 2006 年度での改革の評価を行っている。その反面、2007 年度を分析対象に含めないことから以下で指摘する問題が発生している。

ら 2006 年度までは暫定的な措置として所得税の一部を「所得譲与税」との名目で一般財源として市町村に譲与していた。所得譲与税の譲与額は、実際に税源が移譲された場合の税収額と近い額になるように配分がなされているが、あくまで税収の見込額に過ぎない。しかしながら、単純に国勢調査による人口規模に応じて配分された 2004、2005 年度とは異なり、2006 年度における譲与税の配分方式は「改革後に税源移譲によって生じる税収増の見込み額」および「2005 年度に譲与された所得譲与税額」の 2 つに基づいて配分が行われているため、実際に税源移譲が行われた場合の税収と近い額であると考えられるのである²²。したがって本稿では、2006 年度における税収と譲与税額の和から 2006 年度の所得譲与税を引き、さらに地方道路譲与税に 5/42、自動車重量譲与税に 3/4 を乗ずることで、改革が行われなかった場合の税収と譲与税額の和を求める。

(3) 地方交付税改革

改革が行われなかった場合の交付税額は次のように計算する。ここでは税源移譲・譲与税改革に伴う影響額を分析対象としている。普通交付税額は、「2002 年度の基準財政需要額」と「2006 年度の基準財政収入額に算入する所得譲与税、自動車重量譲与税および地方道路譲与税を調整した額」との差で求める²³。基準財政収入額の算定では、税収や地方特例交付金等は算入率が 75%であるのに対して、譲与税は算入率が 100%である。また、基準財政収入額の算定において譲与税は前年度の譲与実績額が用いられるため、2005 年度の地方道路譲与税額および自動車重量譲与税額を用いる。所得譲与税については移譲額が拡大

²² 2006 年度における所得譲与税額は以下のように決定された。初めに 2005 年度に譲与された所得譲与税額と同額を各団体に配分し、次に 2006 年度における所得譲与税総額からその配分額の総和を控除した額を各団体の「税源移譲見込額」に基づいて按分する。この「税源移譲見込額」は、2005 年度の市町村税課税状況調査に基づく個人住民税の課税所得段階ごとの納税義務者数を用いて計算した税源移譲前後での個人住民税収の差額である。さらに、この差額が負になる場合は「税源移譲見込額」がゼロとされたため、税源移譲の結果税収が減少する市町村に関しては 2005 年度の譲与額がそのまま 2006 年度の譲与額とされている（黒田 (2007), p.122)。したがって、税源移譲によって税収が減少する自治体は予想される税収よりも多く譲与税を得ている一方で、税収が増加する自治体はその分を負担しているため、得られる譲与税が少なくなっている点に注意されたい。

²³ 以上のように算定した値を用いるうえで留意すべき点は 2 点存在する。1 点目は 2002 年度の基準財政需要額を用いることによる誤差である。基準財政需要額の算定に用いられる測定単位には直近の国勢調査から得られた人口等が用いられるが、2002 年度と 2006 年度では算定に用いられている国勢調査の年が異なる（例えば人口に関しては、2002 年度では 2000 年の国勢調査、2006 年度では 2005 年の国勢調査（速報値））。したがって、改革が行われなかった場合の基準財政需要として 2002 年度の値を用いると誤差が生じてしまう。2 点目は譲与税に関してである。基準財政収入額の計算において譲与税は 100%算入されるため、実際に自治体の税収となった場合の基準財政収入額とは異なる影響を交付税額に与えてしまう。前述のとおり本稿では、2006 年度を比較年度としているため、実際に税源移譲が行われた後の税収ではなく所得譲与税による配分が行われている時点での評価を行っている。したがって本稿の分析では問題とならない。

されていることと、2006年度における移譲額が2005年度の額を基礎として算定されていることから2006年度の値を用いる。特別交付税については、2006年度の実績額をそのまま算定に用いる。

また、各自治体における普通交付税額は、一旦計算した「(振替前)基準財政需要額」から臨時財政対策債発行可能額を差し引いた基準財政需要額と、基準財政収入額の差として計算されるため、臨時財政対策債発行額についても調整が必要である。しかし、臨時財政対策債の元利償還金が基準財政需要額に算入され毎年度蓄積していくこと、臨時財政対策債は自治体によっては臨時財政対策債発行可能額上限まで発行していないこと等、データの調整が実質的に困難である。したがって、本稿では2006年度の臨時財政対策債発行額を改革が行われなかった場合のそれとして用いる。

4.2. 定式化とデータの処理

以上から自治体の予算制約を定式化する。自治体の歳出規模を Y 、税収を T 、譲与税収を I 、普通交付税を U^1 、特別交付税を U^2 、臨時財政対策債を含む赤字地方債を B 、その他の歳入を W と置くと、2006年度における実際の予算制約は式(1)より、

$$\sum_{i=1}^n (1 - m_i) \hat{p}_i x_i = Y \quad (6)$$

$$= T + I + U^1 + U^2 + B + W$$

とかける。また、2006年度の所得譲与税を I^1 、自動車重量譲与税を I^2 、地方道路譲与税を I^3 、その他の譲与税を I^4 と定め、 $I = I^1 + I^2 + I^3 + I^4$ とすると、三位一体改革が行われなかった場合の2006年度における予算制約は、

$$\sum_{i=1}^n (1 - m_i') \hat{p}_i x_i' = Y' \quad (7)$$

$$= T + \left(\frac{3}{4} I^2 + \frac{57}{42} I^3 + I^4 \right) + U_{sim} + U^2 + B + W$$

とかける。ここで m_i' は2002年度における各公共サービスの実効補助率である。また、2002年度の基準財政需要額を J_{02} 、2006年度の基準財政収入額を S_{06} とすると、改革が行われなかった場合の基準財政収入額は $S_{06} - I^1 - \frac{1}{4} I_{05}^2 + \frac{15}{42} I_{05}^3$ となるから、普通交付税額 U_{sim} は

$$U_{sim} = \begin{cases} J_{02} - \left(S_{06} - I^1 - \frac{1}{4} I_{05}^2 + \frac{15}{42} I_{05}^3 \right) & \text{if } U_{sim} > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8)$$

と書ける。ここで I^2 、 I^3 の添字05は2005年度の値であることを示す。以上(7)、(8)より改

革が行われなかった場合の歳出規模は $Y' = Y - I^1 - \frac{1}{4}I_{05}^2 + \frac{15}{42}I_{05}^3 + (U_{sim} - U^1)$ となる²⁴.

上で求めた m_i' および Y' を利用して、三位一体改革が行われなかった場合の各公共サービスにおける歳出比率を計算する。まず初めに各変数および推定パラメータを式(5)に代入し、各式の残差を求める。次に改革が行われなかった場合の実効補助率を用いて Stone 価格指数を計算する。最後に上で計算した m' 、 Y' 、Stone 価格指数および残差を式に代入することで歳出割合を求める。

4.3. 歳出シミュレーションおよび結果の比較

m' と Y' の要約統計量を表3に記載した。シミュレーションした歳出規模(Y')の平均値が245.20(千円)、実際の一人当たり歳出規模(Y)の平均値が239.50(千円)より、改革による減少傾向がみられる。また全ての費目に関して実効補助率は平均的に減少しており、民生費および農林水産費で特に減少幅が大きいことがわかる。ただ、農林水産費に関しては補助率の分散が他の費目と比較して大きい傾向にある。

ここまでの議論では歳出規模(Y 、 Y')を自治体の歳出総額のように扱ってきたが、総務省による「市町村別決算状況調」等自治体の歳出に関する統計では、国庫支出金等の特定補助金額も含めた総額が「歳出総額」として定義されている。そこで以下では、国庫支出金等の特定補助金額も含めた総額を「歳出総額」として議論を進める。実際の歳出総額および改革が行われなかった場合の一人当たり歳出総額をそれぞれ E 、 E' とおくと、一人当たり歳出総額の変化は式(6)および(7)の表記を用いて、

$$E - E' = (Y - Y') + \left(\sum_{i=1}^n m_i \hat{p}_i x_i - \sum_{i=1}^n m_i' \hat{p}_i x_i' \right) \quad (9)$$

とかける。表4では歳出総額の変化額($E - E'$)についてその変化の要因別に分解を行った統計量を示している。つまり、表4から4.1節で述べた歳入構造を変化させる改革がどのように歳出総額(つまり歳入総額)を変化させたのかを把握できる。各改革が総額に与えた影響についても観察するために、 $(Y - Y')$ はさらに譲与税収： $I^1 + \frac{1}{4}I_{05}^2 - \frac{15}{42}I_{05}^3$ および交付税： $U^1 - U_{sim}$ に分解を行っている。譲与税収はすべての自治体で増加している一方で、交付税は平均的に減少しているものの、自治体によっては増加しており地域差が大きいことがわかる。また平均で見れば譲与税の増加(7.14千円)よりも交付税の減少(12.84千円)が大きいため全体としては減少している。次に特定補助金額変化の要因別金額を見ると、平均的には合計で4.30千円の減少となっており、民生費や農林水産費、その他の費目の減

²⁴ 改革が行われなかった場合の歳出規模 Y' の計算では、もともと Y から除外されている積立金、前年度繰上充用金および災害救助費(民生費に分類)は改革の影響から独立していると暗黙的に仮定していることに注意されたい。また、その他の歳入(W)に含まれる建設地方債発行額も同様である。

少が比較的大きな要因となっている。しかし、交付税と同様に自治体によっては増加しているため地域差が大きいようである。以上を合計した一人当たり歳出総額の平均的な変化額は 10.00 千円の減少であった。

表 3. 歳出規模および人口補助率

	改革なし		改革あり（実際）	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
歳出規模	245.20	56.87	239.50	54.44
実効補助率	平均	標準偏差	平均	標準偏差
民生費	0.360	0.060	0.343	0.063
農林水産費	0.160	0.130	0.136	0.133
商工費	0.033	0.069	0.023	0.046
土木費	0.099	0.086	0.094	0.087
教育費	0.055	0.042	0.052	0.047
その他	0.048	0.025	0.045	0.031

注：1) 観測数は 362。2) 歳出規模の単位は千円，補助率の単位は割合。3) 歳出規模は住民一人当たりとしている。

表 4. 歳入内訳変化の要因別分解

改革による歳出規模変化（Y-Y'）の要因別金額				
	平均	標準偏差	最小値	最大値
譲与税収	7.14	0.91	3.29	9.43
地方交付税	-12.84	9.35	-53.52	53.28
合計	-5.70	9.13	-45.82	61.01
改革による特定補助金額変化の要因別金額				
	平均	標準偏差	最小値	最大値
民生費	-3.53	5.05	-26.54	13.88
農林水産費	-0.37	3.96	-55.97	25.04
商工費	-0.04	1.36	-15.83	11.79
土木費	0.01	5.51	-43.70	29.81
教育費	-0.10	2.60	-19.65	12.53
その他	-0.28	3.25	-12.35	26.57
合計	-4.30	9.64	-74.44	38.78
総額	-10.00	14.53	-81.88	60.12

注：1) 観測数は 362 で単位は千円。値は住民一人当たりとしている。

次に以上の歳出総額（歳入総額）の変化が、三位一体改革が行われなかった場合の歳出と実際の歳出にどのような違いを与えたのかを比較する。表5左側では住民一人当たりへ換算した各費目の歳出額について、改革がなかった場合と実際の水準を比較している。ここでも総務省の公表する自治体の決算統計に倣い、国庫支出金等特定補助金を含めた額を歳出額として計算している。平均値では商工費を除く全ての費目に関して歳出額が減少しているが、農林水産費、商工費および土木費では歳出額の減少が小さい一方で、民生費、教育費およびその他では歳出額の減少幅が大きい。特に民生費で減少幅が最も大きいことがわかる。

さらに各費目について改革による歳出の変化額および要因別に分解した額の平均値を住民一人当たりへ換算して計算した結果が表5右側である。表5左側の結果と同様に農林水産費、商工費および土木費では変化額が（絶対値として）小さい一方で、民生費、教育費およびその他では（絶対値として）大きい傾向が観察される²⁵。また改革を行った場合と行わなかった場合の歳出額の差の平均がゼロであるという帰無仮説の検定から、民生費、教育費およびその他について歳出が改革によって平均的に減少していることが統計的にも支持されている。次に歳出変化を要因別に分解した表5右側の第2, 3列に注目する。第2列目は改革によって削減された国庫支出金等特定補助金の削減による自治体の歳出変化額、第3列は税源移譲および税源移譲に伴う交付税の変化を原因とする歳出変化額である。特定補助金削減による影響は民生費が3.104千円の減少、農林水産費も0.605千円の減少となっている一方で、公共サービス間の代替性によって商工費や土木費では歳出が増加している。また税源移譲およびそれに伴う交付税調整の影響額では、農林水産費を除くすべての費目で歳出が減少しており、民生費、教育費およびその他でより大きい減少が起きていることがわかる。以上から、三位一体改革によって歳出が相対的に大きく減少した民生費、教育費およびその他に関して、民生費は特定補助金の削減と税源移譲およびそれに伴う交付税調整の両者を原因として歳出が減少していたが、教育費とその他では前者の影響は小さく、後者の影響によって歳出の減少がもたらされたことが明らかになった。また、農林水産費、商工費および土木費では前者と後者の歳出に与える影響は相殺する方向に働いており、平均的には歳出の変化は小さかったと考えられる。

²⁵ 農林水産費や商工費では補助率の地域差が大きいことや、歳出比率が小さく（表1参照）シミュレーションにおいて歳出比率がマイナスの値をとっている標本があるため結果には留意が必要である。AIDSの推定値を用いて所得および価格弾力性の推定を行っている溝淵・谷崎(2007)、Mizobuchi and Tanizaki(2013)では弾力性の推定にブートストラップ法を用いる際に歳出比率がマイナスにならないような方法を提案している。本稿の歳出比率のシミュレーションへの適用に関しては残された課題の一つである。

表 5. 費目別住民一人当たり平均歳出額および平均歳出変化

	歳出額 (改革なし)		歳出額 (改革あり)		平均歳出変化額					
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	総額	特定補助金削減による影響額	税源移譲および交付税調整の影響額	総額 (簡便)		
民生費	99.638	26.111	94.382	24.350	83.285	25.326	-5.257*** (0.381)	-3.104*** (0.334)	-2.085*** (0.167)	11.100*** (0.407)
農林水産費	9.881	16.333	9.392	13.596	12.545	16.198	-0.490* (0.250)	-0.605** (0.240)	0.123*** (0.021)	-3.153*** (0.584)
商工費	7.912	9.369	8.020	9.180	9.104	10.632	0.108 (0.080)	0.279*** (0.077)	-0.173*** (0.024)	-1.084*** (0.301)
土木費	47.829	24.337	47.680	23.991	61.907	24.495	-0.149 (0.255)	0.515** (0.249)	-0.677*** (0.068)	-14.227*** (0.987)
教育費	37.542	10.018	36.295	10.396	42.660	14.251	-1.246*** (0.213)	-0.063 (0.176)	-1.173*** (0.111)	-6.364*** (0.609)
その他	93.599	26.442	90.630	25.417	98.708	26.838	-2.969*** (0.337)	-0.309 (0.249)	-2.645*** (0.223)	-8.078*** (0.874)

注：1) 観測数は362で単位は千円。値は住民一人当たりとしている。2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 3) 括弧内は標準誤差。差の平均がゼロであるという帰無仮説の検定を行っている。

4.4. 改革の影響に関する異質性

4.3 節では三位一体改革による歳入構造の変化と歳出構造の変化について平均値と標準偏差のみを示して確認した。しかし、改革は全ての自治体の歳入構造を同様に変化させたわけではなく、改革前の自治体の歳入構造や社会・経済環境等によって受ける影響が異なっていると考えられる。そこで改革の影響に関する異質性を捉えるために、各自治体の財政状態を示すと考えられる財政力指数、改革前の歳入・歳出構造に影響すると考えられる人口規模、65歳以上人口割合および14歳以下人口割合の各変数と、改革による一人当たり歳入・歳出額の変化額との相関を確認する。各変数については改革の評価時点である2006年度の値を利用している。

付図1では各歳出項目について、改革による一人当たり歳出変化額（縦軸）と財政力指数（横軸）との相関を示している。費目によってはほとんど相関が存在しないが、民生費、教育費およびその他の費目では財政力指数が低いほどより歳出が減少している傾向が確認できる。また、付図2では改革による一人当たり歳出変化額と人口規模との相関を示しているが、民生費、教育費およびその他の費目について人口が小さいほど歳出が減少している。付図3では改革による一人当たり歳出変化額と65歳以上人口割合との相関を見ており、高齢者が総人口に占める割合が上昇するほど民生費、教育費およびその他の費目で歳出が減少している傾向にある。最後に付図4では14歳以下人口割合との相関を示しているが、総人口に占める若年層の割合が減少するほど歳出が減少していることがわかる。以上から三位一体改革は、特に財政基盤が相対的に弱い、人口規模が小さい、高齢者割合が大きい、若年者割合が小さいといった特徴を持つ自治体において民生費、教育費およびその他の費目で1人あたり歳出の減少をもたらしたと考えられる。教育費は若年層向けの公共サービス水準を代理すると考えれば、若年層割合が減少するほど歳出額が減少しているため、自治体間でのサービス水準のばらつきは改革によって大きく変化しない。一方で、民生費が主に高齢者向けの公共サービス水準を代理すると考えれば、高齢者割合が増加するほど歳出額が減少しているため、自治体間でのサービス水準のばらつきは改革によって拡大している。したがって、公共サービスの種類によっては、三位一体改革が自治体間でのサービス水準のばらつきを拡大させてしまったと捉えることができる。

4.5. 既存研究による方法との比較

最後に本稿での計算結果と市島（2011）が行っているような改革前後での単純な歳出額比較での結果との比較を行った。市島（2011）では、目的別歳出ではなく性質別歳出の区分で改革前後での歳出額の差を計算しているが、ここでは目的別歳出を用いて本稿での方法で計算した歳出への影響との比較を行う。結果は表5に記載した。2006年度と2002年度における歳出額を単純に比較しているため、表5右側で行っているような各改革での要因別分解はできないことに注意されたい。表5左側の「歳出額（改革なし、簡便）」が既

存研究のような簡便な方法で計算を行った場合の歳出額の平均値と標準偏差である。本稿での方法で計算した場合と比較すると、2006年度時点での誤差を統制できていないため全ての費目で大きな差が生じていることが分かる。特に民生費および土木費でその差が大きい。また、表5右側で示している歳出変化額の平均値（「総額（簡便）」を参照）についても本稿での方法とでは大きな差が生じており、民生費に関しては変化額の符号までが逆になっている。簡便な方法の場合、歳出変化の要因には補助金改革や税源移譲、交付税改革の影響だけではなく、自治体の社会経済変数や環境変数などの影響も含まれているため本稿での方法との乖離が大きくなっていると考えられる。

5. おわりに

まず初めに既存研究に対する本稿の意義について述べる。事後の観点から三位一体改革を評価する既存研究では歳出面について改革の純粋な影響を捉えたいうでの分析が行われていなかった。それに対して本稿では自治体の歳出行動をモデル化し、消費者需要の推定に用いられる AIDS を適用することで、三位一体改革が市に該当する自治体の歳出行動に与える影響を分析した。目的別歳出の分析からは、改革によって自治体は民生費、教育費およびその他の費目で相対的に大きい歳出の削減を行っていたが、民生費は特定補助金の削減と税源移譲およびそれに伴う交付税調整の両者を原因として歳出が減少していた一方で、教育費とその他では前者の影響は小さく、後者の影響によって歳出の減少がもたらされたことが明らかになった。一方、農林水産費、商工費および土木費では前者と後者の歳出に与える影響は相殺する方向に働いており、平均的には歳出の変化は小さかったと考えられる。

また、本稿の分析手法については以下の2点が意義として指摘できる。1点目は、日本において政府歳出行動を分析した既存研究（土居（2000）、跡田・吉田・坂田（2002）、宮良・福重（2001）等）で用いられてきた目的関数と比較すると、より一般的な関数形を用いた頑健な推定が可能になっていることである。2点目は、本稿と同様の公共サービス価格を用いている既存研究では価格の内生性の問題に対処できていなかったが、本稿では外生性を担保していると考えられる操作変数を構築した上で推定を行っていることである。

次に残された課題について述べる。第1は、本稿では分析期間中に市町村合併を行っていない自治体に分析対象を限っている点である。小林・林（2011）によれば、財政状況や市町村規模に関する変数をコントロールすることで推定式における誤差項と合併の意思決定の相関を回避できているとしている。しかし本稿では自治体の意思決定モデルを推定しているため、財政状況に関する変数を十分にコントロールできていない。したがって結果を合併に関わった自治体に拡大して解釈することはできない可能性がある。第2は疑似的に構成した、三位一体改革が行われなかった場合の歳入データに関してである。可能な限り改革の影響による歳入の変化を調整しているが、現状得られるデータからは調整が不可能な項

目が存在する点が挙げられる。例えば三位一体改革が行われなかった場合の臨時財政対策債額や、三位一体改革で行われた交付税改革のうち一般財源化や税源移譲による影響以外の削減額である²⁶。この点については分析の妥当性を担保するためのさらなる議論が必要であろう。また、本稿では分析対象を市に該当する自治体に限定しており、町村に関しては分析を行っていない。両者で結果が大きく異なる可能性は十分考えられるため、この点に関しても今後の課題としたい。

²⁶ 分析期間中における平均歳出総額および平均歳出比率の変化を掲載していないが、期を通じて歳出規模 Y は減少しており、また民生費の歳出比率は増加しているものの農林水産費、商工費、土木費および教育費では歳出比率が期を通じて減少しており特に土木費の歳出割合の減少が大きかった。つまり、分析期間中では土木費は歳出額を大きく減少させていると考えられる。しかし三位一体改革で行われた国庫支出金および税源移譲とそれに伴う交付税の減少が歳出に与える影響の分析からは、土木費の歳出額の減少は民生費、教育費およびその他の歳出と比較すると小さかった。この理由としては、改革期間では建設地方債の発行が大きく抑制されたことが挙げられる。本稿では建設地方債の発行額の変化を三位一体改革による歳入の変化に含めていないため、改革が行われなかった場合の歳入額にも、実際の歳入額と同様に建設地方債による歳入の減少は暗黙的に考慮されている。したがって、建設地方債発行の減少が最も影響を受けると考えられる土木費でも、改革が歳出に与える影響としては観察されなかったということだと考えられる。建設地方債の抑制を三位一体改革の一部として解釈する場合には本稿の分析は不十分であることに注意が必要である。

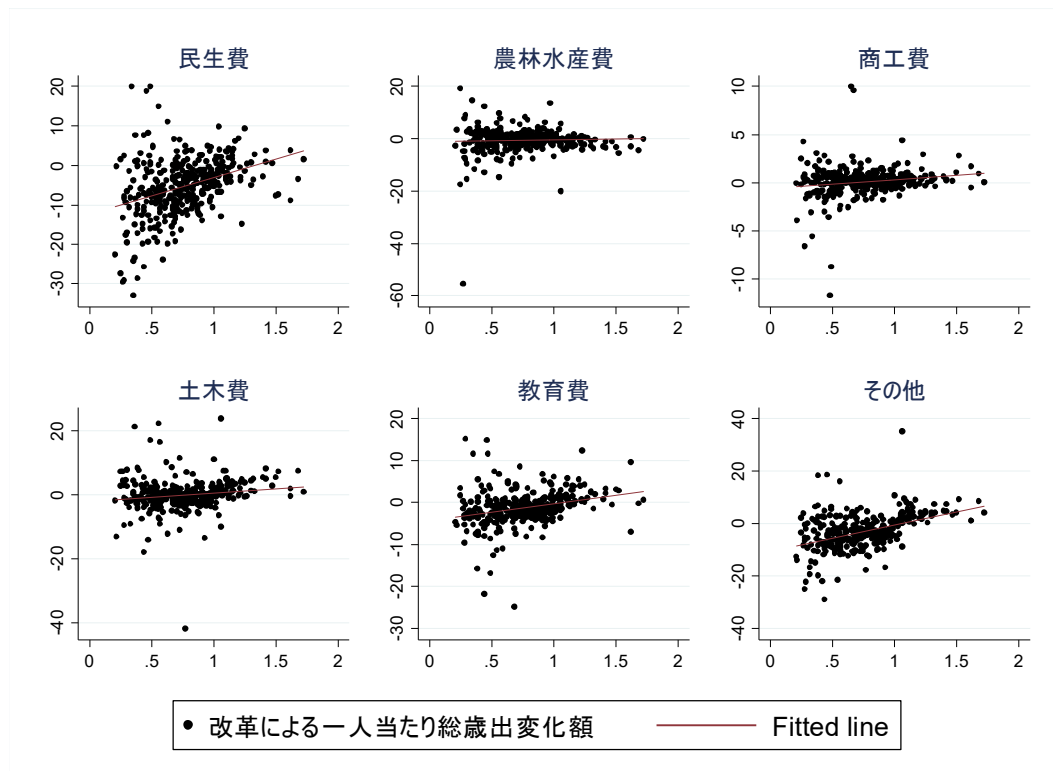
参考文献

1. 跡田直澄・吉田素教・坂田雅代 (2002)「地方自治体の厚生水準からみた政策評価 (「地方財政制度の課題と評価」 特集)」『フィナンシャル・レビュー』第 61 巻 90~119 頁.
2. 市島宗典 (2010)「三位一体の改革」前後における市町村財政の変容--歳入の視点から」『日本地域政策研究』第 8 巻 17~24 頁.
3. 市島宗典 (2011)「三位一体の改革」前後における市町村財政の変容--歳出の視点から」『日本地域政策研究』第 9 巻 73~80 頁.
4. 市島宗典 (2014)「政策課題研究 「三位一体の改革」 前後における市町村財政の変容: 福島県をケースとして」『日本地域政策研究』第 12 巻 155~160 頁.
5. 伊藤敏安 (2010)「市町村合併と “三位一体の改革” による地方財政への影響-人口あたり地方税・地方交付税・国庫支出金の変化とその要因」『地域経済研究』第 21 巻 3~21 頁.
6. 木村真・吉田素教・橋本恭之 (2004)「三位一体改革のシミュレーション分析」『会計検査研究』第 30 巻 65~79 頁.
7. 黒田武一郎 (2007)『三位一体の改革と将来像—地方税・地方交付税』ぎょうせい.
8. 小林庸平・林正義 (2011)「一般財源化と高齢化は就学援助制度にどのような影響を与えたのか?」『財政研究』第 7 巻 160~175 頁.
9. 土居丈朗 (2000)『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社.
10. 溝渕健一・谷崎久志 (2007)「AI 需要システムによる弾力性の推定について: ブートストラップ法の応用」『日本統計学会誌 シリーズ J』第 37 巻第 1 号 161~178 頁.
11. 宮良いずみ・福重元嗣 (2001)「日本の市町村財政におけるフライペーパー効果」『日本経済研究』第 42 巻 144~161 頁.
12. 吉田素教・赤井伸郎 (2003)「地方財政需要の見直しによる地方財政健全化シミュレーション-基準財政需要の算定手法を用いた地方交付税と国庫支出金の削減」『会計検査研究』第 27 巻 61~88 頁.
13. Bergstrom, T. C., and R. P. Goodman, 1973. “Private demands for public goods,” *The American Economic Review*, 63(3), pp.280-296.
14. Borge, L. and J. Rattsø, 1995. “Demographic shift, relative costs and the allocation of local public consumption in Norway,” *Regional Science and Urban Economics*, 25(6), pp.705-726.
15. Coyte, P. C., and S. Landon, 1990. “Cost-sharing versus block-funding in a federal system: A demand systems approach,” *Canadian Journal of Economics*, 23(4), pp.817-838.
16. Craig, S. G., and L. L. Howard, 2014. “Is Medicaid crowding out other state government expenditure? Internal financing and cross-program substitution,” *Regional Science and Urban Economics*, 49, pp.164-178.
17. Craig, S.G. and R.P. Inman, 1986. “Education, welfare and the 'new' federalism: State budgeting

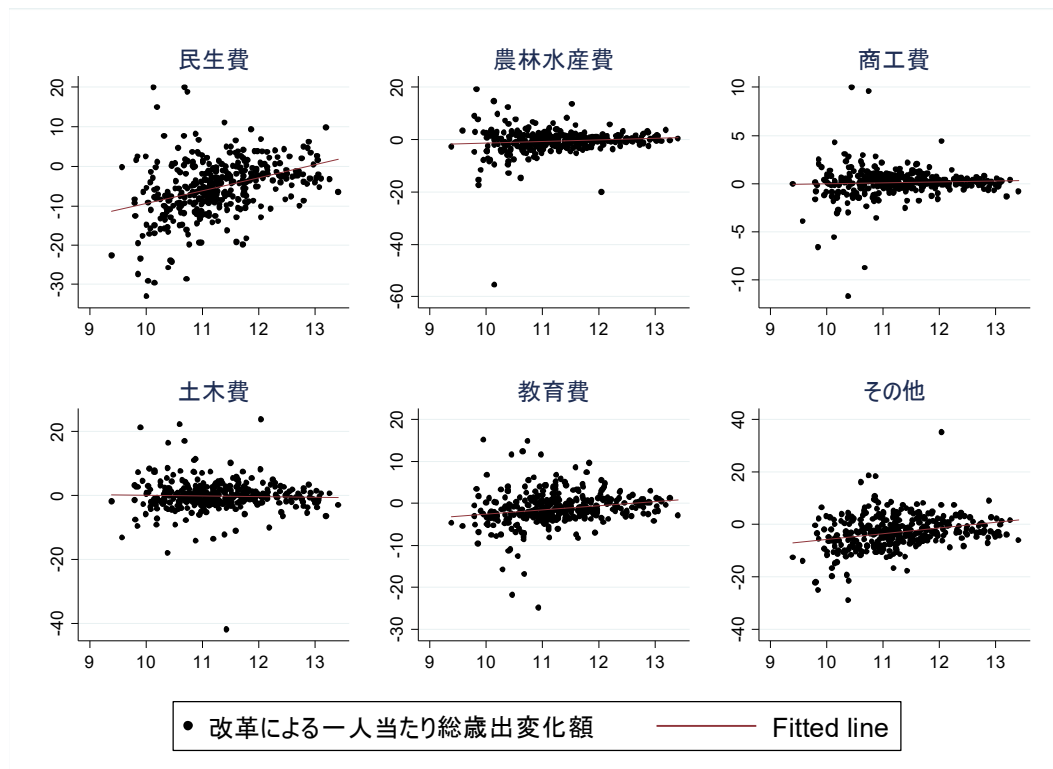
in a federalist public economy,” in: H.S. Rosen (ed.), *Studies in state and local public finance*, Chicago, The University of Chicago Press, pp.187-227.

18. Deacon, R. T., 1978. “A demand model for the local public sector,” *The Review of Economics and Statistics*, 60(2), pp.184-192.
19. Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980. “An almost ideal demand system,” *The American Economic Review*, 70(3), pp.312-326.
20. Gramlich, E. M., 1968. “Alternative federal policies for stimulating state and local expenditures: A comparison of their effects,” *National Tax Journal*, 21(2), pp.119-129.
21. McMillan, M. L., and J. Amoako-Tuffour., 1988. “An examination of preferences for local public sector outputs,” *The Review of Economics and Statistics*, 70(1), pp.45-54.
22. Mizobuchi, K., and H. Tanizaki., 2014. “On estimation of almost ideal demand system using moving blocks bootstrap and pairs bootstrap methods,” *Empirical Economics* 47(4), pp.1221-1250.
23. Ray, R., 1983. “Measuring the costs of children: an alternative approach.” *Journal of Public Economics*, 22(1), pp.89-102.
24. Williams, R., 1995. “State government expenditures in a federal system: cost and revenue equalization effects in Australia,” *Applied Economics*, 27(2), pp.139-146.

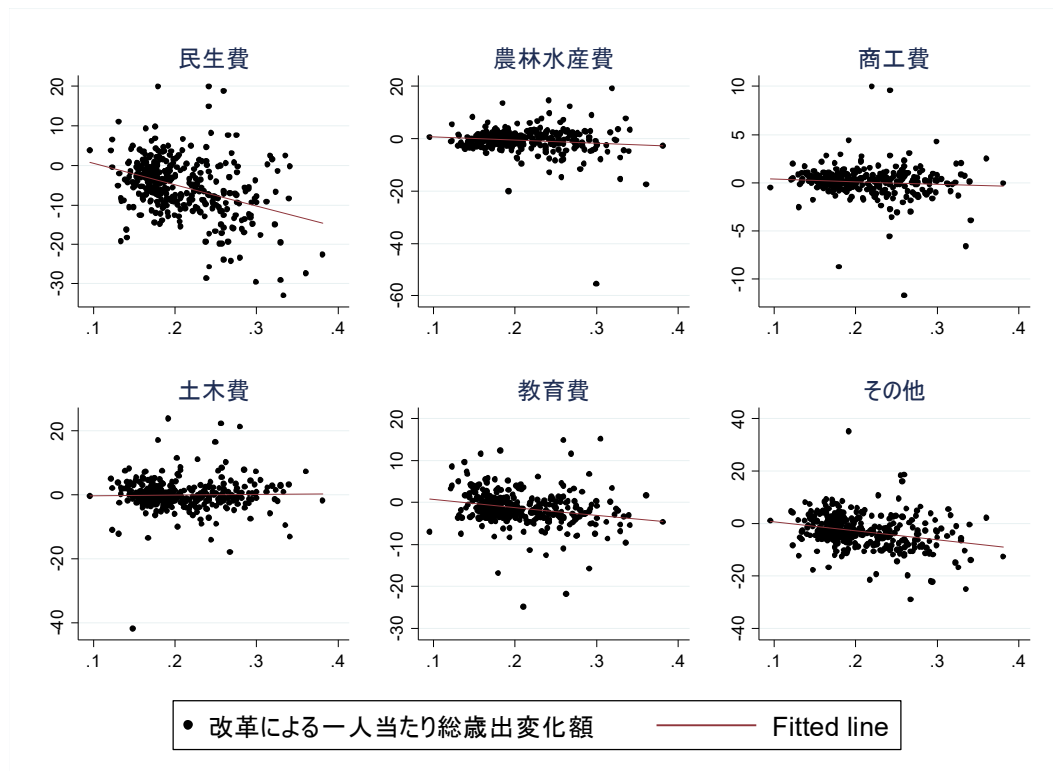
付図 1 改革による一人当たり歳出額変化と財政力指数との相関



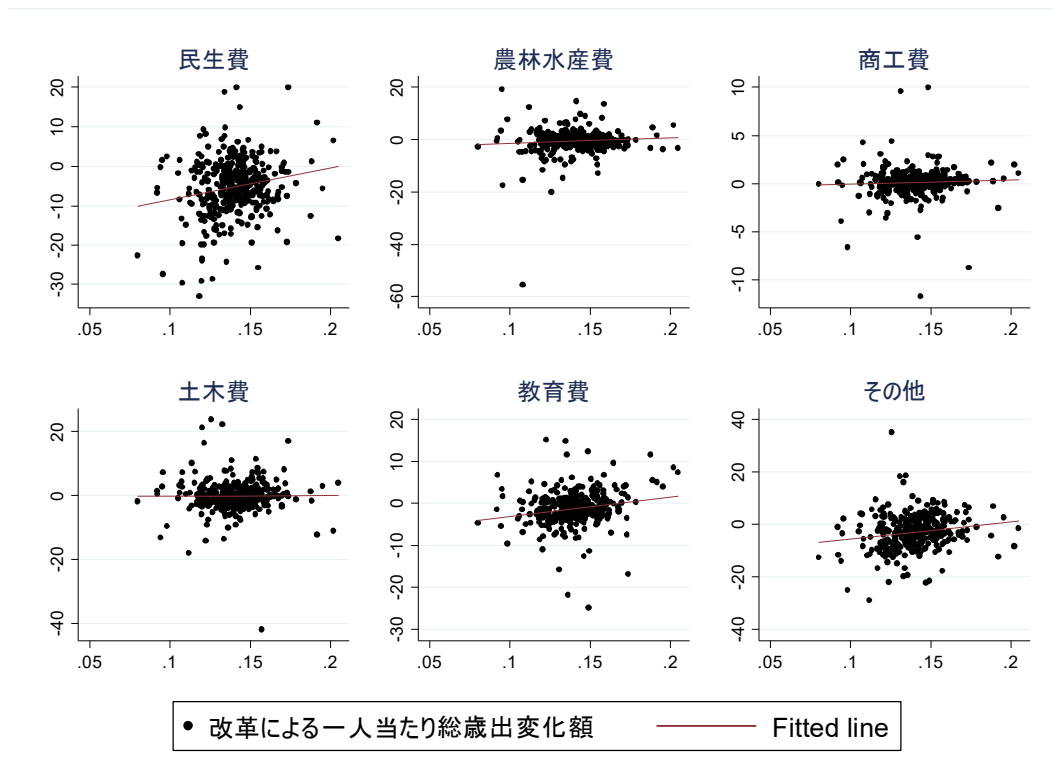
付図 2 改革による一人当たり歳出額変化と人口規模（対数）との相関



付図 3 改革による一人当たり歳出額変化と 65 歳以上人口割合との相関



付図 4 改革による一人当たり歳出額変化と 14 歳以下人口割合との相関



第3章

自治体間の課税ベースの重複が 市場公募地方債の発行利回りに与える影響*

—自治体間の信用連関についての検証—

1. はじめに

わが国の市場公募地方債の発行に関する規制は2000年代の地方分権改革に伴って緩和されてきた。以前の地方債許可制度の下では、市場公募債の発行は円滑な発行が可能な財政規模を持つ一部の団体に制限されていたが、2006年度から施行された地方債協議制度および2012年度から始まった届出制度では全ての団体で市場公募債の発行が可能となっている。また、市場公募地方債の発行条件では、総務省が一括して公募条件の交渉を行う「統一条件決定方式」から、東京都とその他の団体の発行債を分けて交渉を行う「2テーブル方式」等を経て、現在では全ての団体が個別に発行条件交渉を行う方式へと発行の自由化が進められている¹。現在まで市場公募債発行団体数は増加傾向にあり、2017年度では都道府県および政令指定都市55団体が発行を行っている。このような地方債制度における発行の自由化拡大と発行団体数の増加に伴い、発行コストをどのように抑えるかということは地方自治体に共通する課題になってきていると言える。

本稿の目的は、地方自治体の財政状態が行政区域の重複する他の自治体の市場公募債を通じた資金調達コストに及ぼす影響を明らかにすることである。日本の地方自治体は主に都道府県、市町村の2層から構成されており、前者は広域自治体、後者は基礎自治体としての役割が定められているため、執り行う事務内容もそれに応じて異なっている。それゆえ歳出面ではある程度事務の分担がなされていると言えるが、歳入面では無視できない水

* 本章に加筆修正を行った論文は、『証券経済研究』に掲載されている。本研究は公益財団法人石井記念証券研究振興財団の助成を受けている。また、本稿は公共選択学会第21回大会（一般報告、2017年11月、関西学院大学）、日本地方財政学会（一般報告、2018年6月、甲南大学）において行った報告を加筆・修正したものである。その過程で井田知也先生（近畿大学）、田中宏樹先生（同志社大学）、持田信樹先生（東京大学）はじめ多くの先生方から貴重な指摘を多数頂いた。さらには作成の過程で、指導教官である林正義先生（東京大学）から多くのご指導を頂いた。ここに記してお礼申し上げたい。

¹ 2001年度までは「統一条件決定方式」、2002-03年度は「2テーブル方式」、2004-05年度は東京都と横浜市が個別交渉を行うようになり、2006年度には個別交渉団体が増加した。そして2006年度9月債より、すべての市場公募債発行団体が個別交渉を行う方式に移行した（ただし共同発行債は総務省が交渉）（江夏（2007））。

準で個人所得など重複する課税ベースに課税が行われている。また、両者は重複する行政区域内で行われる経済活動やその結果にも課税を行っている。都道府県と市町村の税目を比較すると、主に個人住民税と法人住民税において課税ベースの重複が発生しており、特に個人分についてその比率が高いことがわかる。例えば本稿の分析期間に属する 2010 年度の個人住民税については、都道府県では総税収のうち約 32.6%、金額にして約 4.5 兆円、市町村では約 33.5%、金額にして約 6.8 兆円となっており、割合だけでなく金額面についても大きい水準にある。

このように複数の政府が同一の課税ベースに重複課税を行う場合、一方の政府が租税政策を変更すれば他の政府の税収に垂直的財政外部性が及ぶことが理論的に示されてきた (Flowers (1988), Johnson (1988)等)。これら既存研究の議論では、一方の政府が課税を行うことにより課税の限界費用が上昇するが、その外部性を認識せずに他方の政府が税率決定を行うことにより、社会的に過剰な税率が達成されてしてしまう。しかし、他政府の税率に対する最適反応関数の傾きが正負どちらの符号をとるのかについては理論から一概には言えず、例えば消費財に対する重複課税が行われる場合であれば、当該需要関数の弾力性などの性質によって傾きの符号は決定される。以上の理論的な背景をもとに、重複する課税ベースに対する税率が他階層の政府の税率と相互参照的に決定されているのかを分析する実証研究も数多く行われてきた (物品税 : Besley and Rosen (1998), Devereux et al. (2007), Esteller-More and Rizzo (2011)等, 個人所得税 : Goodspeed (2000), Esteller-More and Sole-Olle (2001)等, 法人所得税 : Hayashi and Boadway (2001), Leprince, Madies and Paty (2007)等, 固定資産税 : Wu and Hendrick (2009)等)。こうした実証研究では税率決定の最適反応関数を推定しており、その係数が有意であることを確認しているが、符号の正負については理論が示す通り統一的な見解が得られていない。また、税以外の垂直的財政外部性の検証として、公共サービス歳出についても Turnbull and Djoundourian (1993)等の実証研究が行われている。

垂直的な外部性に関する議論は主に税率や公共サービス歳出を政府の戦略変数とするモデルを前提としてなされてきたが、地方自治体は債務によるファイナンスも行っているから債務発行を通じても垂直的な外部性が発生している可能性が考えられる。租税政策に関する垂直的な外部性の議論を敷衍すれば、自治体が課税だけでなく債務発行を行う場合には、上位政府および下位政府が共有する将来の課税ベースを奪っていることになるから、垂直的外部性の問題が同様に発生していると推測される。つまり、各自治体の認識する債務の蓄積に対する限界費用が、社会的限界費用を下回ることによって社会的には過剰な債務発行が行われる。域内の課税ベースに対して債務が増大するということは、将来の課税ベースに対する債務額の増大が期待される。したがってそのような域内における債務の増加は、たとえ債務の発行主体が異なる地方政府であったとしても、当該地方政府がデフォルトする、もしくは元利償還金の返済について遅滞や減額等が発生する可能性を高めるた

め、地方債市場ではそれを反映して金利が上昇すると考えられる。Greer (2015)は以上の議論に関する概念的なモデルを示しつつ、米国テキサス州の County が 2005 年から 2010 年に発行した一般政府保証債を対象に、County の下位に属する政府が発行する債務の増加および重複する下位政府数の増加が一般政府保証債の発行利回りを上昇させることを実証的に示している²。

一方で、以上の地方債の発行利回りが上昇するメカニズムは、ある政府の信用が他の政府の信用に影響を及ぼしてしまう、公債漏出 (government debt spillovers, Landon and Smith (2000)) の問題として考えることができる。公債漏出の議論では、ある地方政府が破綻や財政危機に直面する場合には上位政府や同位政府が救済を行うために財政負担が増加する可能性を織り込んで地方債の価格付けが行われることや、中央政府が財政悪化すると地方政府への財政移転を減額・廃止する可能性を織り込んだ価格付けが行われること、またある政府の財政情報が十分に得られない場合に投資家はより情報を得ている他の政府の財政指標をベンチマークとして価格付けを行うことなどのメカニズムを通じて政府間の信用が連関するとしている³。Greer (2015)での議論のように、将来の課税ベースに対する域内政府の債務総額の増加が金利を押し上げる状況が発生しているのであれば、政府間での公債漏出が発生し、一方の地方政府の債務額が他方の地方政府の発行する債務の資金調達コストに影響を与えてしまうと考えられる。

地方政府の公債漏出に関する実証研究はこれまでに数多く行われてきており、Capeci (1991), Landon and Smith (2000, 2007), Schuknecht et al. (2009), Van Hecke (2013), Feld et al. (2017), 田中 (2012)等が存在するが、公債漏出の存在については統一的な結果が得られていない⁴。また、州や地方自治体等の同位政府間での水平的な信用連関を検証するだけでなく、州政府と地方政府や地方政府とその下位政府などのように垂直的な信用連関の分析も行われている⁵。

日本の既存研究として挙げられる田中 (2012)では、個別発行市場公募債を対象に、市場公募債を発行する他の自治体の財政状態が流通利回りの対基準債スプレッドに影響を与えるかを分析しており、地方財政制度の下で市場公募債が国や地方自治体相互の「暗黙の保

² 水平的および垂直的な租税・財政競争の文脈において、政府が債務発行を戦略変数の一つとして考えている既存研究が関連する研究として挙げられる。例えば水平的な財政競争では、Jensen and Toma (1991), Borck et al. (2015)等、垂直的な財政競争では Matsumoto (2011)等である。

³ 公債漏出が発生するメカニズムについては Landon and Smith (2000), Van Hecke (2013)で包括的に議論が行われている。

⁴ ここで例示した既存研究のうち、Landon and Smith (2000), Schuknecht et al. (2009), Van Hecke (2013), Feld et al. (2017)および田中 (2012)では公債漏出の存在を支持しているが、Capeci (1991)および Landon and Smith (2007)では支持していない。

⁵ 例えばカナダの州政府を分析対象としている Landon and Smith (2000)では、州政府間だけでなく中央政府から地方政府への垂直的な信用連関を検証している。

証」に支えられていると市場が認識していることによって市場公募債発行団体間で信用連関が生じていると結論付けている。

それに対して本稿では都道府県と域内市町村との関係に注目し、信用連関の主要なメカニズムとして Greer (2015)が議論しているような地方自治体間の課税ベースの重複を想定する。分析では2007年度から2014年度までの都道府県が発行する市場公募債を利用して、都道府県下の市町村の財政状態を表すと考えられる債務対 GDP 比率の増加が当該都道府県市場公募債の発行利回りを上昇させるのかを検証した。分析からは、市町村の債務対 GDP 比率が大きいほど都道府県が発行する地方債の金利は高くなる傾向にあることが観察されたため、域内市町村から都道府県への公債漏出が発生していると考えられる。さらに、都道府県の総歳入に占める重複する課税ベースからの税収が上昇するほど、市町村の債務対 GDP 比率が地方債の発行利回りに与える影響が大きくなることも観察された。つまり、域内の市町村と重複する課税ベースにより大きく依存した歳入構造の団体ほど市町村の財政状態からの影響を受けやすいと解釈でき、課税ベースの重複が公債漏出に関係していることが示唆される。公債漏出が存在する場合、Greer (2015)が示したように都道府県と域内市町村の間で垂直的な債務の外部性が存在すると考えられる。

また信用連関の議論からは、公債漏出は各自治体の個々の財政状態だけでなく他の自治体の財政状態も価格付けに影響を与えるため、資金調達コストが個別の自治体の信用力を的確に反映したものではなくなってしまうと言える。信用力が資金調達コストに的確に反映されない場合、各自治体の財政責任が不透明になり市場による自治体の規律付けが十分に機能しない (Landon and Smith (2000), Van Hecke (2013))。規律付けが十分に機能しなければ、地方債発行の自由化を推進し市場メカニズムを活用することで資金調達・管理をめぐる自治体の財政責任を明確化する、という近年わが国で行われてきた一連の制度改革の意図は十分に達成されていない恐れがある (田中 (2012))。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では都道府県と市町村の間に存在する重複課税について確認し、垂直的外部性のメカニズムに関して既存研究を基に議論を行う。第3節では実証分析を行い、第4節では分析結果について議論する。最終節は結論を述べる。

2. 制度および理論的な議論

理論的な議論を展開する前に、日本の地方税収の特徴について概説する。地方自治体の歳入は、主に地方税、政府間財政移転（交付税、国庫支出金等）および地方債発行によって構成されている。そのうち地方税に関しては、分析期間中の2010年度において都道府県と市町村の地方税収額が歳入に占める割合はそれぞれ31.8%、34.1%であり、金額では前者が約16兆円、後者が約18兆円となる⁶。地方税収について税収全体に占める各税目の割

⁶ 東京都が徴収した市町村税相当額（2010年度は1.9兆円）は、都道府県の歳入として計算さ

合を示したのが表 1 である (深澤 (2017)). 都道府県では所得課税と消費課税が税収の大半を占めており, 特に個人住民税 (32.0%), 法人事業税 (16.1%) および地方消費税 (18.8%) の割合が高い. 一方で, 市町村では所得税と資産課税が税収の大半を占めており, 特に個人住民税 (33.5%) と固定資産税 (44.2%) の割合が高いことがわかる. すなわち, 都道府県と市町村の税収を比較した場合には特に所得課税について課税ベースの重複が生じており, なかでも個人住民税についてその額が大きい (都道府県では約 4.5 兆円, 市町村では約 6.8 兆円). 以下ではこれらの制度的な背景を踏まえたうえで, 政府間の課税ベースの重複による垂直的な外部性の存在を議論している Greer (2015) のモデルについて概説する.

Greer (2015) のモデルでは, 2 期間生存し, 非弾力的に 1 単位の労働を投入して私的財および公共財を生産する住民を想定する. 住民は私的財および公共財から効用を得るものとし, 初期時点における効用の現在価値を最大化するように意思決定を行う. その住民に対して公共財を供給する上位政府と下位政府を考える. 両政府はそれぞれ異なる公共財を供給しており, 1 期目に一括固定税と債務発行によってファイナンスを行い公共財を生産し, 2 期目に一括固定税を課して利率 r で債務の返済を行う. 債務は住民ではなく外部の投資家から借入を行うことを想定している. また, ここで公共財は建物や橋梁といった通常地方債発行を通じて供給する財とし, 公共財からの効用は期を通じて得ると仮定している.

地方債に関する多くの実証分析結果から債務の利率 r は当該発行団体の債務総額に依存していることが示されている. しかし, 債務の返済は基本的には自治体が域内で課税を行うことによりファイナンスされるから, 債務の利率は単純に債務発行総額ではなく自治体の課税ベースに対する債務総額に基づいて決定されると考えるのが自然である. したがって, 同一の課税ベースを複数の政府が共有している場合には, それらすべての政府が発行する債務額によって域内の利率が決定されると考えられる⁷⁸. Greer (2015) ではこのような想定の下, 利率を課税ベースの重複する上位政府と下位政府の債務の合計に対する増加関数として仮定している.

上位政府と下位政府はそれぞれ他の政府による債務発行が課税ベースに対する債務総額を押し上げることによって利率が上昇することを考慮せずに公共財供給の水準を決定

れている. そのため表 1 の合計額と差が生じている.

⁷ Bernorth et al. (2012)によれば, リスク資産のリスクフリー資産に対するイーロッドスプレッドはデフォルトリスク, 流動性リスクおよび市場リスクの 3 つに分解できる. 上述のように複数の既存研究で観察されている, 財政状態など自治体特有の変数が利回りを説明する事実はこのうちデフォルトリスク (広義に捉えれば債務のタイムリーペイメント等が行われないリスクも含む) に属する. つまり, ここでの課税ベースに対する債務額の増加はこのようなデフォルトリスクを高めることで利回りを増加させると考えられる.

⁸ モデルでは簡単化のために課税ベースを固定したうえで地方債の利回りが債務総額のみによるとしているが, 実際には課税ベースに対する債務総額を考えていることに注意されたい. また, ここでの上位政府と下位政府は同一の課税ベースを共有しているため, 両政府が直面する利回りは同一となっている.

するため、政府が中央集権的に意思決定を行い外部性が内部化することで社会的な最適が達成される場合よりも債務額が過大になり、公共財の供給が過大に行われる。したがって、課税ベースに対する債務額の大きさが利子率に反映されている場合には、上位政府と下位政府の間に垂直的な債務外部性が発生していることが示唆される。政府が中央集権的に意思決定を行う場合（もしくは上位政府と下位政府が協調的な意思決定を行う場合）には、外部性の問題を解消することが可能であるが、各政府が分権的に意思決定が行われるために外部性が生じている。次節では、日本の市場公募地方債市場における都道府県の地方債利回りの決定が課税ベースの重複している域内市町村の債務水準に依存しているのかを実証分析を通じて明らかにする。

表 1 地方税収の構成 (2010 年度)

道府県税		市町村税	
	税収 (百万円)	構成比 (%)	構成比 (%)
所得課税	7,913,795	56.4	8,748,481
	個人住民税	32.0	個人住民税
	4,490,537	16.1	6,794,981
	法人事業税	5.4	法人住民税
法人住民税	757,876	2.9	1,953,500
その他	412,339		
消費課税	5,679,954	40.5	989,333
地方消費税	2,641,903	18.8	
その他	3,038,051	21.7	989,333
資産課税等	432,485	3.1	10,552,315
固定資産税	5,193	0.0	固定資産税
その他	427,292	3.0	その他
	14,026,234	100.0	20,290,129
			100.0

注) 1) 総務省「地方税に関する参考統計資料 平成 24 年度」をもとに筆者作成. 分類は深澤(2017)による. 2) 所得課税, 消費課税, 資産課税等の区分は OECD 歳入統計の区分による. また, 法人事業税には所得割のみならず, 外形標準課税(付加価値割・資本割)の税収も含む.

実証分析の方法

3.1. 検証内容

この節では域内市町村の債務の増大が都道府県の発行する地方債の発行利回りを上昇させるのかを検証する。都道府県の債務増加が市町村の地方債利回りに与える影響についても分析をおこなうことが望ましいが、得られるデータの制約から片側の分析となっている。また、分析期間は自治体の地方債発行が許可制から協議制に変更され、さらに発行条件の決定ルールが「統一条件方式」から「個別条件方式」に変更された後の初年度である 2007 年度から、データが取得可能な 2014 年度までとする。

3.2. 分析に用いるデータ

本稿では被説明変数として、地方債の発行銘柄ごとに計算される発行利回りをを用いることで銘柄レベルでの分析を行う⁹。銘柄レベルでのデータを使用したとしても、財政データのばらつきは自治体の数や期間に限定されてしまうが、銘柄ごとの発行額や償還年限、発行時期などを統制することができるため、自治体ごとに発行銘柄の平均値を利用するよりも詳細な情報を統制した分析が可能となる¹⁰。一方で、国内の地方債に関する既存研究では主に地方債流通利回りの対国債スプレッドが被説明変数として用いられている（足立 (2006), 石川 (2007), 中里 (2008), Hattori and Miyake (2015)等）。そこで本稿ではそれらの既存研究との比較を図るためにも、被説明変数として各銘柄の発行利回りをを用いるだけでなく、発行日および償還年限の対応する国債とのスプレッドを被説明変数とした場合の分析も行い結果の頑健性を確認している。発行利回りの構成には、地方債協会のウェブページから入手した市場公募地方債の各銘柄に関する表面利率、発行価格、発行日、発行額お

⁹ 発行利回りは応募者利回りと基本的には等しく、新規に発行された債券を償還期限まで保有した場合の年当たりの利回りを指す。定義としては、「(年利子負担 (クーポン) + 年当たりのディスカウントプレミアム) / 額面価格」となる。欠点として発行に伴う費用や時間価値を考慮できていないという点が挙げられるが、各発行銘柄について発行にかかる費用を計算することは困難であるため、本稿ではこの発行利回りをを用いる。また、時間価値については分析において償還年限をコントロールすることで対処している。

¹⁰ 発行利回りの情報を用いて地方債の分析を行っている既存研究として Capeci (1994), 石田 (2014)等が挙げられる。一方、流通利回りを分析に用いる研究では Schuknecht et al. (2009), 足立 (2006), 石川 (2007), 中里 (2008)等が挙げられる。流通利回りは特定の時点における残存期間が最長の銘柄の利回りや、一定の残存期間以上の銘柄の平均利回りとして定義されることが多い。しかし、このような定義の場合、自治体間で残存期間の異なる銘柄の利回りを比較する、銘柄ごとの特徴に関する情報を統制することが困難である等の問題が生じる。さらに、流通利回りは債券市場における取引価格であるから、応募者利回りに比べ市場のマクロ的な需給状況の影響をより受けノイズを多く含んだ値になっていると考えられる。一方発行利回りは発行時の価格であるため、自治体の財政状態などの自治体固有の特徴をより捉えやすいと考えられる。ただし、発行利回りをを用いる際の問題点として、価格決定が流通市場よりも閉じられた市場で行われていると考えられること、発行時期や発行額が自治体の意思決定に依存していることが挙げられる。

よび償還年限のデータを用いている。また、対国債スプレッドの構成に関しては財務省がウェブページ上で公表する「国債金利情報」を用いて各銘柄の償還期限と発行日に対応する国債利回りを求め、発行利回りとの差をとることで構成している。

都道府県域内市町村の財政状態に関する説明変数としては、Landon and Smith (2000, 2007)等の公債漏出に関する既存研究で広く用いられてきた債務残高対 GDP 比を用いる。債務残高対 GDP 比は、域内市町村における期初時点での地方債現在高の総和を前年度における都道府県 GDP で割った値として定義される¹¹。この債務残高対 GDP 比が高いということは、都道府県域内の経済規模に対して市町村が負担する債務の額が大きくなっているということを意味するため、課税ベースに対する債務規模の代理変数としても解釈できる。Greer (2015)による分析では County の下位政府が年度内に発行した一般政府保証債額を利用しているが、公債漏出の実証研究では主に債務残高が利用されていることや、前節で議論した外部性の概念モデルに関しては課税ベースに対する債務総額の規模が重要になることから、本稿では分析に債務残高を用いることとする。

都道府県に関しても市町村のものと同様に定義した債務残高対 GDP 比を債務に関する説明変数として用いる。また、既存研究では債務に関連する変数として、財政指標である起債制限比率、実質公債費比率、地方債現在高倍率等が用いられてきた(石川 (2007), 中里 (2008), 石田 (2014)等)。そこで、ここでは元利償還金等公債費の財政負担の程度を表す指標として、実質公債費比率の前年度の値を用いる。その他には、既存研究を踏襲した財政指標として財政力指数、経常収支比率および自主財源比率の前年度の値を利用する。以上の財政状態を表す変数により、各都道府県の財政状態が発行利回りに与える影響を統制する¹²。

また、国からの財政移転および都道府県から域内市町村への財政移転の水準を統制するために、地方交付税対 GDP 比、国庫支出金対 GDP 比および都道府県支出金対 GDP 比を用いる。これらの変数はそれぞれ前年度の都道府県が受ける地方交付税額、国庫支出金額および域内市町村に対して行う都道府県支出金額を前年度の都道府県 GDP で割った値として定義される。

都道府県レベルの社会・経済変数としては、課税対象者一人当たりの課税所得を統制する。また、銘柄ごとの属性として、発行額、償還年限、発行年度、発行月および流動性指標を統制する。流動性指標は、各銘柄の発行額が発行される月の市場公募債発行総額に占

¹¹ 内生性の問題を回避するため、また発行利回りが決定される時点において当年度の財政変数および社会経済変数は得られていないと考えられるため前年度の変数を用いている。以下の変数も同様の理由から前年度の値を用いている。

¹² 利率決定に関する同時性の問題が考えられるため、石川 (2007), 石田 (2014)等に従い、本稿では各年度末時点にデータとして得られる前年度期末(当年度期初)の債務残高を変数として用いる。実質公債費比率、経常収支比率および財政力指数についても同様の理由で前年度の変数を利用している。

める割合である。これらの発行年度や月ごとの発行時期、流動性指標を考慮することで、マクロ経済要因を統制することができると考えられるが、さらに各銘柄発行日 30 日営業日前までの同年限の国債利回りの平均値を統制する¹³。この変数は地方債の利回りと同様に市場で決定されるが、先決変数であるから同時性による内生性の問題は生じないと考えられる。作成した以上の変数に関する要約統計量は表 2 に示した。また、それぞれの変数の定義および出典は付表 1 に記載している。

分析に用いる 2007 年度から 2014 年度までに発行された地方債銘柄の都道府県及び償還年限に関する分布については以下である。47 都道府県のうち 35 が発行しており、発行銘柄数も都道府県ごとに大きく異なっている。最も多く発行する大阪府では 224 銘柄であるのに対して、富山県では分析期間中に 1 銘柄しか発行していない。償還年限について確認すると、全銘柄 1,683 本のうちおよそ半数にあたる 883 本が 10 年債であり、その次に多いのが 5 年債で 474 銘柄、3 番目に多いのが 20 年債で 192 銘柄である。以上 3 つの年限で 1,549 銘柄を占めており、他の年限の銘柄は相対的に少ないことがわかる。また、分析期間中の各年度において 10 年債の発行額は発行額全体の 60% 以上を常に占めている。そこで、本稿では市場公募地方債のうち多くの自治体によって発行されており（30 団体）、かつ発行数や発行規模の大きい 10 年債のみを用いて分析を行うこととする。なお、結果の頑健性を確認するために全年限の地方債を用いた分析についても行っている。

表 2 要約統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	単位
発行利回り	115.21	43.34	29.00	201.84	bp
30 営業日国債利回り	106.85	38.25	29.88	190.32	bp
市町村債務残高対 GDP 比	0.12	0.05	0.02	0.27	比率
発行額	203.79	101.41	100.00	700.00	億円
流動性指標	0.06	0.03	0.02	0.26	比率
都道府県債務残高対 GDP 比	0.16	0.07	0.06	0.43	比率
都道府県支出金対 GDP 比	0.01	0.00	0.00	0.04	比率
地方交付税対 GDP 比	0.01	0.01	0.00	0.08	比率
国庫支出金対 GDP 比	0.01	0.01	0.00	0.18	比率
財政力指数	0.73	0.25	0.22	1.41	指標
実質公債費比率	13.77	4.84	0.60	24.10	指標

¹³ データは対国債スプレッドの構成と同様に、財務省がウェブページ上で公表する「国債金利情報」を用いた。この金利情報は、日本証券業協会が公表する公社債店頭売買参考統計値（平均値単価）での固定利付債の実勢価格に基づいて財務省が算出した半年複利金利（半年複利ベースの最終利回り）である。また、ここで用いる国債利回りについては被説明変数が発行利回りの場合のみ統制する。

経常収支比率	94.84	4.01	80.20	103.50	指標
自主財源比率	0.58	0.14	0.25	0.92	指標
課税対象者一人当たり課税所得	3383.28	428.69	2607.96	4457.15	百万円
重複税収対総歳入比	0.23	0.09	0.04	0.48	比率
重複税収対 GDP 比	0.02	0.00	0.01	0.03	比率

注) 1)筆者作成。2)発行年限を10年債に限った場合の統計量である。サンプル規模は883。

3.3. 推定モデル

上で定義したデータを用いて、域内市町村の債務残高対 GDP 比の増加が都道府県の発行する市場公募債の発行利回りを上昇させるかを分析する。そこで次の線形モデルを推定する。

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{jt} + \delta I_{ijt} + \gamma Z_{jt} + \eta_{mt} + \mu_j + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

被説明変数 y_{ijt} は銘柄 i 、都道府県 j 、 t 年度に発行された市場公募債の発行利回りである。 X_{jt} は都道府県 j 、 t 年度初頭における域内市町村の債務残高対 GDP 比であり、係数 β が注目するパラメータとなる。また、 I_{ijt} は銘柄ごとの属性となる、発行額、流動性指標などをまとめたベクトルである。 Z_{jt} は都道府県および域内市町村の財政変数や社会・経済変数ベクトル、 η_{mt} は年月ダミー、 μ_j は都道府県ダミー、 ϵ_{ijt} は誤差項である¹⁴。以上から、 β 以外の推定すべきパラメータは、 β_0, δ, γ となる。(1)式の推定は Pooled OLS により行う。また、本稿では銘柄レベルでなく都道府県レベルで変動する変数を用いており、さらに誤差項 ϵ_{ijt} は同一の都道府県内であれば相関すると考えられるため ($Cov(\epsilon_{ijs}, \epsilon_{hjt}) \neq 0$ where $i \neq h, s \neq t$)、銘柄レベルで推定した標準誤差は過小になると考えられる (Cameron and Miller (2015))。そこで都道府県レベルでのクラスタによる頑健な標準誤差を用いることで対処する。次節では推定から得られた結果について議論する。

¹⁴ 年月ダミーとは、各年度各月で作成したダミー変数である。例えば、ある銘柄が2007年4月に発行されたのであれば、当年当月に1をそれ以外に0をとるダミー変数となる。つまり、同じ月に発行された銘柄であっても年度が異なれば効果が異なることを許容するため、年度ダミーよりも詳細に時間効果を統制することができる。

4. 推定結果

4.1. 基本モデルの推定結果

全年限の市場公募債を用いて推定を行った結果は表3である。(1)から(4)は域内市町村の債務残高対GDP比を除外した場合、(5)から(8)は挿入した場合である。また、都道府県の財政状態を表す都道府県債務残高対GDP比や財政指標などは一部や全てを統制する等の特定化を行い推定モデルが頑健であることを確認している。具体的には、都道府県債務残高対GDP比のみを統制する場合((1)および(5))、財政指標のみを統制する場合((2)および(6))、都道府県債務残高対GDP比に加えて債務残高に影響を受けると考えられる実質公債費比率および経常収支比率以外の財政指標を統制する場合((3)および(7))、都道府県債務残高対GDP比および全ての財政指標を統制する場合((4)および(8))の特定化を行っている。

注目する変数である市町村の債務残高対GDP比は(5)から(8)に含まれているが、どの特定化でも有意に正となっていることが分かる。また、当該変数を含まない(1)から(4)の特定化と(5)から(8)の特定化を、それぞれ他の変数の推定値について比較しても推定値の傾向にはそれほど変化がないため、当該変数が他の変数を代理した効果を捉えているとは考えにくく推定値は頑健であるといえる。

次に他の変数について確認する。都道府県の債務残高対GDP比の係数の推定値については、市町村の債務残高対GDP比と同様に課税ベースに対する債務の規模を表す変数であるため2節での垂直的な外部性の議論から符号が正になると考えられるが、実際には負の傾向が観察される。また、債務に関する実質公債費比率や経常収支比率の係数は、経常収支比率については有意に正の傾向が観察されるものの、実質公債費比率については有意ではなく符号も安定的でない。このような傾向が観察される理由としては、ストック変数である債務残高やそれに依存する財政指標の影響は、都道府県の時間を通じた個別効果の一部が吸収されてしまっているためだと考えられる。実際、都道府県の個別効果を統制しない場合の推定結果(付表2)では、都道府県の債務残高対GDP比の係数は有意でないものの正の傾向に転じ、かつ実質公債費比率および経常収支比率の係数は有意に正の符号が観察される¹⁵。

次に都道府県の財政変数である、都道府県支出金対GDP比、地方交付税対GDP比および国庫支出金対GDP比について確認すると、ほとんどのモデルで有意な値は得られておらず利回りに影響を与えていないと考えられる。ただし、都道府県支出金対GDP比については若干ではあるが有意に正になる傾向が観察されるため、都道府県から市町村への財政移転が増加すると都道府県の負担が増加するために利回りが上昇すると解釈できる。他の財政指標については、財政力指数及び自主財源比率は有意ではないものの負の傾向が観察

¹⁵ 都道府県の個別効果を統制しない付表2の推定結果においても、市町村債務残高対GDP比は有意に正の符号が観察されており頑健な結果となっていることが確認できる。

されており、財政力や自主財源が大きく財政基盤が安定した自治体ほど発行利回りが低いと考えられる。

銘柄属性に関する変数の推定値は、発行額および国債金利の係数についてはそれほど有意になっていないが正となる傾向が観察される。発行額の推定値が正であることは、流動性を一定としたときに、より大きい発行額を一度に消化するためには追加的にプレミアムが必要となることを示唆している。また、国債金利の係数については地方債金利よりも通常低いため、相対的にどの程度高い利回りが要求されるのかを示している。銘柄の流動性指標については、当該銘柄の発行額が発行月の総発行額に対して大きくなるほど流動性のある銘柄と解釈できるから、有意ではないが負の傾向が観察されると考えられる¹⁶。最後に、課税ベースの大きさを表す指標として統制した課税対象者一人当たり課税所得額は有意になっておらず利回りに重要な影響を与えていないようである。

推定結果の頑健性分析では、全ての償還年限の銘柄を用いた場合、被説明変数を対国債スプレッドとした場合の推定も行ったが、域内市町村の債務残高対 GDP 比は有意に正の傾向が観察された（付表 3, 4）。また、他の変数に関しても推定値の大きさは異なるものの符号については概ね同様の傾向が観察された。

以上から、都道府県域内に存在する市町村の債務残高対 GDP 比が上昇すると、都道府県の発行する市場公募債の発行利回りが上昇する傾向にあり、その大きさは表 3 の推定結果を利用すると域内の市町村の債務残高対 GDP 比が 1%ポイント上昇すると 1.6-1.9bp 程度発行利回りが上昇することが明らかになった¹⁷。都道府県ごとの観測数での加重平均で考えると、債務残高の加重平均は 2.45 兆円、GDP は 28.98 兆円であるから、GDP を一定にしたときに 245 億円程度市町村の債務残高が上昇すると、発行利回りが 1.6-1.9bp 上昇すると解釈できる。

¹⁶ 銘柄属性に関する変数の係数が有意となっていない理由については、10年債のみに限定して分析を行っているために銘柄属性のばらつきが小さくなっていること、年月ダミーを統制することで銘柄に関するマクロ的な要因を捉えていること等が理由として挙げられる。実際、全ての年限の地方債を用いて分析を行った場合や年月ダミーではなく年ダミーを利用して推定を行った場合には銘柄属性に関する変数の係数は有意へと転じる傾向にある。

¹⁷ ここではあくまで参考値程度に示していることに注意されたい。

表 3 推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り
市町村債務残高対 GDP 比					191.621*	166.870*	180.300**	195.925*
					(72.250)	(61.112)	(65.212)	(71.706)
都道府県債務残高対 GDP 比	-51.924		-62.175	-50.084	-93.168*		-97.419+	-92.532
	(41.321)		(51.825)	(56.137)	(41.297)		(54.167)	(59.966)
国債金利 (bp)	0.385+	0.438+	0.415+	0.430+	0.373+	0.430+	0.399+	0.415+
	(0.199)	(0.220)	(0.225)	(0.224)	(0.199)	(0.218)	(0.222)	(0.221)
発行額 (億円)	0.006	0.006	0.006	0.005	0.006	0.007*	0.006	0.006
	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)
流動性指標	-10.611	-15.556	-9.600	-12.036	-9.283	-18.730	-8.593	-12.779
	(17.338)	(15.117)	(17.349)	(16.177)	(16.228)	(13.646)	(16.735)	(14.611)
償還年限	-	-	-	-	-	-	-	-
課税対象者一人当たり課税所得 (千円)	-0.016	-0.008	-0.010	-0.008	-0.011	-0.003	-0.006	-0.003
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.009)	(0.010)	(0.010)
都道府県支出金対 GDP 比	66.878	107.927	163.519+	124.506	89.491	95.524	169.167*	123.994+
	(76.114)	(87.657)	(92.781)	(90.054)	(73.868)	(72.602)	(73.695)	(70.824)
地方交付税対 GDP 比	217.166	168.724	129.874	223.514	67.357	31.502	1.758	108.835
	(268.216)	(242.641)	(244.262)	(223.811)	(243.851)	(228.681)	(232.473)	(214.207)
国庫支出金対 GDP 比	-37.363	-53.338	-48.374	-55.732	-19.531	-35.697	-30.102	-37.048
	(54.921)	(55.490)	(57.064)	(55.577)	(48.796)	(47.994)	(51.111)	(48.851)
財政力指数		-2.720	-2.557	-1.421		-3.527	-2.573	-1.267
		(2.900)	(3.797)	(3.603)		(2.877)	(4.024)	(3.557)
実質公債費比率		-0.100		-0.013		-0.130+		0.025
		(0.081)		(0.120)		(0.075)		(0.115)
経常収支比率		0.154+		0.139+		0.192*		0.172*
		(0.087)		(0.072)		(0.092)		(0.076)
自主財源比率		-15.211	-22.652+	-17.421		-9.066	-18.944+	-12.079
		(12.144)	(12.603)	(11.608)		(9.532)	(10.956)	(9.158)
定数	164.792**	120.868*	158.012**	129.972*	133.681**	82.900	128.664*	93.110+
	(44.055)	(50.670)	(51.072)	(52.372)	(42.726)	(48.894)	(49.193)	(50.254)
発行年月ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
銘柄年限	10年のみ	10年のみ	10年のみ	10年のみ	10年のみ	10年のみ	10年のみ	10年のみ
観測数	883	883	883	883	883	883	883	883
決定係数	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994
クラスタ数	30	30	30	30	30	30	30	30

注) 1) 筆者作成。2) ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1. 3) 都道府県レベルでのクラスタによる頑健な標準誤差を用いている。4) 発行年限が10年の地方債のみを用いている。被説明変数は発行利回り、都道府県レベルの固定効果について統制を行った場合の推定結果である。

4.2. 債務残高の大きさに関する効果の異質性

2 節では、都道府県とその域内市町村との間で課税ベースが重複している場合、課税ベースに対する市町村の債務残高が都道府県の発行する市場公募債の発行利回りを上昇させる（公債漏出が生じている）のであれば、垂直的な外部性が都道府県と域内市町村の間で発生することを議論した。そこで、この小節では実際に重複課税が公債漏出に影響を与えているのかを分析する。もし、課税ベースの重複が原因で公債漏出が生じているのであれば、重複する税収が歳入に占める割合が高い自治体ほど重複課税に依存した歳入構造を持っているため漏出の影響は大きいと考えられる。自治体間でこの効果の異質性が存在するかを検証するために、都道府県の重複課税からの税収が総歳入に占める割合（重複税収対総歳入比）を変数として作成し、市町村の債務残高対 GDP 比との交差項をとって推定を行った。さらに結果の頑健性を確かめるためにも、他の財政変数と同様に前年度の都道府県の GDP で割った変数（重複税収対 GDP 比）を用いた分析も行った。表 1 によれば特に住民税と法人税について課税ベースの重複が生じているから、個人住民税と法人住民税および法人事業税を重複課税からの税収と考えて変数を作成している¹⁸。

表 4 では交差項を入れた場合の推定結果を交差項に関わる変数のみ示している¹⁹。コントロール変数の選択については、(1)および(5)は表 3 における(5)に対応、同様に(2)および(6)は(6)、(3)および(7)は(7)、(4)および(8)は(8)に対応している。また、(1)から(4)は債務残高対 GDP 比と重複税収対総歳入比の交差項を入れた場合の推定結果、(5)から(8)は債務残高対 GDP 比と重複税収対 GDP 比の交差項を入れた場合の推定結果である。債務残高対 GDP 比と重複税収対総歳入比の交差項を入れたモデルでは交差項の推定結果は全て正であり、10%有意となっているモデルも存在するが基本的には有意な結果が得られている。したがって、財政が重複課税からの歳入により依存するほど域内市町村の財政悪化の影響を受けるという傾向が観察される。さらに、債務残高対 GDP 比と重複税収対 GDP 比の交差項の推定結果についても確認すると、全てのモデルで有意に正となっていることから、重複課税の大きさが公債漏出の程度に有意に影響を及ぼしていると考えられる。また、交差項を入れたモデルについて、全年限の銘柄を用いた場合や、被説明変数を対国債スプレッドとした場合の推定も行ったが推定値の傾向は変化しなかった。

以上から、市町村の債務残高対 GDP 比の限界効果は重複税収対総歳入比の増加に対して正の傾向をとっていることが明らかになった。つまり、域内の市町村と重複する課税ベースにより大きく依存した歳入構造の団体ほど市町村の財政状態からの影響を受けやすい

¹⁸ 他の財政変数と同様全て前年度の値を用いている。また、市町村の法人住民税の課税ベースは国の法人税の支払額であるが、実質的な課税ベースは法人所得となっているから、都道府県の法人事業税と課税ベースが重複していると考えられる。

¹⁹ その他の変数の推定値については、交差項を含まないモデルでの推定値と概ね同様であったため省略している。

と解釈でき、課税ベースの重複の程度が域内市町村から都道府県への公債漏出に関係していることが示唆される。

表 4 推定結果：交差項含むモデル

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り
市町村債務残高対 GDP 比	133.019+ (75.171)	122.084 (76.539)	133.692+ (74.634)	151.801+ (86.953)	129.427+ (64.354)	75.222 (68.709)	118.810+ (65.868)	108.644 (82.626)
重複税収対総歳入比	-51.109** (14.901)	-36.361 (23.027)	-45.586** (15.253)	-35.603 (23.516)				
(市町村債務残高対 GDP 比) × (重複税収対総歳入比)	370.237** (132.455)	308.802+ (156.911)	352.627* (132.334)	269.790+ (156.111)				
重複税収対 GDP 比								
(市町村債務残高対 GDP 比) × (重複税収対 GDP 比)								
銘柄年限	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ
観測数	883	883	883	883	883	883	883	883
決定係数	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994
クラスタ数	30	30	30	30	30	30	30	30

注) 1) 筆者作成. 2)** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1. 3) 都道府県レベルでのクラスタによる頑健な標準誤差を用いている. 4) 各推定モデルでの他のコンントロール変数は省略した. コントロール変数の選択については, (1)および(5)は表 3 における(5)に対応, 同様に(2)および(6)は(6), (3)および(7)は(7), (4)および(8)は(8)に対応する. 5) 「重複税収対総歳入比」は前年度の個人住民税, 法人住民税および法人事業税が前年度の都道府県の総歳入に占める割合, 「重複税収対 GDP

5. おわりに

本稿では、都道府県の発行する市場公募債に対する分析を通じて、域内市町村の財政状態の悪化が市場公募債の発行利回りを上昇させることを明らかにした。この影響の大きさを計算したところ、あくまでも目安であることに注意は必要であるが、都道府県のGDPを一定にしたときに245億円程度市町村の債務残高が上昇すると、発行利回りが1.6-1.9bp上昇するという規模であった。平均の発行利回りは約115.21bpであるから、1.4-1.6%程度発行利回りが上昇するという計算になる。またそのメカニズムとして課税ベースの重複による域内市町村から都道府県への公債漏出を考え、実証分析では、都道府県の総歳入に占める重複する課税ベースからの税収が上昇するほど、市町村の債務残高対GDP比が発行利回りに与える限界効果が大きくなることを示した。つまり、域内の市町村と重複する課税ベースにより大きく依存した歳入構造の団体ほど市町村の財政状態からの影響を受けやすいと解釈でき、課税ベースの重複が域内市町村から都道府県への公債漏出に関係していることが示唆される。課税ベースの重複による公債漏出の存在は、Greer (2015)が議論しているように垂直的な債務外部性を発生させることで社会的には過大な債務発行が行われる可能性がある。

また公債漏出の文脈で議論されているように、都道府県の市場公募債による資金調達コストが個別の自治体の信用力だけでなく他の自治体の信用力も反映する場合、各自治体の財政責任が不透明になり市場による自治体の規律付けが十分に機能しないという問題が発生すると考えられる。発行の自由化を推進し市場メカニズムを活用することで、資金調達・管理をめぐる自治体の財政責任を明確化するという近年の地方債制度改革の意図は十分に達成されていない可能性がある。問題を解決・軽減する政策的な手段として、重複課税の削減、協調的な債務発行や共同発行等が考えられるだろう。

次に本稿の分析での限界について議論する。本稿では都道府県の市場公募債に注目して分析を行ったが、実際に都道府県が発行する地方債は市場公募債だけでなく銀行等引受債や政府資金を通じた地方債等が存在する。これらの地方債についても本稿と同様の分析結果が得られるかどうかは、観察された結果が真に公債漏出によるものであることを補強する上で重要である。また、本稿では市町村の財政状態が都道府県の市場公募債の発行利回りに与える影響を検証しているが、同様の影響は逆の方向にも働いている可能性がある。本稿ではこのような逆因果に基づく内生性の問題に対処するために石川(2007)、石田(2012)等の既存研究の方法に従い、債務残高等を含めた市町村および都道府県の財政変数について前年度の値を用いて推定を行っている。しかし、自治体が将来期待される利回りに基づいて発行額の意思決定を行っている場合には内生性の問題は解決できていない。その場合市町村の債務残高について適切な操作変数を用いて推定することが望ましい。また、逆の方向についても検証することも本稿で考えているメカニズムの存在をより確かにするうえで重要である。市町村のうち市場公募債を発行する団体は政令指定都市等に限られている

ため分析が困難であるが，他の銀行等引受債を利用することで同様の分析が可能になるかもしれないため今後の課題としたい。

参考文献

1. 足立伸 (2006) 「地方債に対する国の暗黙の保証」『PRI Discussion Paper Series』, 財務省財務総合政策研究所.
2. 石川達哉 (2007) 「市場公募地方債の流通利回りと信用リスク」『ニッセイ基礎研究所・経済調査レポート』2007-01, ニッセイ基礎研究所.
3. 石田三成 (2014) 「北海道内市町村における銀行等引受債の金利に関する実証分析—地域金融機関による寡占の弊害と公的資金の役割の検証」『社会保障・税一体改革後の日本財政 (財政研究第 10 巻)』, 有斐閣, 224-241 頁.
4. 江夏あかね (2007) 『地方債投資ハンドブック』, 財経詳報社.
5. 田中宏樹 (2012) 「地方債をめぐる自治体間信用連関: 市場公募債パネルデータを用いた実証分析」『証券経済研究』第 78 号, 日本証券経済研究所, 69-79 頁.
6. 中里透 (2008) 「財政収支と債券市場--市場公募地方債を対象とした分析」『日本経済研究』第 58 号, 日本経済研究センター, 1-16 頁.
7. 深澤映司 (2017) 「地方税制の抜本改革をめぐる論点整理: 課税自主権拡大と租税外部効果の観点から」『レファレンス』第 794 号, 国立国会図書館, 29-47 頁.
8. Bernoth, K., Von Hagen, J., and Schuknecht, L., 2006. "Sovereign risk premiums in the European government bond market," *Journal of International Money and Finance*, Vol.31(5), pp.975-995.
9. Besley, T. J., and Rosen, H. S., 1998. "Vertical externalities in tax setting: evidence from gasoline and cigarettes," *Journal of Public Economics*, Vol.70(3), pp.383-398.
10. Borck, R., Fossen, F. M., Freier, R., and Martin, T., 2015. "Race to the debt trap?-Spatial econometric evidence on debt in German municipalities," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.53, pp.20-37.
11. Cameron, A. C., Miller, D. L., 2015. "A practitioner's guide to cluster-robust inference," *Journal of Human Resources*, Vol.50(2), pp.317-372.
12. Capeci, J., 1991. "Credit risk, credit ratings, and municipal bond yields: a panel study," *National Tax Journal*, Vol.44(4), pp.41-56.
13. Capeci, J., 1994. "Local fiscal policies, default risk, and municipal borrowing costs," *Journal of Public Economics*, Vol.53(1), pp.73-89.
14. Devereux, M. P., Lockwood, B., and Redoano, M., 2007. "Horizontal and vertical indirect tax competition: Theory and some evidence from the USA," *Journal of Public Economics*, Vol.91(3), pp.451-479.
15. Esteller-Moré, A., and Rizzo, L., 2011. "(Uncontrolled) Aggregate shocks or vertical tax interdependence? Evidence from gasoline and cigarettes," *National Tax Journal*, Vol.64(2), pp.353-380.

16. Faini, R., 2006. "Fiscal policy and interest rates in Europe," *Economic Policy*, Vol.21(47), pp.443-489.
17. Feld, Lars. P., Kalb, A., Moessinger, M. D., and Osterloh, S., 2017. "Sovereign bond market reactions to no-bailout clauses and fiscal rules–The Swiss experience," *Journal of International Money and Finance*, Vol.70, pp.319-343.
18. Flowers, M. R., 1988. "Shared tax sources in a Leviathan model of federalism," *Public Finance Quarterly*, Vol.16(1), pp.67-77.
19. Greer, R. A., 2015. "Overlapping local government debt and the fiscal common," *Public Finance Review*, Vol.43(6), pp.762-785.
20. Hattori, T, and Miyake, H., 2015. "Empirical Analysis of Yield Determinants in Japan's Municipal Bond Market: Does Credit Risk Premium Exist?," MPRA Paper, No.67127. (<https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/67127>)
21. Hayashi, M., and Boadway, R., 2001. "An empirical analysis of intergovernmental tax interaction: the case of business income taxes in Canada," *Canadian Journal of Economics*, Vol.34(2), pp.481-503.
22. Jensen, R., & Toma, E. F., 1991. "Debt in a model of tax competition," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21(3), pp.371-392.
23. Johnson, W. R., 1988. "Income redistribution in a federal system," *The American Economic Review*, Vol.78(3), pp.570-573.
24. Landon, S., and Smith, C. E., 2000. "Government debt spillovers and creditworthiness in a federation," *Canadian Journal of Economics*, Vol.33(3), pp.634–661.
25. Landon, S., and Smith, C. E., 2007. "Government debt spillovers in a monetary union," *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol.18(2), pp.135-154.
26. Leprince, M., Madiès, T., and Paty, S., 2007. "Business tax interactions among local governments: an empirical analysis of the French case," *Journal of Regional Science*, Vol.47(3), pp.603-621.
27. Matsumoto, M., 2011. "Strategic debt/surplus policy under vertical fiscal competition," *The Ritsumeikan Economic Review*, Vol.59(6), pp.665-682.
28. Schuknecht, L., Von Hagen, J., and Wolswijk, G., 2009. "Government risk premiums in the bond market: EMU and Canada," *European Journal of Political Economy*, Vol.25(3), pp.371-384.
29. Turnbull, G. K., and Djoundourian, S. S., 1993. "Overlapping jurisdictions: Substitutes or complements?," *Public Choice*, Vol.75(3), pp.231-245.
30. Van Hecke, A., 2013. "Vertical debt spillovers in EMU countries," *Journal of International Money and Finance*, Vol.37, pp.468-492.

31. Wu, Y., and Hendrick, R., 2009. "Horizontal and vertical tax competition in Florida local governments," *Public Finance Review*, Vol.37(3), pp.289-311.

付表 1 変数の定義および出典

変数名	定義	出典
発行利回り	(年利子負担(クーポン) + 年あたりのディスカウントプレミアム) / 額面価格	地方債新証券コード銘柄検索(地方債協会ウェブページ)
30 営業日国債利回り	銘柄発行前日から過去 30 営業日の国債平均利回り(注: 年限は銘柄と対応させ)	国債金利情報(財務省ウェブページ)
市町村債務残高対 GDP 比	域内市町村の期初地方債残高総和/前年度名目 GDP	地方財政状況調査(総務省), 県民経済計算(内閣)
発行額	銘柄発行額	地方債新証券コード銘柄検索(地方債協会ウェブページ)
流動性指標	銘柄発行額/発行月の市場公募債発行額の総和	地方債新証券コード銘柄検索(地方債協会ウェブページ)
償還年限	銘柄償還年限	地方債新証券コード銘柄検索(地方債協会ウェブページ)
都道府県債務残高対 GDP 比	期初地方債残高/前年度名目 GDP	地方財政状況調査(総務省), 県民経済計算(内閣)
都道府県支出金対 GDP 比	前年度都道府県支出金/前年度名目 GDP	地方財政状況調査(総務省)
地方交付税対 GDP 比	前年度交付税額/前年度名目 GDP	地方財政状況調査(総務省)
国庫支出金対 GDP 比	前年度国庫支出金額/前年度名目 GDP	地方財政状況調査(総務省)
財政力指数	前年度財政力指数	都道府県決算状況調(総務省)
実質公債費比率	前年度実質公債費比率	都道府県決算状況調(総務省)
経常収支比率	前年度経常収支比率	都道府県決算状況調(総務省)
自主財源比率	前年度自主財源額/前年度歳入総額	都道府県決算状況調(総務省)
課税対象者一人当たり課税	前年度都道府県住民税課税所得/前年度都道府県住民税課税対象者数	統計でみる都道府県(総務省)
重複税収対総歳入比	(前年度個人住民税と法人住民税の税収和) / 前年度総歳入	地方財政状況調査(総務省)
重複税収対 GDP 比	(前年度個人住民税と法人住民税の税収和) / 前年度名目 GDP	地方財政状況調査(総務省)

1) 筆者作成.

付表 2 都道府県ダミーを除いた場合の推定結果

	(1) 発行利回り	(2) 発行利回り	(3) 発行利回り	(4) 発行利回り	(5) 発行利回り	(6) 発行利回り	(7) 発行利回り	(8) 発行利回り
市町村債務残高対 GDP 比					23.474**	13.338*	21.160**	13.356*
都道府県債務残高対 GDP 比	18.168 (11.268)		23.265*	-2.712 (10.271)	(7.917) (11.866)	(5.797)	(6.791) (10.156)	(5.924) (10.234)
国債金利 (bp)	0.369 (0.245)	0.386+ (0.206)	0.343 (0.218)	0.388+ (0.208)	0.361 (0.243)	0.381+ (0.208)	0.344 (0.215)	0.383+ (0.209)
発行額 (億円)	0.012** (0.004)	0.013** (0.003)	0.010* (0.004)	0.014** (0.003)	0.013** (0.004)	0.013** (0.003)	0.010* (0.004)	0.013** (0.004)
流動性指標	-29.964+ (16.045)	-24.883* (10.455)	-19.954 (14.135)	-25.553* (10.409)	-18.734 (16.313)	-19.446+ (11.239)	-13.173 (14.392)	-20.157+ (11.386)
償還年限								
課税対象者一人当たり課税所得 (千円)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.001)
都道府県支出金対 GDP 比	85.764 (118.846)	-36.046 (60.504)	31.951 (94.495)	-43.597 (48.756)	37.574 (73.146)	-53.857 (54.510)	-13.545 (56.962)	-61.975 (41.683)
地方交付税対 GDP 比	-87.724+ (49.031)	-14.456 (17.300)	138.397** (39.177)	-3.849 (42.374)	-87.481* (41.562)	-17.954 (15.312)	-117.306** (34.527)	-6.590 (39.874)
国庫支出金対 GDP 比	-23.147 (33.723)	-7.462 (14.741)	3.013 (30.126)	-8.476 (15.301)	-14.095 (24.189)	-3.706 (13.769)	7.457 (24.506)	-4.788 (14.550)
財政力指数		-4.586** (1.532)	-7.128** (1.318)	-4.548** (1.606)		-3.573* (1.664)	-5.232** (1.393)	-3.531+ (1.761)
実質公債費比率		0.183* (0.069)		0.195* (0.086)		0.147* (0.066)		0.159+ (0.082)
経常収支比率		0.196** (0.068)		0.197** (0.069)		0.183** (0.064)		0.184** (0.065)
自主財源比率		5.003 (5.991)	10.060 (8.294)	4.538 (6.259)		6.828 (5.552)	11.509 (7.027)	6.332 (6.069)
定数	115.581** (41.245)	87.015** (27.091)	116.774** (34.882)	86.795** (27.302)	112.307** (38.973)	87.622** (27.336)	113.358** (32.773)	87.387** (27.575)
発行年月ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県ダミー	No	No	No	No	No	No	No	No
銘柄年限	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ	10 年のみ
観測数	883	883	883	883	883	883	883	883
決定係数	0.993	0.994	0.994	0.994	0.993	0.994	0.994	0.994
クラスタ数	30	30	30	30	30	30	30	30

注) 1) 筆者作成。2) ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1。3) 都道府県レベルでのクラスタによる頑健な標準誤差を用いている。4) 被説明変数は発行利回り，都道府県レベルの固定効果については統制を行っていない場合の推定結果である。

付表 3 全年限を用いた場合の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り	発行利回り
市町村債務残高対 GDP 比					150.343** (53.187)	109.655+ (58.531)	133.357* (52.202)	150.284* (59.196)
都道府県債務残高対 GDP 比	-84.015+ (41.394)		-94.414+ (50.323)	-105.462+ (55.046)	121.414** (38.189)		-126.803* (52.436)	-136.350* (57.011)
国債金利 (bp)	0.933** (0.012)	0.932** (0.012)	0.933** (0.012)	0.932** (0.012)	0.934** (0.012)	0.932** (0.012)	0.933** (0.012)	0.932** (0.012)
発行額 (億円)	0.018+ (0.010)	0.022* (0.010)	0.018+ (0.010)	0.020+ (0.010)	0.018+ (0.010)	0.022* (0.011)	0.018 (0.011)	0.020+ (0.011)
流動性指標	-39.717* (19.303)	-53.366* (19.604)	-37.890+ (20.914)	-46.180* (19.653)	-36.639+ (21.172)	-52.945* (21.093)	-35.390 (22.509)	-43.497+ (21.535)
償還年限	0.682** (0.078)	0.701** (0.080)	0.690** (0.078)	0.699** (0.078)	0.684** (0.078)	0.704** (0.079)	0.690** (0.079)	0.702** (0.077)
課税対象者一人当たり 課税所得 (千円)	-0.009 (0.014)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.014)	-0.003 (0.012)	0.002 (0.012)	0.001 (0.012)	0.003 (0.012)
都道府県支出金対 GDP 比	71.646 (64.640)	134.089 (99.816)	172.883+ (88.902)	117.736 (98.546)	95.209 (66.714)	134.040 (96.310)	175.905* (78.217)	112.880 (86.422)
地方交付税対 GDP 比	267.024 (188.669)	213.461 (149.039)	164.024 (174.361)	251.372 (166.515)	186.342 (164.154)	170.554 (138.649)	110.383 (158.871)	203.672 (152.534)
国庫支出金対 GDP 比	267.024 (188.669)	213.461 (149.039)	164.024 (174.361)	251.372 (166.515)	186.342 (164.154)	170.554 (138.649)	110.383 (158.871)	203.672 (152.534)
財政力指数		-4.705 (3.744)	-2.874 (3.725)	-1.623 (4.140)		-4.559 (3.878)	-2.112 (3.674)	-0.520 (4.321)
実質公債費比率		-0.010 (0.072)		0.172 (0.103)		-0.060 (0.076)		0.156 (0.108)
経常収支比率		0.217+ (0.115)		0.180+ (0.100)		0.247* (0.114)		0.210* (0.099)
自主財源比率		-9.862 (11.335)	-21.903+ (12.107)	-14.525 (11.163)		-5.009 (9.371)	-18.110 (11.934)	-9.240 (9.308)
定数	55.800 (42.594)	8.299 (55.135)	50.183 (42.671)	24.371 (53.804)	24.413 (34.666)	-20.807 (44.532)	23.925 (35.851)	-10.811 (44.956)
発行年月ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
銘柄年限	全年限	全年限	全年限	全年限	全年限	全年限	全年限	全年限
観測数	1,683	1,683	1,683	1,683	1,683	1,683	1,683	1,683
決定係数	0.987	0.987	0.987	0.987	0.987	0.987	0.987	0.987
クラスタ数	35	35	35	35	35	35	35	35

注) 1) 筆者作成. 2) ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1. 3) 都道府県レベルでのクラスタによる頑健な標準誤差を用いている. 4) 全ての発行年限の地方債を用いている. 被説明変数は発行利回り, 都道府県レベルの固定効果について統制を行った場合の推定結果である.

付表 4 被説明変数を対国債スプレッドとした場合の推定結果

	(1) 発行利回り	(2) 発行利回り	(3) 発行利回り	(4) 発行利回り	(5) 発行利回り	(6) 発行利回り	(7) 発行利回り	(8) 発行利回り
市町村債務残高対 GDP 比					233.977*	205.344**	222.664**	238.255**
都道府県債務残高対 GDP 比	-48.437 (35.723)		-53.176 (44.648)	-53.499 (52.882)	(85.942) (39.774)	(72.905)	(75.695) (50.726)	(81.863) (55.678)
発行額 (億円)	0.009+ (0.005)	0.010+ (0.006)	0.009+ (0.005)	0.009 (0.006)	0.009* (0.004)	0.011* (0.004)	0.009* (0.004)	0.010* (0.004)
流動性指標	-3.367 (16.858)	-9.375 (19.382)	-2.212 (16.405)	-5.687 (18.766)	-1.898 (13.794)	-13.368 (14.841)	-1.167 (14.085)	-6.772 (14.141)
償還年限	-	-	-	-	-	-	-	-
課税対象者一人当たり課税所得 (千円)	-0.023* (0.011)	-0.014 (0.010)	-0.016 (0.010)	-0.015 (0.011)	-0.017 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.011 (0.011)	-0.009 (0.011)
都道府県支出金対 GDP 比	154.025 (101.476)	214.208+ (124.101)	258.174+ (128.563)	231.900+ (125.275)	181.459+ (91.204)	198.925+ (100.424)	265.170* (99.241)	231.195* (92.685)
地方交付税対 GDP 比	232.847 (270.097)	153.642 (243.416)	136.517 (249.525)	211.815 (221.895)	49.163 (238.382)	-15.646 (230.391)	-22.941 (237.301)	71.381 (207.162)
国庫支出金対 GDP 比	-52.340 (55.897)	-67.789 (58.281)	-65.399 (59.459)	-70.305 (57.909)	-30.440 (48.193)	-46.030 (49.105)	-42.700 (51.202)	-47.479 (48.660)
財政力指数		-4.832 (3.514)	-4.184 (3.972)	-3.446 (3.939)	0.046 (0.149)	-5.826+ (3.384)	-4.214 (4.063)	-3.265 (3.812)
実質公債費比率		-0.047 (0.099)		0.046 (0.149)		-0.084 (0.093)		0.092 (0.135)
経常収支比率		0.121 (0.092)		0.105 (0.079)		0.167 (0.099)		0.145 (0.086)
自主財源比率		-17.667 (14.517)	-24.171 (15.008)	-20.049 (14.114)		-10.132 (11.050)	-19.652 (12.416)	-13.598 (10.642)
定数	101.066** (34.684)	68.734+ (40.287)	94.889* (35.689)	77.236+ (40.814)	60.780+ (33.142)	20.527 (42.354)	55.605 (35.390)	29.485 (44.018)
発行年月ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
銘柄年限	10 年債	10 年債	10 年債	10 年債	10 年債	10 年債	10 年債	10 年債
観測数	883	883	883	883	883	883	883	883
決定係数	0.850	0.852	0.852	0.853	0.856	0.857	0.857	0.858
クラスタ数	30	30	30	30	30	30	30	30

注) 1) 筆者作成. 2) ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1. 3) 都道府県レベルでのクラスタによる頑健な標準誤差を用いている. 4) 発行年限が 10 年の地方債のみを用いている. 被説明変数は対国債スプレッド, 都道府県レベルの固定効果について統制を行った場合の推定結果である.

第4章

資本化仮説と自治体合併*

－平成の大合併を例として－

1. はじめに

これまで多くの先進国では地方財政制度の改革の一つとして地方政府や地方自治体の合併が推進されてきた。政策担当者が合併を行う目的は一般的に、公共サービス生産における人口に関する規模の経済¹を得ることであり、合併を通じて財政を統合させることにより地方自治体のコスト削減や効率化が達成できると考えられてきた (Blom-Hansen et al. 2016)²。これまでに多くの国々で地方自治体の合併が行われてきており、既存の実証研究ではそれらの合併改革について主に DID (差の差) 推定を用いて、地方自治体の合併が一人当たり換算した自治体の歳出を削減するかどうかを分析している。しかしその分析結果は統一的ではない。例えば、イスラエル (Reingewertz 2012) とデンマーク (Hansen et al. 2014) における分析では一人当たりの歳出が合併により減少するという結論を導いているが、逆に日本 (Hirota and Yunoue 2013, Miyazaki 2013)、スイス (Lüchinger and Stutzer 2002)、ドイツの Baden-Württemberg 州 (Fritz 2011) および Saxony 州 (Felix 2017) の改革を対象とする研究では増加するという結果を得ている。また、フィンランド (Moisio and Uusitalo 2013)、オランダ (Allers and Geertsema 2016)、ドイツの Brandenburg 州 (Blesse and Baskaran 2016) およびデンマーク (Blom-Hansen et al. 2016) の研究³では合併の効果は一人当たり歳出に有意な結果を及ぼしていない。

実際、人口に関する規模の経済が存在する場合であったとしても、理論的には必ずしも地方自治体の合併によって一人当たり歳出が削減されるとは限らない。Duncombe and Yinger (1993) によると、地方政府の費用関数における人口規模以外の「他のすべての変数」が一定に保たれるのであれば、一人当たり費用が減少している場合に規模の経済が存在することが示される。しかし、この「他のすべての変数」には、公共サービスの水準、投入

* 本章の論文は林正義教授 (東京大学) との共同研究である。

¹ この文脈での規模の経済とは、一人当たり歳出を変化させるという意味での人口に関する規模の経済である。公共部門の生産に関する他の規模の経済の議論については Duncombe and Yinger (1993) を参照されたい。

² 彼らは明確に言及していないが、オランダにおける 2007 年の合併改革を扱った Allers and Geertsema (2016) では合併による費用効率化が想定されている。また同様に、2000 年代にドイツの Brandenburg 州で行われた改革を扱った Blesse and Baskaran (2016) では、合併は小規模自治体の費用削減のための方法と考えられている。

³ しかしながら、ほとんどの既存研究では行政歳出を減少させるという結果を得ている (Fritz 2011, Blesse and Baskaran 2014, Blom-Hansen et al. 2014, Allers and Geertsema 2016)。

財の価格水準（地方公務員の賃金など）、公共サービスの生産技術（面積や人口構造）に影響を与える地域の特徴等が含まれている。明らかに自治体の合併は、人口規模だけでなくこれらの変数に様々な影響を与えてしまううえに、面積や人口構造も変化させてしまう。また、地方自治体の公務員の給与体系が合併前に異なっていた場合には、通常合併後の新自治体では統一される。さらに、合併は地域内の政治環境も変化させてしまうため (Elklit and Kjaer 2009, Kjaer et al. 2010, Hansen 2013, Lassen and Serritzlew 2011, Felix 2017, Yamada 2018)⁴、公共サービス供給の空間的な分布に影響を与えることも指摘されている (Steiner and Kaiser 2016, Allers and Geertsema 2016, Yamada 2018)⁵。加えて、合併によって財政規模が拡大することで上位政府から新たに権限が移譲されたり (Allers and Geertsema 2016)、自発的に供給する公共サービスの範囲を拡大させる効果 (zoo effect, Oates 1988) なども指摘されている。つまり、他の地方自治体と合併すれば公共サービス供給の費用効率を向上もしくは悪化させる新たな財政活動を導入する可能性がある (Hansen et al. 2014)。したがって、先行研究で行われてきたように合併が一人当たり地方政府歳出をどのように変化させるかを分析するだけでは、厚生評価は当然のこと、人口に関する規模の経済を識別することは容易ではない。既存研究のように一人当たり歳出の変化それ自体を分析することは重要ではあるが、誘導形での分析となっているため合併の効果について明確な経済的解釈を行うことは困難である (Weese 2015)。

本研究では、市町村合併の効果を評価するために既存研究が利用している一人当たり歳出ではなく土地価格を結果変数として利用し、資本化仮説の理論に基づいて分析を行った⁶。本研究でも誘導形による推定値を得ることしかできないが、合併が土地価格に与える影

⁴ 既存研究では、自治体の合併は以下の点に影響を及ぼすことを議論している。選挙行動 (Elklit and Kjaer 2009, Felix 2017, Van Houwelingen 2017)、特定の評議員の発言力 (Kjaer et al. 2010)、政治への信認度 (Hansen 2013)、政治の内的有効感 (どの程度政治に対する理解と参加が可能と住民が考えているか, Lassen and Serritzlew 2011)、自治体内における議決権の空間的な分布 (Yamada 2018) である。

⁵ Steiner and Kaiser (2016)はスイスの自治体の分析で公共サービス供給が変化したという結果を得ているが、オランダの自治体を分析した Allers and Geertsema (2016)ではそうした結果は得られていない。一方、日本の自治体を分析対象とした Yamada (2016)では、公共サービス供給が減少するとしている。また、共有地の効果が公共サービス供給に影響を与える可能性も考えられる。合併前に債務発行を通じた資金調達を行っても合併後の自治体では債務負担は分散するため、自治体は事前に歳出を増加させ公共サービス水準を引き上げる行動をとる (Hinnerich 2009, Jordahl and Liang 2009, Blom-Hansen 2010, Hansen 2014, Saarimaa and Tukiainen 2015)。

⁶ 資本化仮説は政策を評価する様々な既存研究で用いられてきた。例えば、地方税 (Oates 1969 等)、開発者負担金 (Ihlanfeldt and Shaughnessy 2004 等)、公立学校 (Nguyen-Hoang and Yinger 2011 等)、インフラ (Haughwout 2002 等)、政府間財政移転 (Hilber et al. 2011 等)、債務政策 (Banzhaf and Oates 2008 等) などである。しかし、自治体合併の効果については基本的に米国の学区を対象とした研究しか行われてこなかった (Bransington 1997, Hu and Yinger 2008, Duncombe et al. 2016)。Allers and Geertsema (2016)はオランダにおいて自治体合併が住宅価格に与える影響を分析しているが、住宅価格を公共サービス水準の代理変数として見做す

響を観察することによって、一人当たり歳出を観察する研究とは対照的に厚生評価を行うことが可能である。資本化仮説の枠組みでのちに示すように、誘導形の回帰式から合併の純便益の大きさに相当する十分統計量 (Chetty 2009) を得られることが分かる。

本研究では日本の平成の大合併の期間に行われた市町村合併を対象として分析を行う⁷。1990年代後半から2000年代にかけて、国は地方自治体に対して合併に対する様々なインセンティブを提供する行うことによって自治体の合併を推進した。その結果、地方自治体の数は1999年度末の3,229団体から2010年度末の1,727団体までに約47%減少した。この大規模な合併の効果を評価するために、本研究では国土交通省が提供する土地に関する筆（個々の土地区画）単位の大規模なデータを利用する。このデータは、日本の土地価格に関するデータの中で最も包括的なものであり、同一地点の継続した調査、調査範囲の広さ、筆単位の情報が得られることなどから、他国の類似データよりも優れているとされる (Nakagawa et al. 2009)。2000年代に行われた大規模な地方自治体合併と筆単位の価格に関する大規模なデータを利用することで、自治体合併の厚生評価を行うことが可能である。

また、平成の大合併に注目することで2つの興味深い効果を分析することができる。1つ目は、市町村合併に対する期待の効果が存在するかどうかを検証することができる点である。個人が将来を予測して行動を行うのであれば、合併関連の情報にアクセスすることで政策変更を予測して行動を変化させると考えられる (Malani and Reif 2015)。平成の大合併の期間には多くの合併が行われており、かつ合併の過程で生じた出来事に関する情報が公表され、住民はその情報に注意を払っていたため、期待効果が存在するのかが検証することが可能である。

2つ目は、駆け込み合併の効果を分析することができる点である。合併に関する改革期間中、国は市町村に対して合併を促進させるための財政支援策などを行った。促進策は当初2004年度末で終了する予定であったが、2004年5月に2005年度末までに延長された。2004年度に合併を行った自治体は当初の予定通りに合併が行えた自治体である一方で、2005年度に合併を行った自治体は2004年度末までに予定通り合併が行えず、2005年度末までに駆け込み合併を行ったと考えられる。したがって、2004年度に合併を行った自治体と2005年度に合併を行った自治体との合併効果の違いを観察することで、駆け込み合併の効果を捉えることができる。

本稿の構成は以下である。第2節では、資本化仮説の理論を再検討し、自治体合併が行われる場合のモデルに拡張を行い、合併が土地価格に及ぼす影響についての解釈を議論する。また対応する回帰モデルについても提示する。第3節では、制度的な背景、利用する標本およびデータについて説明する。第4節では推定結果を示し、結果に基づいて議論を

ことで、合併が公共サービスに与える影響を分析している。

⁷ 日本では明治時代と昭和時代にもそれぞれ大規模な自治体合併が行われている。Weese et al. (2015)は明治に行われた自治体合併が厚生に与える影響を分析している。

行う。最後に5節で結論を述べる。

2. モデル

2.1. 概念的な枠組み

まず、地方自治体の合併の効果を評価するために資本化仮説の枠組みを利用することについて議論を行う。そのうえで、自治体の合併が地価に及ぼす影響を解釈するために、地代への資本化に関する標準的なモデルを拡張する。Hu and Yinger (2008)では Yinger et al. (1988)を基に米国の学区の統合を分析するためのモデルを構築している。しかし、本稿では自治体の平均的な住宅価格を用いるこれらの既存研究とは異なり、合併の効果を分析するために個々の土地区画に関するデータを利用するため、住民の異質性を考慮したうえで合併が個々の土地区画の価格に対して与える影響を解釈するためのモデルを提示することが重要であると考えられる。そこで、Rosen (1974)によるヘドニックモデルに対して Brueckner (1979, 1982)のように地方自治体を組み込みかつ Hu and Yinger のように自治体合併の効果を考慮したモデルを構築する。

地域内には異なるタイプの住民が存在し、タイプ*i*の住民は特徴 $\mathbf{q}_i = \text{vec}[q_{1i}, q_{2i}, \dots, q_{Bi}]$ の土地区画（もしくは住宅サービス）を地代 $R(\mathbf{q}_i)$ で消費する。効用関数は $U^i = U^i(x_i, \mathbf{q}_i; z, a)$ で、 x_i は基準財、 z は自治体の公共サービス水準、 a は地域の特徴である。個人は1単位の労働力を非弾力的に供給して、賃金 W_i を得て自治体に税 T_i を支払う。したがって、個人の予算制約は $x_i + R(\mathbf{q}_i) = W_i - T_i$ と表せる。小地域および開放地域の仮定の下で、タイプ*i*の移住均衡条件は、

$$U^i(W_i - T_i - R(\mathbf{q}_i), \mathbf{q}_i, z, a) = \psi_i \quad (1)$$

となる。ここで ψ_i はタイプ*i*の個人の均衡における外生的な効用水準である。(1)式を個々の土地区画の特徴である \mathbf{q}_i 以外の変数について全微分することで(2)式を得る。

$$dR = \frac{U_z^i}{U_x^i} dz + dW_i - dT_i + \frac{U_a^i}{U_x^i} da \quad (2)$$

資本化仮説の標準的なモデルでは公共サービス z 、地域環境 a （および自治体人口 n ）の変化は居住に関する選好や企業の生産性、自治体の税収等に影響を与える (Brueckner 1979, 1982, Roback 1982)。したがってこれらの変化は個人の賃金 W_i や税 T_i に影響するため、公共サービス z 、地域環境 a （および自治体人口 n ）の関数として書ける（つまり、 $W_i = w_i(z, a, n)$ および $T_i = t_i(z, a, n)$ ）。

ここで、ある自治体が他の自治体に併合される状況を考える。この併合によって、併合する自治体の人口 n と地域の特徴（特に面積） a が変化し、また政治的な環境が変化することで公共サービス水準も変化すると考えられる。合併（併合）を M で表すと、これらの変数は M の関数として $z = z(M)$ 、 $a = a(M)$ および $n = n(M)$ と書ける。Hu and Yinger (2008)に

従い、ここで M は連続的な変数で $z(\cdot)$, $a(\cdot)$ および $n(\cdot)$ は微分可能であると仮定している⁸。

以上から、賃金および税はそれぞれ $W^i = w^i(M) \equiv w^i(z(M), a(M), n(M))$, $T^i = \tau^i(M) \equiv t^i(z(M), a(M), n(M))$ と表せるので、合併が地代に与える影響は(3)式のようになる。

$$\frac{dR_i}{dM} = \frac{U_z^i}{U_x^i} \frac{dz}{dM} + \frac{dW_i - dT_i}{dM} + \frac{U_a^i}{U_x^i} \frac{da}{dM} \quad (3)$$

(3)式では、自治体合併が個々の土地区画の地代に与える影響は、合併に対する公共サービスの限界便益、税引き後賃金の増加および地域の特徴に関する限界便益で表現できることを示している。つまり、合併による個々の土地区画の地代の変化はその地点に居住する消費者が享受する便益の変化と等しい。

また(1)式より（付け値）地代関数は以下のように書ける。

$$R_i = R(\mathbf{q}_i, W_i - T_i, z, a, \psi_i). \quad (4)$$

(4)式に $z = z(M)$, $a = a(M)$, $n = n(M)$, $W^i = W^i(\cdot)$ および $T^i = T^i(\cdot)$ を代入することで誘導形として合併が地代に与える影響を表す(5)式を得る。

$$\begin{aligned} R_i &= \lambda^i(M, \mathbf{q}_i, \psi_i) \\ &\equiv r^i\{\mathbf{q}_i, W^i(z(M), a(M), n(M)) - T^i(z(M), a(M), n(M)), z(M), a(M)), \psi_i\}. \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式から、 z , a および n の合併後の変化が合併の影響にのみ依存する場合には、関数 $\lambda^i(\cdot)$ の M に関する係数はその土地区画に居住する個人の限界便益として解釈できる。

2.2. 回帰モデル

次に(3)式で示された自治体合併が地代に与える影響を推定するために、(5)式に相当する推定式を特定化する。分析対象となる期間では大規模な土地区画単位のパネルデータが得られるため、線形モデルは(6)式のように書ける。

$$\ln V_{i,t} = g(M_{i,t}) + \sum_b \gamma_b \cdot q_{i,t}^b + \sum_j \eta_j \cdot w_{m,t}^j + c_i + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

ここで $V_{i,t}$ は土地区画 i の t 年における価格、 $g(M_{i,t})$ は様々な合併効果のパターンを捉える項で、 $M_{i,t}$ はダミー変数、 $q_{i,t}^b$ は土地区画 i の t 年度における特徴を表す変数（(5)式の \mathbf{q} に相当）、 $w_{m,t}^j$ は土地区画 i が属する自治体 m （もしくは自治体 m が属するさらに広範囲）における j 番目の特徴変数、 c_i は時間を通じて一定な、個々の土地区画の持つ観測されない異質性、そ

⁸ ここで利用している M は Hu and Yinger (2008)が合併を表す変数として用いている C に対応する。

して $\epsilon_{i,t}$ は誤差項である．またギリシャ文字は全て推定されるパラメータである．(6)式の各変数，特に $g(\mathbf{M}_{i,t})$ および $w_{m,t}^j$ については以下で詳述する．

2.2.1. 市町村合併の効果

(3)式では合併が地代に与える微小な影響を表現しているが，実際には合併は連続的な変化ではなく離散的な変化である．したがって， $g(\mathbf{M}_{i,t})$ は合併による離散的な変化によって生じた地代の平均的な変化量であり，その値は合併による純便益として解釈できる．以下では合併の効果について，いくつかのパターンを考察する．

初めに，合併の効果が一定の最も単純な場合を考えると，

$$g(\mathbf{M}_{i,t}) \equiv \beta_0 \cdot M_{i,t} \quad (7a)$$

のように表現できる．ここで， $M_{i,t}$ は2値変数であり，年度 t における土地区画 i が2000年代に合併を行った自治体に属していれば1をとる．つまり， t_m を自治体 m が合併後の新自治体となった年度とすると， $M_{i,t}$ は年度 t (s.t. $t \geq t_m$)において土地区画 i が自治体 m に属していれば1となる．(7a)式で示された合併効果を，「一定事後効果」とする．

次に，(7a)式では合併の効果が年度 t_m 以降 β_0 で一定だと仮定しているが，効果が年度によって変動する場合も考えられる．そこで以下のようなラグを導入した特定化を考える．

$$g(\mathbf{M}_{i,t}) \equiv \beta_0 \cdot M_{i,t}^0 + \sum_{s=1}^S \delta_s \cdot M_{i,t-s}^0 \quad (7b)$$

ここで， S はパネルデータの長さとして合併のタイミングに依存した定数である．また， $M_{i,t}^0$ は年度 t において，土地区画 i が同年度 t に合併を行った自治体に位置する場合のみ1をとるという点で $M_{i,t}$ とは異なることに注意されたい．つまり， $M_{i,t}$ とは異なり，もし年度 t における土地区画 i が合併年度 t_m の前後（つまり $t \neq t_m$ ）においてその合併を行った自治体に位置していれば0となる．したがって， β_k ($k \geq 0$)は t_m 年より k 年後の合併効果を表すことになる．これを「変動事後効果」とする．

次に，個人が関連情報を得て将来を予測したうえで行動するのであれば，将来の政策変化を予測して行動を変える (Malani and Reif 2015)．実際，平成の大合併の時期における市町村合併では，合併が完了するまでに通常数年を要するうえに，その過程での情報はすぐに公開されており，かつ住民は自地域の合併に関して明らかに注目していたため，合併が予測されることはごく自然であると考えられる．このような場合，合併の効果は実際に合併が行われる以前に実現することになる．そこで Malani and Reif (2015)が提案した，有限期間における予測された効果をノンパラメトリックな形で推定する「quasi-myopic model」を利用する．予測効果は $M_{i,t}^0$ のリード項を導入することで捉えることになるが，ここでは以下2つの「quasi-myopic model」を考える．1つ目は次の式である．

$$g(M_{it}) \equiv \sum_{u=1}^U \delta_{-s} \cdot M_{i,t+u}^0 + \beta_0 \cdot M_{it} \quad (7c)$$

ここで、 U はパネルデータの長さや合併のタイミングに依存した定数である。これは一定事後効果と「変動事前効果」である予測効果 (β_k s for $k < 0$) を組み合わせている。

2つ目はより一般的な形であり、次の式で与えられる。

$$g(M_{it}) \equiv \sum_{u=1}^U \delta_{-s} \cdot M_{i,t+u}^0 + \beta_0 \cdot M_{it}^0 + \sum_{s=1}^S \delta_s \cdot M_{i,t-s}^0 \quad (7d)$$

この式では、予測効果に加え、事後効果も年度ごとに変動する形になっている。

(7a)から(7d)での推定値が 2000 年代に行われた市町村合併の評価を行う際の基礎となるが、4 節で詳述するように、市町村合併のタイミングや制度的な違いなどを考慮した推定についても行う。推定は(6)式の OLS により行うが、標準誤差については合併前と後における自治体でクラスタを取り 2 通り計算している。観測されない異質性 c_i を統制するために within 推定を行っているから、変数 M_{it} の係数は DID 推定量として解釈できる。

2.2.2. 標本選択と自治体レベルの共変量

国は地方自治体に対して合併を促進させるインセンティブを提供していたが、合併はあくまで市町村が自主的に行うものであり、国は合併を強制することはできなかった。したがって、合併を行うかどうかは自治体の自己選択であるため内生性の問題が生じる。ただし、観測単位を自治体とする自治体合併に関する典型的な研究とは異なり、本稿での観測単位は合併の意思決定を行わない土地地区画であるため通常の標本選択の問題は生じない。しかしそうであったとしても、自治体 m における全ての土地価格に対して共通に影響を与え、かつ自治体の合併に関する意思決定にも影響を与える観測できない要素 ξ_{mt} が存在する可能性が考えられる。もしこのような観測できない要素が時間を通じて一定であれば ($\xi_{mt} = \xi_m$) 固定効果モデルによって考慮されていることになるが、時間によって変化する場合には完全に考慮できないことになる。

標本選択の内生性に対する標準的な対処としては処置前の結果変数（地価）の変化を観察する方法があるが (Angrist and Pischke 2008, Ch. 5)、本稿の場合には自治体が地価の変化や地価と相関する他の要因に対して合併の意思決定を行うことで処置前の結果変数にも変化が生じうる。また同時に、新たな政策（合併）を予期した結果としても処置前に変化が起きる (Malani and Reif 2015)。平成の大合併の時期における市町村合併では、合併が完了するまでに通常数年を要するうえに、その過程での出来事はすぐに公開されており、かつ住民は自地域の合併に関して明らかに注目していたため、合併が予期されることはごく自

然であると考えられる。しかし、合併が予期されていたことを議論するだけでは合併に関する内生性の問題を除外することはできない。

本稿での基本的な識別戦略は「selection on observables」であり、可能な限り関係する共変量を統制する。詳細かつ大規模なデータのクロスセクション方向における観測数の大きさを利用することで、(6)式における q_{it}^b や $w_{m,t}^j$ に該当する数多くの共変量を統制する。これらの共変量が ξ_{mt} を十分に説明する要因を含んでいるのであれば、合併の意思決定を統制することができるため標本選択の問題を緩和することができる (Angrist and Pischke 2008, Ch 3)。そこで、 $\sum_j \eta_j \cdot w_{m,t}^j$ は以下の3項から構成されるとする。

$$\begin{aligned} \sum_j \eta_j \cdot w_{m,t}^j &\equiv \sum_d \theta_d \cdot x_{m,t}^d \\ &+ \sum_p \sum_t \phi_{p,t} \cdot \iota_p (i \text{ is located in prefecture } p) \\ &\cdot \iota_t (i \text{ is observed in year } t) \\ &+ \sum_f \lambda_f \cdot t \cdot \iota_f (\text{is located in prefecture } f \text{ when } t = 1995) \end{aligned} \quad (8)$$

ここでギリシャ文字は推定されるパラメータである。以下では各項について順に詳述する。初めに、 $x_{m,t}^d$ は ξ_{mt} に影響を与える市町村レベルの特徴である。同時にこれらの変数は合併の意思決定に影響する要因でもあると考える。平成の大合併に関する既存研究では、財政基盤が貧弱な小規模団体がより合併する傾向にあることが指摘されている。特に Hirota and Yunoue (2017)では、人口、面積、若年層人口比率、老年層人口比率、第1次産業比率、第3次産業比率、一般補助金、特定補助金および債務総額を合併の意思決定に関わる変数として利用している。毎年度得られないデータを除き（第1産業比率と第3次産業比率は5年ごとにしか得られない）、その他すべての変数を合併の意思決定に影響を与える変数として $x_{m,t}^d$ に含める⁹。

また、これらの変数の一部は次節で議論する共変量にも関係することに注意されたい。これらの特徴変数だけでは十分に ξ_{mt} の変動を考慮することができないかもしれないため、以下の2項を追加的に導入する。

2つ目に考慮するのは、年度一都道府県効果 ϕ_{py} であり、年度によって異なる都道府県単位の共通する効果を捉えるパラメータである。都道府県による域内の市町村に対する政策は共通していると考えられるので、地価に対する広域的な共通ショックを統制することが可能である。さらに、労働や土地市場の空間的な境界は個々の市町村の範囲よりも広く都道府県の範囲よりも狭いと考えられるため、それらの影響についても捉えていると考えら

⁹ 面積の影響については本稿では固定効果モデルを利用しているため自動的に考慮していることになる。したがって回帰モデルの共変量として含めていないことに注意されたい。

れる。また、合併の意思決定にも影響を与えていると考えられる。以上の効果を捉えるために、①土地区画*i*が都道府県*p*に位置する場合に1を取る2値変数 $l_p(\cdot)$ と、②土地区画*i*が年度*t*に観測される場合に1を取る2値変数 $l_t(\cdot)$ との交差項を統制する（ここで $p = 1, \dots, 47$ かつ $t = 1995, \dots, 2015$ ）。多重共線性により落ちるものを除外すると、交差項の数（もしくは係数 ϕ_{py} の数）は987となる¹⁰。

3つ目に各自治体特有の線形時間トレンド $\sum_f \lambda_f \cdot t \cdot l_f(\cdot)$ を考える。ここで $l_f(\cdot)$ は土地区画*i*が1995年度時点で自治体*f*に属していた場合に1をとる2値変数である。この項を統制することで、各自治体における土地区画の地価が異なる価格トレンドに従うことを許容できる。*f*は合併前の自治体を参照していることに注意されたい。そのため、時間トレンドに関するパラメータ λ_f の数は3,000以上となる。各自治体単位で異なるトレンドを導入することで、他の項が捉えられていない ξ_{mt} （正確には ξ_{ft} ）の変動を統制できると考える。加えて、このようなトレンドを導入したDID推定は、処置前のデータが明確なトレンドを示しており処置後の期間に外挿できる場合には、より頑健かつ信頼性が高いと考えられる（Angrist and Pischke 2008, Ch. 5）。大規模な市町村合併が発生した2000年代中盤以降で平均地価は異なるトレンドを示しているため、本稿のデータはこれに該当すると考えられる。

2.3. 仲介変数と自治体レベルの共変量

理論モデルでは、合併が地価に与える効果は仲介変数である人口、地域の特徴、公共サービス、賃金および地方税を通じて実現されると議論しており、それぞれ $n = n(M)$, $a = a(M)$, $z = z(M)$, $W^i = w^i(M) \equiv w^i(z(M), a(M), n(M))$ および $T^i = \tau^i(M) \equiv \tau^i(z(M), a(M), n(M))$ と表現されていた。したがって、(5)式に従うのであればこれらの変数

¹⁰ ϕ_{py} を導入する他の根拠として、横断面方向での誤差項の相関が挙げられる。こうした相関に対処するには、空間的な自己相関過程を自己相関に関するパラメータと地域間の加重行列 W を用いた誤差項相関の特定化を行う方法が考えられる。しかし、本稿で用いる土地区画レベルのデータはアンバランスパネルであるため W の設定が容易ではない。また誤差項の相関に対する他の対処方法として、Bailey et al. (2015)による「ファクターモデル」の議論がある。この方法では、誤差項の相関は一時点に共通する要素 $f_t = [f_t, \dots, f_t]'$ (common factor) と横断面方向に異なるその限界効果 $\Psi_i = [\Psi_1, \dots, \Psi_N]$ (factor loading) を用いて表現される (Pesaran 2006, Bailey et al. 2016)。回帰モデルでは $\Psi_i' f_t$ という項が加法的に挿入されることで、各時点*t*における横断面方向の各観測単位*i*が異なる Ψ_i をとることになる。本稿でこの方法を用いると、Pesaran (2006)が提示している common correlated effects (CCE)推定量として、各時点のショックが土地区画に与える異なる効果を捉えることができる。しかし、CCE推定量は十分に時間方向に長いパネルデータを必要とするため (Bailey et al. 2015)、本稿のような横断面の単位 (N が40000以上) に対して時間方向が非常に短いパネルデータ ($T = 20$) の場合には利用できない。加えて、土地区画は factor loading を捉えるには空間的に小さすぎると考えられる。したがって、土地区画の factor loading がより広域で等しいという仮定を置き、広域的な地域 (本稿では都道府県) のダミーと時間ダミーの交差項を回帰モデルに導入することで各時点における観測できないショックを考慮する。当然本来のファクターモデルの完全な代替として機能するわけではないが、土地区画や自治体が十分小さく factor loading のばらつきが広域的な地域内でほとんど存在しないのであれば利用できる。

を(8)式における $x_{m,t}^d$ から除外するべきである。もしこれらの変数の変化が自治体の面積の変化のように(面積は地域の特徴 a に含まれる), 市町村合併によってのみ生じているのであれば除外することが妥当である。しかし面積は例外として, 他の変数は合併による変化ほど大きくはないにしても, 合併が行われない場合にも変化すると考えられる。例えば, 自治体の人口構造(地域の特徴 a に含まれる変数)は出生率や社会的流入などによって時間を通じて一定とはならない。同様の議論は賃金や地方税額等にも当てはまる。

つまり, 市町村合併を原因としない仲介変数の部分的な変化が地価に与える影響については統制を行う必要があるのだが, 当然そのような仮想的な変化を捉えることは困難である。そこで, 仲介変数を全面的もしくは部分的に出し入れしたモデルを推定して結果を比較することにより, この問題に対処する。具体的には, 市町村の総人口, 14歳以下の人口比率, 65歳以上の人口比率が n , a および z の適切な代理変数として機能すると仮定する¹¹。統制を行った場合と行わなかった場合の推定結果を比較したが大きな違いは生じなかったため, この点についてはそれほど問題ではないと考えられる。したがって, これらの変数については合併の意思決定による内生性問題にも影響するため(8)式の $x_{m,t}^d$ に含める。

しかしながら, 賃金と地方税については同様に検証を行うことが困難である。なぜなら, 理論モデルに従えばこれらの変数は住民(もしくは土地区画)のタイプごとに決まってくるが, 土地区画レベルでの対応する実データや仮想データが存在しないからである。ゆえに, これらは回帰モデルの中で欠落変数となってしまう。しかし, 回帰モデルでは居住者の賃金や税と関連すると考えられる個々の土地区画の特徴 q (面積, 家屋の構造等)については統制を行っている。また, 時間を通じて一定な観測不能な異質性や自治体単位での共通トレンドを許容したモデルを推定しているため, 欠落変数 W_i および T_i を原因とするバイアスは軽微であると考えられる。

3. 制度的な背景およびデータ

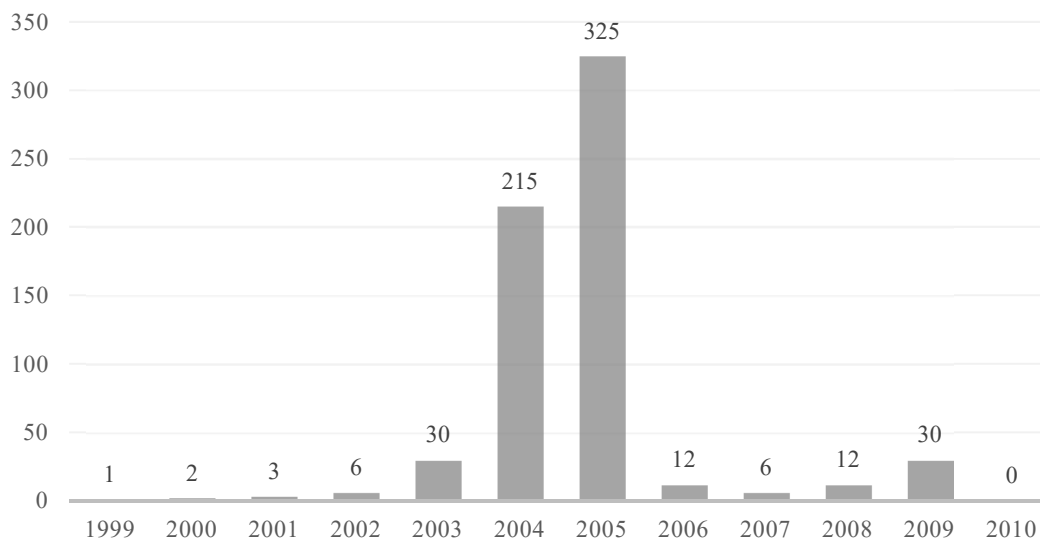
3.1 2000年代における市町村合併

日本では1990年代後半に, 異なる階層における政府がそれぞれ担う役割について見直しが行われ, さらに1999年には地方分権一括法が制定され, 市町村が合併を行うための環境が整備された。この法律は, 公共サービス供給における地方自治体の役割の中では特に歳出機能の地方分権化に重点を置いていた。当時の政府の地方財政調査会では, 分権化された機能を自治体が執り行うには多くの市町村で人口規模が小さすぎることが指摘されていたため, 地方分権一括法の改正では1965年から施行されていた市町村の合併の特例に

¹¹ ここでは変数 z を総人口や他の環境変数で代理する。人口規模や地域の環境変数は公共サービス水準を決定する重要な要因となっていることが既存研究で指摘されている(Poterba 1997, 1998, Harris et al. 2001)。日本では市町村は年齢に関係した数多くの公共サービスや所得移転を行っているため同様の議論が可能である(Hayashi 2010)。

関する法律（合併特例法）の改正も行い、自治体の市町村合併を促進させるための様々な財政的インセンティブが自治体に措置された¹²。その結果、平成の大合併では大規模な市町村合併が進行し、市町村数は1999年度末の3229団体から2010年度末の1727団体までおよそ47%減少した。図1には1999年度末から2010年度末までの市町村合併件数が示されているが、大部分の合併は2004年から05年度に集中している。市町村に対して多くの合併インセンティブを提供していた1999年度からの旧合併特例法は2006年度にインセンティブが縮減された新たな合併特例法に改訂された。また、2006年度からの合併特例法は2009年度に終了している。

図1. 2000—2010年度における市町村合併件数



出典：総務省（2017）

そこで、本稿の実証分析では、特に2004年度と05年度に行われた市町村合併に注目する。合併に関する情報は総務省から得た。旧合併法では市町村が合併協議会を設置し、関係自治体が合併の合意に向けて交渉を行うという手続きを踏むため、合併が完了するまでには時間を要する。合併特例法では、自治体が合併協議会を設置し利害関係者が合併に向けて交渉を行うことを要求している。まず合併協議会を設立するには、地方自治体や住民

¹² 合併促進のための政策として、合併特例債（合併に伴い必要となる公共施設などを整備するための地方債であり、最大で元利償還金の70%が基準財政需要額に算入される）などが設けられていた。また旧合併特例法では、合併関係自治体の議員は合併後にも数年間在任できる特例などが存在した。

の主導に基づいて関係者間で合意を形成する必要があるため時間を要する。さらに協議会では、合併後の地方自治体の名称、合併に向けての予定、役所の位置や行政制度の相違の調整など、様々な合併条件が決定される。そのため、協議会設立から自治体が合併を完了させるまでに平均で 595 日、最低でも 112 日、最大で 1,491 日 (Nakazawa 2016) を要している。合併する見込みが出てから実際に合併した時点までの日数で考えればそれよりも長期になり、最長では地方分権一括法や旧合併特例法という形で地方分権改革への動きが始まった 1990 年代半ばまで遡ることができると考えられる。

3.2 地価 (V)

本稿では固定資産価格 V と地代 R の関係が $V = R/r$ (r は割引率) であることを仮定して、地代ではなく固定資産価格を利用する。資本化に関する海外の研究では主に住宅価格が分析に利用されている¹³。日本では住宅価格に関する信頼性の高い包括的なデータは存在しないものの、政府が地価に関する大規模なデータを提供しているため、本稿では地価を使用する。この政府が行う地価公示調査と都道府県地価調査では、全国各地域を「代表」する土地区画の価格 (土地の価値/m²) およびその特徴に関する詳細なデータ (以下に示す) の年次データが提供されている。日本における資本化に関する既存研究¹⁴と同様にこれらの調査を利用し、住宅に利用されている土地区画の地価に焦点を当てて分析を行う。

地価公示調査と都道府県地価調査の地価は市場の実際の取引に基づいたものではなく評価に基づいたものであり、地価公示調査では 2 人の不動産鑑定士 (都道府県地価調査では 1 人) が調査で定められた土地区画の価値を評価する。不動産鑑定士は割り当てられた地域内で取引される土地区画の市場価格を参照して評価を行う。Yamazaki (2001) は地価公示調査での価格を「通常取引価格に関する最も信頼できるベンチマーク価格」であると位置づけているが¹⁵、一方で Shimizu and Nishimura (2006) は市場に大規模な構造変化が発生すると地価公示調査での価格は市場価格から大幅に乖離する可能性があることも指摘している¹⁶。これは、鑑定士が評価を行う際に「通常の」取引価格を参照するため、過去の取引

¹³ 既存研究によれば、日本の不動産市場での実際の取引では、住宅建設後における地価を差し引いた住宅価値はほとんど評価されず時には負になることもある。

¹⁴ 近年の英語の文献に限れば、Nakagawa et al. (2009), Ishikawa and Fukushige (2012), Matsui and Fukushige (2012), Seya and Tsutsumi (2012), Seya et al. (2016), Nakanishi (2017), Tanaka and Managi (2016) などが存在する。

¹⁵ 不動産鑑定士は「通常の」取引価格を参照するので、評価価格は例外的な取引によるバイアスの影響を受けない (Nakanishi 2017)。例外的な取引の例として、売り急ぎや買い急ぎによる価格の変動 (Seya and Tsutsumi 2012) や、売主の資金調達行動による売却価格の下方バイアス (Pollakowski 1995)、関係者間取引 (Ma and Swinton 2012) 等が挙げられる。

¹⁶ Saderion et al. (1994) は不動産鑑定士が査定した地価の妥当性について議論している。また Ma and Swinton (2012) は市場価格に対して評価価格を用いることの利点について述べているが、一方で評価による地価を利用することの注意点についても述べている。

価格の傾向から逸脱した取引を除外する傾向があるからである。調査方法が類似する都道府県地価調査についても同様の議論が適用できる。また、Shimizu and Nishimura (2006)は、地価公示調査価格が市場価格を反映するには 1, 2 年のラグが存在することを主張している。

上述の問題が指摘されているにもかかわらず、日本の不動産市場に関する多くの研究が地価公示調査および都道府県地価調査の価格を利用している¹⁷。なぜならこれらの調査は利用可能なデータの中で最も包括的であることに加え、評価価格を用いることはいくつかの点で正当化できるからである。第一に、分析においてクロスセクションの変動が重要である場合には、評価価格と市場価格との差異については相対的な地域間の価格の関係に影響を及ぼさないという点である (Nakagawa et al. 2009)。第二に、Shimizu and Nishimura (2006)が議論しているように、市場構造が安定している場合にはバイアスが小さくなると考えられる点である。市場のトレンドが構造変化した 1980 年代後半と 1990 年代初めには評価にバイアスが生じる可能性があるが、市場が安定していた 2000 年代には評価に大きなバイアスのない地価が得られる。

最後に、おそらく最も重要な点であるが、この評価価格を用いることで土地区画レベルでのパネル分析が可能になる点である。地方自治体の合併の前後で地価を比較するため、合併前後 2 以上の期間における同一区画の価格を観測する必要がある。土地取引データでは毎年同一の土地区画が市場取引されるわけではないので、このようなデータを得ることはほぼ不可能である (Saderion et al. 1994)。逆に、地価公示調査および都道府県地価調査は過去数年間に評価されたほとんどすべての土地区画を再評価しているため、土地区画レベルでのパネルを構築することができる。加えて、パネル構造は評価価格と市場価格との間に存在する差から発生する問題を軽減することができる。例えば、Shimizu and Nishimura (2006)はこうした誤差が時間の経過とともに蓄積されることで系列相関が発生していることを指摘しているが、パネル構造を利用して観測されない異質性を考慮することで、系列相関の問題を軽減することが可能である。

3.3 標本

分析に用いる標本は、2004 年度または 2005 年度に合併を完了した地方自治体および 1995 年度から 2015 年度の間に合併を経験したことの無い自治体に位置する住宅土地区画の地価に関するパネルデータである。地価公示調査および都道府県地価調査では、調査対象となる土地区画が分割された場合や他の区画と統合された場合、土地利用が変更された場合などに調査対象が別の土地区画に置き換えられる。したがって、パネルデータの構造

¹⁷ 脚注 14 を参照されたい。

は必然的にアンバランスになる。土地価格の評価が行われる時期は、地価公示調査では 1 月 1 日、都道府県地価調査では 7 月 1 日である。本稿での分析期間の単位は会計年度（4 月から 3 月）であるから、7 月 1 日に記録された都道府県地価調査データと 1 月 1 日に記録された地価公示調査データを組み合わせて、各年度のクロスセクションデータを構成する。一部の土地区画は両方の調査の対象になっているが、そのような調査が重複する土地区画の大部分は同年度内の 7 月 1 日および 1 月 1 日で異なる価格が観測されるため、それらを別個の観測値として扱う。また、2 つの調査が異なるタイミングで行われていることは、時間や地域特有の地価に与える効果に異なる影響をもたらす可能性があるため、(8)式の 2 項目 $\sum_p \sum_t \phi_{p,t} \cdot l_p(\cdot) \cdot l_t(\cdot)$ に地価公示調査ダミー $l_s(\cdot)$ を交差項として加え対応する（つまり $\sum_p \sum_t \phi_{p,t} \cdot l_p(\cdot) \cdot l_t(\cdot) \cdot l_s(\cdot)$ ）。

表 1 は調査の種類（地価公示調査、都道府県地価調査、または両方）と市区町村のタイプ（市、町村、または両方）、および両調査で重複する土地区画について、分析期間内における住宅土地区画の数を示している。市は町村よりも調査地点が多く調査地点の総数は大幅に変化しないが（約 32,000~43,000）、町村の地点数は 2005 年度から急激に減少しており、町村における多数の土地区画が市町村合併を経験したことが示唆される。これはまた、市町村合併の影響を推定する上で標本における町村での観測値が不可欠であることを示しており、都道府県地価調査が地価公示調査よりも比較的町村で多くの調査を行うことから当該調査も用いることが正当化できる。

表 2 は 2004 年度、2005 年度、および両年度に合併した地方自治体に位置する土地区画の割合を示している。少数ではあるが調査対象の土地区画が入れ替えられているため、合併後の年度における割合は必ずしも同一ではないことに注意されたい。表によれば、2004 年度には標本の 15.8-16.8%が、2005 年度には標本の 23.5-24.7%が合併を行った自治体に位置していた。つまり、標本中の 39.4-41.6%が DID 推定における処置群となる。

表 1. 標本における住宅土地区画の数

年度	両調査	地価公示調査		都道府県地価調査		両調査で重複する土地区画	
		市	町村	市	町村	市	町村
1995	43,271	17,933	4,229	11,688	9,421	2,061	186
1996	43,417	18,062	4,203	11,749	9,403	2,163	193
1997	43,878	18,322	4,213	11,945	9,398	2,205	193
1998	44,152	18,420	4,263	12,040	9,429	2,219	191
1999	42,654	18,570	4,306	10,974	8,804	2,219	194
2000	42,429	18,580	4,310	10,819	8,720	2,210	194
2001	42,749	18,906	4,295	10,856	8,692	2,246	185
2002	42,967	19,161	4,275	10,872	8,659	2,263	185
2003	43,013	19,176	4,275	10,895	8,667	2,251	186
2004	42,558	19,582	3,443	12,816	6,717	2,300	169
2005	41,889	20,633	2,396	14,435	4,425	2,346	122
2006	40,080	19,751	2,319	13,810	4,200	2,253	114
2007	38,674	19,139	2,273	13,291	3,971	2,299	114
2008	37,551	18,538	2,237	12,941	3,835	2,313	114
2009	36,702	18,254	2,206	12,530	3,712	2,321	110
2010	35,050	16,916	2,109	12,374	3,651	2,317	112
2011	34,839	16,960	2,042	12,281	3,556	2,316	109
2012	34,657	16,934	2,022	12,162	3,539	2,247	106
2013	32,365	14,939	1,947	11,989	3,490	2,231	105
2014	32,193	14,963	1,938	11,831	3,461	2,248	107
2015	33,693	16,454	1,968	11,820	3,451	2,266	106

注：各年度で観測された、住宅に利用されている土地区画の数を表している。

出典：地価公示調査および都道府県地価調査

表 2. 合併市町村における土地区画が全標本に占める割合

年度	全体	2004 年度に合併した 自治体	2005 年度に合併した 自治体
1995	0.414	0.168	0.246
1996	0.413	0.168	0.246
1997	0.415	0.168	0.247
1998	0.416	0.168	0.247
1999	0.413	0.168	0.245
2000	0.412	0.168	0.244
2001	0.410	0.167	0.243
2002	0.409	0.166	0.242
2003	0.409	0.166	0.242
2004	0.409	0.167	0.243
2005	0.407	0.164	0.243
2006	0.404	0.164	0.240
2007	0.396	0.159	0.237
2008	0.397	0.160	0.237
2009	0.395	0.160	0.235
2010	0.396	0.160	0.236
2011	0.397	0.160	0.237
2012	0.395	0.159	0.236
2013	0.405	0.163	0.242
2014	0.404	0.162	0.242
2015	0.394	0.158	0.236

出典：地価公示調査および都道府県地価調査

3.4 土地区画の特徴変数

地価公示調査と都道府県地価調査では個々の土地区画の特徴に関する詳細なデータも提供されている。本稿の推定ではそれらを式(6)における q_{it} に利用するが、その詳細は以下の通りである。

- 土地区画の構造：形状（ほぼ正方形，ほぼ台形，ほぼ長方形，正方形，台形，長方形，および不整形），間口と奥行の比率，および地積。
- インフラの利用可能性：最寄り駅（地下鉄または鉄道）からの距離，ガス，水道，および下水道の利用可能性。
- 前面道路の特徴：道路の幅，舗装されているかどうか，道路種別（市町村，都道府県，国，民間など 12 種類），方位（北，北東，東，南東，南，南西，西，北西）。
- 側道の特徴：道路の構造（三方路，四方路，側道，背面道），方位（北，北東，東，南東，南，南西，西，北西）。

- 土地区画の建築物：構造（鉄骨・鉄筋コンクリート，鉄筋コンクリート，鉄骨造，軽量鉄骨造，ブロック造，木造），階数，地下階数.
- 土地規制：法規制（26種類），建蔽率，容積率.

上記の変数の大部分は間口と奥行の比率，地積，最寄り駅からの距離，階数，地下階数，建蔽率，容積率を除きすべて2値変数である.

3.5 自治体の特徴変数

2節で述べたように，我々は(6)式における共変量 x_{nt}^d として，(a)自治体総人口，(b)14歳以下人口割合，(c)65歳以上人口割合，(d)一般補助金，(e)特定補助金および(f)地方債残高を考えた．さらに追加的な財政変数として(g)使用料・手数料と(h)地方債発行額を考える．また，個人の地方税 T_i については議論したが，(i)総地方税収についても統制する．財政変数(d)-(i)は総務省の統計から取得し，全て一人当たりの額に換算したうえで対数を取る．要約統計量は表3に示した．

また，地方自治体の種類によって執り行う歳出項目が異なるため，自治体の種類は地価に影響を与える可能性がある．2000年代には，指定都市，中核都市，特例市，その他市，東京特別区，町村など7つの種類が存在していた．例えば指定都市は都道府県の持つ権限の多くを委譲されており，都道府県と同等に近い歳出機能を持っている．また中核市や特例市も権限の一部が委譲されている．一方，町や村では市と比較するととりわけ地域の福祉政策において権限が小さい．式(6)で考慮している期を通じて一定の観測できない誤差では，こうした自治体の種類の違いによる影響を完全に統制することができないと考えられる．なぜなら，多くの土地区画において，当該区画の位置する自治体の種類は2000年代の合併によって変更されているからである．例えば，ある村が他の自治体と合併して新たに市を形成する場合，その村に存在する土地区画では自治体の種類の変更が合併と同時に行われることになる．そこで， x_{nt}^d には土地区画 i が位置している自治体の種類を示すダミー変数を追加する¹⁸．

¹⁸ ダミー変数を作成するには総務省の分類に基づいて，通常の市については中規模市（人口10万人以上）と小規模市（人口10万人未満）に分類する．また，東京都特別区では2000年代に市町村合併を経験していないため，市町村類型の7つのダミー変数のうち1変数は多重共線性のために推定から除外する．

表 3. 要約統計量

変数		平均	標準偏差	最小値	最大値
地価 (円/m ²)	overall	126,719.4	197,537.1	460	14,300,000
	between		212,864.9	510	12,000,000
	within		48,670.2	-4,717,491	6,072,509
人口規模 (人)	overall	421,473.4	715,643.7	197	3,729,357
	between		731,068.8	200	3,729,357
	within		44,835.5	-594,431.1	1,681,158
14 歳以下人口割合	overall	0.138	0.023	0.028	0.280
	between		0.019	0.028	0.265
	within		0.015	0.032	0.260
65 歳以上人口割合	overall	0.208	0.065	0.057	0.600
	between		0.059	0.059	0.600
	within		0.034	0.015	0.414
住民一人当たり地方税収 (千円)	overall	142.594	53.685	27.767	1901.114
	between		52.248	31.448	1404.952
	within		15.405	-611.558	1274.69
住民一人当たり一般補助金額 (千円)	overall	123.300	133.903	11.040	3594.463
	between		121.986	11.699	2787.303
	within		52.946	-2549.883	1552.733
住民一人当たり特定補助金額 (千円)	overall	74.898	81.385	10.378	9187.869
	between		87.688	10.615	5466.612
	within		49.851	-2093.763	7063.553
住民一人当たり料金・手数料 (千円)	overall	10.941	8.432	0.441	561.216
	between		7.752	0.464	314.845
	within		3.393	-134.324	490.412
住民一人当たり地方債発行額 (千円)	overall	47.072	45.459	0	3470.588
	between		37.897	0	1924.898
	within		29.724	-1498.618	2771.034
住民一人当たり地方債残高 (千円)	overall	473.833	332.597	4.645	13409.820
	between		308.176	15.518	10715.210
	within		111.728	-3624.235	6045.792

注：1) 標本規模は 828,781 で、横断面方向の最大観測数は 65,796、平均的な時系列方向の長さは 12.596 であった (アンバランスパネル)。2) Overall, between および within はそれぞれ、 $\bar{x} = 828,781^{-1} \sum_i \sum_t x_{it}$ 、 $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_t x_{it}$ および $x_{it} - \bar{x}_i + \bar{x}$ で定義される。3) 被説明変数 (地価) を除く全ての変数は同一の自治体かつ同一の年度で同じ値をとる。4) 回帰モデルで用いる際には全ての財政変数は対数をとっている。

4. 推定結果

式(6)を推定して、式(7a)から(7d)で特定化した市町村合併の影響を観察する。ラグとリードの長さについては利用するデータで取得可能な最大値を利用する。2004年度と2005年度に実施された地方自治体の合併に注目していることからデータの期間を1995年度から2015年度としたため、リードは最大9年、ラグは最大11年となっている。したがって、(7d)の特定化を利用する場合には、合併効果の推定値が20個得られることになる。またこれらに加えて、回帰式には非常に多くの共変量が含まれている。後述するが、式(6)の基本モデルに関して合併のタイミングの違いを考慮した場合についても推定を行うため、推定値の数は増加する。全ての推定値を回帰結果の表に列挙することは現実的でないため、合併の効果に関連する式(7a)から(7d)の推定値のみを95%信頼区間を併記した形でグラフに表示する。95%信頼区間については、市町村レベルでのクラスタリングを行い推定した標準誤差を用いているため2通り計算できる。1つは、合併以前の自治体(1995年3月31日時点)に基づいた破線、もう1つは合併後の自治体(2016年3月31日時点)に基づいた鎖線である。グラフから明らかなように、いくつかの場合を除外して両者はほとんど変わらない値となっている。

また先ほど議論したように、合併の仲介変数が完全に統制できないため、推定では自治体の特徴に関する変数について以下のような統制のパターンを考え、それらの推定結果を比較する。

パターンA：一般補助金，特定補助金，使用料・手数料，地方債発行額，地方債残高について統制を行う。

パターンB：パターンAで示した変数に加え，自治体総人口，14歳以下人口割合および65歳以上人口割合を統制する。

パターンC：パターンBの変数に加え，地方税収を統制する。

パターンD：上記のどの変数も統制しない。

合併の効果についてこれら4つのパターンからは同様の推定値が得られているため、以下ではパターンBに基づいて議論を進める¹⁹。

4.1 基本のケースと駆け込み合併の効果

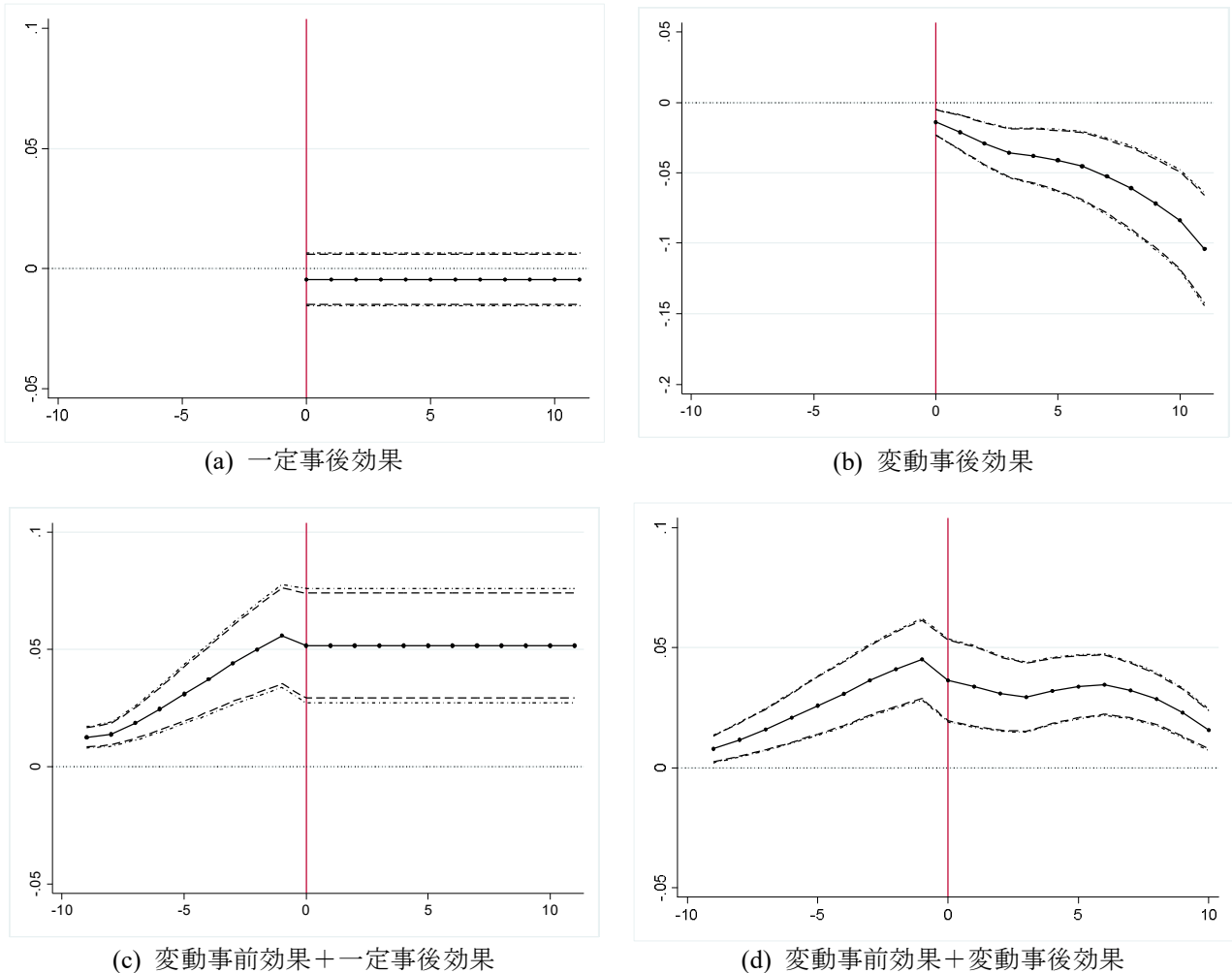
図2の(a)，(b)，(c)および(d)はそれぞれ(6)式での(7a)，(7b)，(7c)および(7d)の推定結果を示している²⁰。これら4つの図からは以下の点が観察される。1点目は、一定事後効果に特定化した場合には、図2(a)に示されるように推定値は負かつ95%信頼水準で有意でない。つまり、効果は存在しないことになる。2点目は、変動事後効果に特定化した場合には、

¹⁹ 他のパターンでの推定値については省略。

²⁰ 詳細な推定値については付表1に記載した。

図 2(b)に示されるように推定値は時間を経るに従い減少しており、信頼区間から推定値は有意に負である。しかし、事前効果を許容した場合にはこの結果は誤りであることが分かる。

図 2. 基本モデルの推定結果



注：1) 横軸には合併時点からの相対的な年数をとっている。2) 縦軸には土地価格の×100%での変化の大きさをとっている。3) 点線および鎖線は 95%信頼区間を示している。点線は合併前の自治体（1995年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差、鎖線は合併後の自治体（2016年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差を用いて計算した信頼区間を示している。

図 2(c)および(d)は事前効果を許容した場合の結果である。これらの推定値は全て正かつ有意であり、両図で事前効果は合併年度に向かって次第に上昇するという傾向を示している。つまり、自治体合併による便益に対する市場の期待は合併が実現する時点に向かって次第に大きくなっていったと考えられる。図 2(c)では、事後効果は正かつ有意であるが、事後効果の変動を許した図 2(d)では合併直後に正の効果は減少し始め、長期的にはゼロに近づいていることが分かる。また、特定化(7a)-(7c)は(7d)に対して棄却されたため、4つの

特定化のうち、(7d)が望ましいものとして採用された²¹。以上から、合併が自治体にもたらした結果によって事前の予想が次第に裏切られたことを意味すると考えられる。つまり、2000年代の地方自治体の合併は、長期的には地価に資本化しなかった。換言すれば、平成の大合併による便益は一時的なものであり、長期的にはその厚生効果は存在しなかったと考えられる。

以下では、合併の時期や合併団体の人口規模による効果の異質性について分析を行う。分析は上で採用された(7d)の特定化に基づいて行う。

4.2 駆け込み合併の効果

2005年度は市町村合併を促進させるための財政的なインセンティブ付けが行われた最後の年度だった。当初、国は2004年度末にインセンティブを打ち切る予定であったが、2005年5月にその期限が延長され、2005年末までとなった。国は2005年3月31日までに地方自治体が合併計画を国に提出し、かつ申請日から1年以内に合併を行った場合には、市町村がインセンティブ付けに基づく支援を受け取ることを許可した。このような状況から、2005年度の最終月(2006年3月)だけで185件もの合併が行われており、これは2000年代に行われた合併総件数の3分の1にあたる。

以上から、2005年度に合併を行った自治体は元々の促進策終了の期限までには合併を実現できなかったため本来は合併に至らなかったにもかかわらず、期間の延長により駆け込み的に合併を行った自治体であると考えられる。このような駆け込み合併の効果を捉えるために、式(7d)における係数 β_k について自治体が2004年度と05年度どちらに合併を行ったかによって効果が異なることを許容した推定を行う。つまり、(7d)を以下のように変形する。

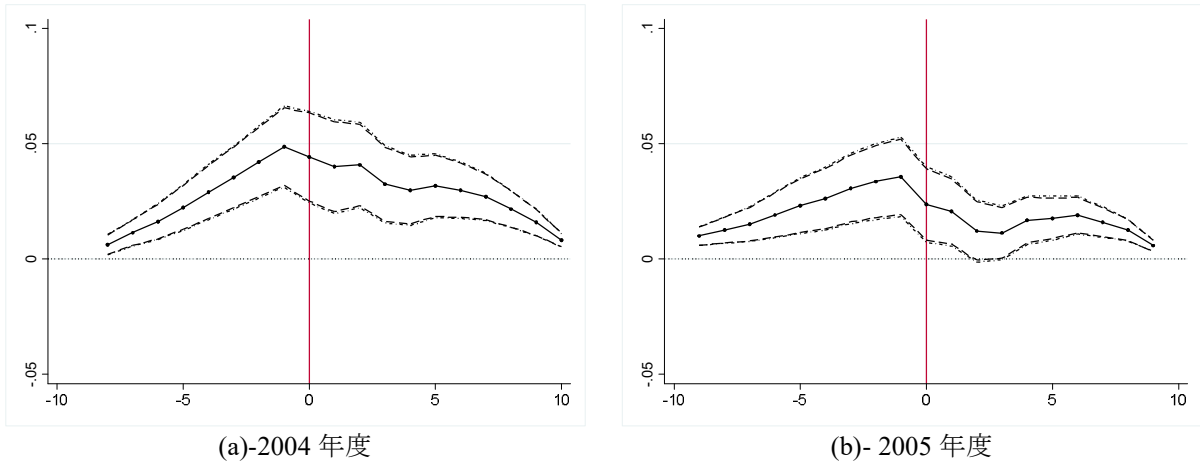
$$g(M_{it}) \equiv \sum_{y=2004}^{2005} \left(\sum_{u=1}^{U_y} \beta_{-u}^y \cdot M_{it+u}^y + \beta_0^y \cdot M_{it}^y + \sum_{s=1}^{S_y} \beta_s^y \cdot M_{it-s}^y \right) \quad (7e)$$

ここで M_{it}^y は土地区画*i*が*y*年度に合併を行った自治体に属しており、かつ*t* = *y*の時に観察されれば1をとるダミー変数である。データの構造から、リードとラグの数はそれぞれ $U_{2004} = 8$, $S_{2004} = 10$, $U_{2005} = S_{2005} = 9$ となる。この特定化から、 β_k^y に関する2004年度および05年度の系列が推定できる。(7e)の特定化は、2つの異なる合併年度を許容した複数処置効果モデルであり、2つの処置群は2004年度に合併を行った自治体と05年度に合併を行った自治体、対照群は分析期間中に合併を行わなかった自治体である。

²¹ 詳細については省略。

図 3. 異なる合併年度ごとの推定結果：2004・2005 年度

2004 年度合併自治体における土地区画での平均地価の変化（×100％） 2005 年度合併自治体における土地区画での平均地価の変化（×100％）



注：1) 横軸には合併時点からの相対的な年数をとっている．2) 縦軸には土地価格の×100%での変化の大きさをとっている．3) 点線および鎖線は 95%信頼区間を示している．点線は合併前の自治体（1995 年 3 月 31 日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差，鎖線は合併後の自治体（2016 年 3 月 31 日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差を用いて計算した信頼区間を示している．

図 3(a)および(b)はそれぞれ 2004 年度と 2005 年度における合併の効果を示している²²．2 つの図は図 2(d)で示されたパターンと同様であり，合併の効果が一時的なものであったことを示している．特筆すべき点は，合併の年度が異なるにもかかわらず両者において効果は合併の前年度に頂点に達していることである．しかし，図を見比べると，2004 年度の合併効果のほうが 2005 年度の合併効果よりも各年度について大きい．実際，両年度の推定値が等しいという帰無仮説を検定すると ($\beta_k^{2004} = \beta_k^{2005}$ for all k)，p 値がほぼゼロになる水準で棄却される²³．加えて，両者で事前効果に該当する全ての推定値は統計的に全て有意である一方で，事後効果は必ずしもそうではない．2004 年度の推定値については全て有意であるが，2005 年度ではわずかではあるものの有意ではない推定値が存在する．したがって，2005 年度の合併効果は全体的にやや正の傾向が薄れており，駆け込み合併を行った自治体では合併効果の正の予測がより容易に打ち砕かれたことを示している．

4.3 合併関係自治体内の人口規模の違い

²² 詳細な推定値については付表 2 に記載した．

²³ 分散共分散行列については 2 種類の推定値を利用しているため，検定統計量についても 2 通り計算される．1 つは合併前の自治体（1995 年 3 月 31 日時点）についてクラスタを取り計算したもの，もう 1 つは合併後の自治体（2016 年 3 月 31 日時点）についてクラスタを取り計算したものである．両者で p 値はほぼゼロとなっている．また，検定統計量を構成する際に対応する年度が存在しない推定値については制約を課していない（2004 年度の β_{10} および 2005 年度の β_{-9} ）．

ここまでの推定では、事前と事後の効果が合併した自治体内で同一であると仮定していた。しかしながら、合併の効果は合併に関係する自治体の合併前における相対的な人口規模に依存していると考えられる。例えば規模の経済が存在する場合には、人口規模の小さい自治体に位置する土地区画のほうが、合併効果が大きいと考えられる。一方で、人口規模の大きい自治体は、合併後の新自治体において政治的な発言力を行使し、自地域により多くの公共サービスを供給するように行動することで、合併の効果が大きくなる可能性も考えられる。

合併前の自治体規模に依存するこのような効果を検証するために、(7e)式の係数について自治体が合併関係自治体内で相対的に「大きい」かどうかによって、異なる値となることを許容した推定を行う。ここでは「大きい」の基準として自治体が合併関係自治体の中で最大の人口規模であるとした。効果を捉えるために、(7e)式を以下のように変更する。

$$g(M_{it}) \equiv \iota(\text{larger}) \cdot \sum_{y=2004}^{2005} \left(\sum_{u=1}^{U_y} \bar{\beta}_{-u}^y \cdot M_{it+u}^y + \bar{\beta}_0^y \cdot M_{it}^y + \sum_{s=1}^{S_y} \bar{\beta}_s^y \cdot M_{it-s}^y \right) + (1 - \iota(\text{larger})) \cdot \sum_{y=2004}^{2005} \left(\sum_{u=1}^{U_y} \tilde{\beta}_{-u}^y \cdot M_{it+u}^y + \tilde{\beta}_0^y \cdot M_{it}^y + \sum_{s=1}^{S_y} \tilde{\beta}_s^y \cdot M_{it-s}^y \right) \quad (7f)$$

ここで $\iota(\text{larger})$ は土地区画 i が合併関係団体の中で最大の人口規模である団体に属している場合に1をとり、それ以外で0をとる2値変数である。係数 β に付したバーとティルダはそれぞれ「大きい」自治体か「小さい」自治体かを示している。

図4では大きい自治体についての推定値 $\bar{\beta}_k^y$ を黒線、小さい自治体についての推定値 $\tilde{\beta}_k^y$ を赤線で示した。図4(a)および(b)はそれぞれ2004年度合併および2005年度合併の推定結果を示している²⁴。4通りの推定値から、事前効果は次第に増加し合併の前年度で頂点を迎え、その後すぐに事後効果はゼロに向かって小さくなっていくという図2および3で観察された結果と同様のパターンが観察される。したがって、4つのケースで合併の効果は一時的なものである。また、合併関係団体の中での規模（つまり「大きい」か「小さい」か）別に合併年度間の効果を比較しても、2004年度の合併に関する推定値は2005年度のものよりも大きい。つまり、2004年度のほうが効果が大きいというパターンはここでも頑健に観察される。

大きい自治体と小さい自治体での効果の違いは特に2005年度の合併において顕著である。図4(a)では黒線と赤線は同様の値を示しているが、(b)ではほとんどすべての時点で赤線が黒線の下に位置しており両者の乖離が大きい。特に、(b)では大きい自治体に比べて小さい自治体のほうがより多くの推定値で統計的に有意でなくなっている。4.2節で行った方法と同様に、各年度の合併について大きい自治体と小さい自治体とで係数が等しいとい

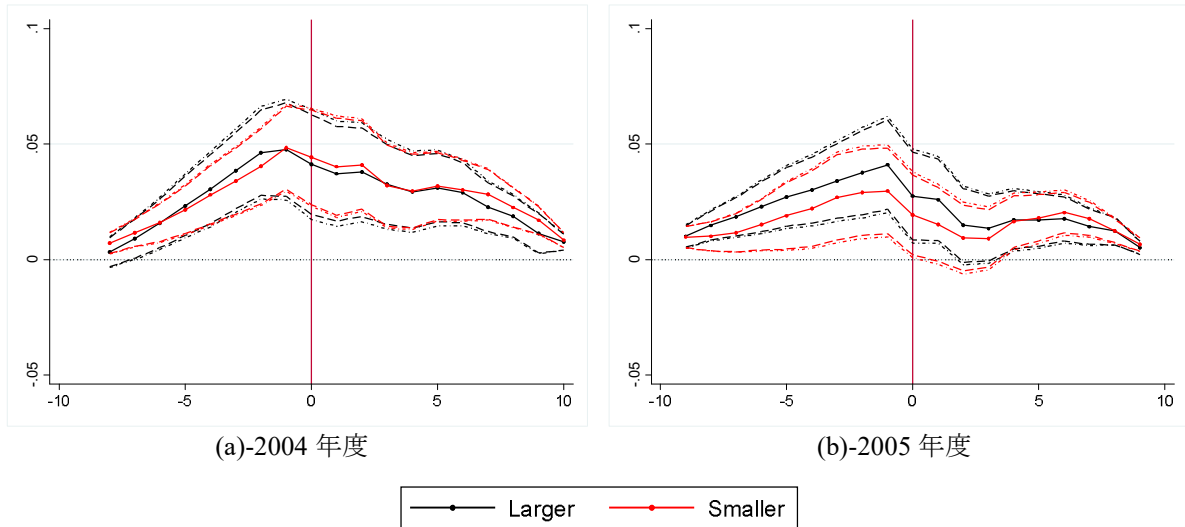
²⁴ 詳細な推定値については付表3に記載した。

う帰無仮説の検定を行うと ($\bar{\beta}_k^y = \tilde{\beta}_k^y$ for all k , given $y = 2004$ or 2005), 2004 年度および 05 年度の合併についてそれぞれ p 値がほぼゼロ, 1%水準 (0.007 と 0.009) で帰無仮説を強く棄却した. したがって, 2005 年度の合併のように駆け込み合併が行われた際には, 合併関係団体のうち小さい自治体は大きい自治体よりも効果が小さくなると考えられる.

図 4. 自治体の大小 (合併関係自治体の中で最大人口か否か)

2004 年度合併自治体における土地区画での平均地価の変化 (×100%)

2005 年度合併自治体における土地区画での平均地価の変化 (×100%)



注: 1) 横軸には合併時点からの相対的な年数をとっている. 2) 縦軸には土地価格の×100%での変化の大きさをとっている. 3) 点線および鎖線は 95%信頼区間を示している. 点線は合併前の自治体 (1995 年 3 月 31 日時点) についてクラスタを取り計算した標準誤差, 鎖線は合併後の自治体 (2016 年 3 月 31 日時点) についてクラスタを取り計算した標準誤差を用いて計算した信頼区間を示している. 4) 黒線は「大きい」自治体, 赤線は「小さい」自治体を示している.

5. 結論

本稿では, 平成の大合併における一連の市町村合併と政府が提供する地価に関する詳細なデータセットを利用して, 資本化仮説の枠組みに基づいて合併の効果を推定した. 推定では合併の効果が時間を通じて異なることを許容し, 事前 (予期) と事後 (実現) の効果についても分析を行った. また, 2005 年度に行われた合併のような駆け込み合併の効果や, 合併関係団体の間での人口規模の違いが効果に影響するのかについて検証した. 推定からは, 効果 (事前効果) は次第に上昇して合併が行われる直前に最大となるが, 合併が起きると効果 (事後効果) は直前の事前効果よりも小さくなり, そのままゼロに向かって減少するという, 推定値のパターンが頑健に観察された. 従って, 平成の大合併による正の効果は一時的なものであり, 半分以上の効果は事前効果により説明される. また, 年度により効果を別々に捉えた推定からは, 駆け込み合併では一時的な効果がより小さくなり, そ

これは合併関係団体の中でより小さい団体で顕著であることが明らかになった。以上から、平成の大合併はすぐに消失してしまう程度の一時的な便益しかもたらさなかったと考えられる。

ただし本稿の分析にはいくつかの問題が存在することに注意されたい。すでに議論したように、財政変数や他の自治体の特徴を表す変数は、本稿が行っているような資本化仮説の枠組みに基づいた推定において問題を生じさせる可能性がある。資本化の枠組みでは、土地（または住宅）価格の決定式を方程式体系からの誘導形として導いているため、関心となる政策（本稿では自治体合併）によって仲介変数がどのような影響を受けるかを特定することが重要である。しかし、観測された仲介変数には関心となる政策以外の要因による変動も含まれているため、政策による影響のみを取り出すことは困難である。そこで本稿では、仲介変数の組み合わせによって推定結果が大きく異なるかを観察することでこの問題に対処した。こうした対処方法は完全ではないかもしれないが、推定結果は同様の値を示したため一定の信頼がおけると考えられる。

参考文献

1. 広田 啓朗・湯之上 英雄 (2013) 「平成の大合併と歳出削減：規模の経済性と合併後の経過年数に関するパネルデータ分析」『地域学研究』第 43 号 3, 325-340 頁.
2. 総務省『市町村合併資料』(2017 年, <http://www.soumu.go.jp/gapei/gapei.html>, 最終確認日: 2017 年 7 月 11 日)
3. 総務省『決算状況調』(各年度, http://www.soumu.go.jp/iken/kessan_jokyo_2.html, 最終確認日: 2017 年 7 月 11 日).
4. Allers, M.A., Geertsema, J.B., 2016. The effects of local government amalgamation on public spending, taxation, and service levels: Evidence from 15 years of municipal consolidation. *Journal of Regional Science* 56(4), 659–682.
5. Bailey, N., Holly, S., Pesaran, M.H., 2015. A two-stage approach to spatiotemporal analysis with strong and weak cross-sectional dependence. *Journal of Applied Econometrics* 31(1), 249–280.
6. Banzhaf, S.H., Oates, W.E., 2008. On Ricardian equivalence in local public finance. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1248002>.
7. Blesse, S., Baskaran, T., 2016. Do municipal mergers reduce costs? Evidence from a German federal state. *Regional Science and Urban Economics* 59, 54–74.
8. Blom-Hansen, J., 2010. Municipal amalgamations and common pool problems: The Danish local government reform in 2007. *Scandinavian Political Studies* 33(1), 51–73.
9. Blom-Hansen, J., Houlberg, K., Serritzlew, S., 2014. Size, democracy, and the economic costs of running the political system. *American Journal of Political Science* 58(3), 790–803.
10. Blom-Hansen, J., Houlberg, K., Serritzlew, S., Treisman, D., 2016. Jurisdiction size and local government policy expenditure: Assessing the effect of municipal amalgamation. *American Political Science Review* 110(4), 812–831.
11. Brasington, D.M., 1997. School district consolidation, student performance, and housing values. *Journal of Regional Analysis & Policy* 27(2), 43–54.
12. Brueckner, J.K., 1979. Property values, local public expenditure and economic efficiency. *Journal of Public Economics* 11(2), 223–245.
13. Brueckner, J.K., 1982. A test for allocative efficiency in the local public sector. *Journal of Public Economics* 19(3), 311–331.
14. Chetty, R., 2009. Sufficient statistics for welfare analysis: A bridge between structural and reduced-form methods. *Annual Review of Economics* 1, 451–488.

15. Duncombe, W., Yinger, J., 1993. An analysis of returns to scale in public production, with an application to fire protection. *Journal of Public Economics* 52(1), 49-72.
16. Duncombe, W.D., Yinger, J., Zhang, P., 2016. How does school district consolidation affect property values? A case study of New York. *Public Finance Review* 44(1), 52-79.
17. Elklit, J., Kjaer, U., 2009. Split-ticket voting in times of sub-national government reorganisation: Evidence from Denmark. *Scandinavian Political Studies* 32(4), 422-439.
18. Fritz, B., 2001. Fiscal effects of municipal amalgamation: Evidence from a German state. Paper prepared for the 2011 Meeting of the European Public Choice Society. Available at: <https://extranet.sioe.org/uploads/isnie2011/fritz.pdf>, Accessed on July 11, 2017.
19. Hansen, S.W., 2013. Polity size and local political trust: A quasi-experiment using municipal mergers in Denmark. *Scandinavian Political Studies* 36(1), 43-66.
20. Hansen, S.W., 2014. Common pool size and project size: an empirical test on expenditures using Danish municipal mergers. *Public Choice* 159(1), 3-21.
21. Hansen, S.W., Houlberg, K., Pedersen, L.H., 2014. Do municipal mergers improve fiscal outcomes? *Scandinavian Political Studies* 37(2), 196-214.
22. Harris, A., Evans, W., Schwab, R., 2001. Education spending in an aging America. *Journal of Public Economics* 81(3), 449-472.
23. Haughwout, A.F., 2002. Public infrastructure investments, productivity and welfare in fixed geographic areas. *Journal of Public Economics* 83(3), 405-428.
24. Hayashi, M., 2010. Social protection in Japan: Current state and challenges. In: Asher, M.G., Oum, S., Parulian, F. (Eds.) *Social Protection in East Asia: Current State and Challenges*, Economic Research Institute for ASEAN and East Asia, Jakarta, 19–54.
25. Hilber, C.A.L., Lyytikäinen, T., Vermeulen, W., 2011. Capitalization of central government grants into local house prices: Panel data evidence from England. *Regional Science and Urban Economics* 41(4), 394–406.
26. Hinnerich, B.T., 2009. Do merging local governments free ride on their counterparts when facing boundary reform? *Journal of Public Economics* 93(5/6), 721–728.
27. Hu, Y., Yinger, J., 2008. The impact of school district consolidation on housing prices. *National Tax Journal* 61(4), 609-633.
28. Ihlanfeldt, K.R., Shaughnessy, T.M., 2004. An empirical investigation of the effects of impact fees on housing and land markets. *Regional Science and Urban Economics* 34(6), 639-661.

29. Ishikawa, N., Fukushige, M., 2012. Effects of street landscape planting and urban public parks on dwelling environment evaluation in Japan. *Urban Forestry & Urban Greening* 11(4), 390-395.
30. Jordahl, H., Liang, C.-L., 2010. Merged municipalities, higher debt: On free-riding and the common pool problem in politics. *Public Choice* 143(1), 157-172.
31. Kjaer, U., Hjelmar, U., Olsen, A.L., 2010. Municipal amalgamations and the democratic functioning of local councils: The case of the Danish 2007 structural reform. *Local Government Studies* 36(4), 569-585.
32. Lassen, D.D., Serritzlew, S., 2011. Jurisdiction size and local democracy: Evidence on internal political efficacy from large-scale municipal reform. *American Political Science Review* 105(2), 238-258.
33. Lüchinger, S., Stutzer, A., 2002. Skalenerträge in der öffentlichen Kernverwaltung Eine empirische Analyse anhand von Gemeindefusionen. *Swiss Political Science Review* 8(1), 27-50.
34. Ma, S., Swinton S.M., 2012. Hedonic valuation of farmland using sale prices versus appraised values. *Land Economics* 88(1), 1-15.
35. Matsui, K., Fukushige, M., 2012. Land prices and landscape preservation restriction in a metropolitan area: The case of Kyoto city. *Review of Urban & Regional Development Studies* 24(1/2), 17-34.
36. Miyazaki, T., 2013. Municipal consolidation, cost reduction, and economies of scale: Evidence from Japan. Discussion Paper No. 2013-8, Faculty of Economics, Kyushu University.
37. Moisisio, A., Uusitalo, R., 2013. The impact of municipal mergers on local public expenditures in Finland. *Public Finance & Management* 13(3), 148-166.
38. Nakagawa, M., Saito, M., Yamaga, H., 2009. Earthquake risks and land prices: Evidence from the Tokyo metropolitan area. *Japanese Economic Review* 60(2), 208-222.
39. Nakanishi, H., 2017. Quasi-experimental evidence for the importance of accounting for fear when evaluating catastrophic events. *Empirical Economics* 52(2), 869-894.
40. Nakazawa, K., 2016. Amalgamation, free-rider behavior, and regulation, *International Tax and Public Finance* 23(5), 812-833.
41. Nguyen-Hoang, P., Yinger, J., 2011. The capitalization of school quality into house values: A review. *Journal of Housing Economics* 20(1), 30-48.

42. Oates, W.E., 1969. The effects of property taxes and local public spending on property values: An empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis. *Journal of Political Economy* 77(6), 957–971.
43. Oates, W.E., 1988. On the measurement of congestion in the provision of local public goods. *Journal of Urban Economics* 24(1), 85–94.
44. Pesaran, M.H., 2006. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica* 74(4), 967–1012.
45. Pollakowski, H.O., 1995. Data sources for measuring house price changes. *Journal of Housing Research* 6(3), 377–387.
46. Poterba, J., 1997. Demographic structure and the political economy of public education. *Journal of Policy Analysis and Management* 16(1), 48–66.
47. Poterba, J., 1998. Demographic change, intergenerational linkage, and public education. *American Economic Review* 88(2), 315–320.
48. Reingewertz, Y., 2012. Do municipal amalgamations work? Evidence from municipalities in Israel. *Journal of Urban Economics* 72(2/3), 240–251.
49. Roback, J., 1982. Wages, rents, and the quality of life. *Journal of Political Economy* 90(6), 1257-1278.
50. Rosen, S., 1974. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy* 82(1), 34-55.
51. Roesel, F . 2017. Do mergers of large local governments reduce expenditures? Evidence from Germany using the synthetic control method, *European Journal of Political Economy* 50, 22–36.
52. Saarimaa, T., Tukiainen, J., 2015. Common pool problems in voluntary municipal mergers. *European Journal of Political Economy* 38, 140–152.
53. Saderion, Z., Smith, B., Smith, C., 1994. An integrated approach to the evaluation of commercial real estate. *Journal of Real Estate Research* 9(2), 151–167.
54. Seya, H., Tsutsumi, M., 2012. Application of model averaging techniques to spatial hedonic land price models. In: Mendez S.A., Vega A.M. (Eds.) *Econometrics: New Research*, Nova Science Publishers, Inc., 63–88.
55. Seya, H., Yoshida, T., Tsutsumi, M., 2016. Ex-post identification of geographical extent of benefited area by a transportation project: Functional data analysis method. *Journal of Transport Geography* 55, 1–10.

56. Shimizu, C., Nishimura, K.G., 2006. Biases in appraisal land price information: The case of Japan. *Journal of Property Investment & Finance* 24(2), 150–175.
57. Stadelmann, D., Eichenbergert, R., 2008. Debt capitalization: A new perspective on Ricardian equivalence. CREMA Working Paper Series 2008-30. Center for Research in Economics, Management and the Arts (CREMA).
58. Steiner, R., Kaiser, C., 2017. Effects of amalgamations: Evidence from Swiss municipalities. *Public Management Review* 19(2), 232–252.
59. Tanaka, K., Managi, S., 2016. Impact of a disaster on land price: Evidence from Fukushima nuclear power plant accident. *Singapore Economic Review* 61(1), 1640003-1–1640003-15.
60. Van Houwelingen, P., 2017. Political participation and municipal population size: A meta-study, *Local Government Studies* 43(3), 408–428.
61. Weese, E., 2015. Political mergers as coalition formation: An analysis of the Heisei municipal amalgamations. *Quantitative Economics* 6(2), 257–307.
62. Weese, E., Hayashi, M., Nishikawa, M., 2015. Inefficiency and self-determination: Simulation-based evidence from Meiji Japan. CIRJE Discussion Paper F-Series CIRJE-F-989, CIRJE, Faculty of Economics, University of Tokyo.
63. Yamada, K., 2018. From a majority to a minority: How municipal mergers in Japan changed the distribution of political powers and the allocation of public services within a merged municipality. *Urban Affairs Review* 54(3), 560–592.
64. Yamane, F., Ohgaki, H., Asano, K., 2013. The immediate impact of the Fukushima Daiichi accident on local property values. *Risk Analysis* 33(11), 2023–2040.
65. Yamazaki, R., 2001. Empirical testing of real option pricing models using Land Price Index in Japan. *Journal of Property Investment & Finance* 19(1), 53-72.
66. Yinger, J., Bloom, H.S., Borsch-Supan, A., Ladd, H.F., 1988. *Property Taxes and House Values: The Theory and Estimation of Intrajurisdictional Property Tax Capitalization*. Boston: Academic Press.

付表 1. 推定結果

	(7a)式		(7b)式		(7c)式		(7d)式	
	一定事後効果のみ		変動事後効果のみ		変動事前効果と一定事後効果		変動事前効果と変動事後効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
9年前	-	-	-	-	0.012***	(0.002)	0.008***	(0.003)
8年前	-	-	-	-	0.014***	(0.002)	0.012***	(0.004)
7年前	-	-	-	-	0.019***	(0.003)	0.016***	(0.004)
6年前	-	-	-	-	0.025***	(0.005)	0.021***	(0.005)
5年前	-	-	-	-	0.031***	(0.006)	0.026***	(0.006)
4年前	-	-	-	-	0.037***	(0.007)	0.031***	(0.007)
3年前	-	-	-	-	0.044***	(0.008)	0.036***	(0.007)
2年前	-	-	-	-	0.050***	(0.009)	0.041***	(0.008)
1年前	-	-	-	-	0.056***	(0.010)	0.045***	(0.008)
合併年度			-0.014***	(0.005)			0.036***	(0.009)
1年後			-0.021***	(0.006)			0.034***	(0.008)
2年後			-0.029***	(0.008)			0.031***	(0.008)
3年後			-0.036***	(0.009)			0.029***	(0.007)
4年後			-0.038***	(0.010)			0.032***	(0.007)
5年後	-0.005	(0.005)	-0.041***	(0.011)	0.052***	(0.011)	0.034***	(0.007)
6年後			-0.045***	(0.012)			0.035***	(0.006)
7年後			-0.052***	(0.013)			0.032***	(0.006)
8年後			-0.061***	(0.015)			0.028***	(0.005)
9年後			-0.072***	(0.016)			0.023***	(0.005)
10年後			-0.084***	(0.017)			0.016***	(0.004)
11年後			-0.100***	(0.020)			-	-
土地区画の特徴	YES		YES		YES		YES	
市町村の特徴	YES		YES		YES		YES	
都道府県一年度効果	YES		YES		YES		YES	
市町村線形トレンド	YES		YES		YES		YES	
R ²	0.881		0.881		0.881		0.881	
標本規模	828,781		828,781		828,781		828,781	
平均 N	39,528		39,528		39,528		39,528	
平均 T	12.596		12.596		12.596		12.596	

注：1) 合併前の自治体（1995年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差および、合併後の自治体（2016年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差の2つを得ているが、両者に大きな差がないためここでは前者のみ示している。

付表 2. (7e)式の推定結果

	2004 年度に合併		2005 年度に合併	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
9 年前	—	—	0.010 ^{***}	(0.002)
8 年前	0.006 ^{***}	(0.002)	0.012 ^{***}	(0.003)
7 年前	0.011 ^{***}	(0.003)	0.015 ^{***}	(0.004)
6 年前	0.016 ^{***}	(0.004)	0.019 ^{***}	(0.005)
5 年前	0.022 ^{***}	(0.005)	0.023 ^{***}	(0.006)
4 年前	0.029 ^{***}	(0.006)	0.026 ^{***}	(0.007)
3 年前	0.035 ^{***}	(0.007)	0.031 ^{***}	(0.007)
2 年前	0.042 ^{***}	(0.008)	0.034 ^{***}	(0.008)
1 年前	0.049 ^{***}	(0.009)	0.036 ^{***}	(0.008)
合併年度	0.044 ^{***}	(0.010)	0.024 ^{***}	(0.008)
1 年後	0.040 ^{***}	(0.010)	0.021 ^{***}	(0.007)
2 年後	0.041 ^{***}	(0.009)	0.012 [*]	(0.007)
3 年後	0.032 ^{***}	(0.008)	0.011 ^{**}	(0.006)
4 年後	0.030 ^{***}	(0.007)	0.017 ^{***}	(0.005)
5 年後	0.032 ^{***}	(0.007)	0.018 ^{***}	(0.005)
6 年後	0.030 ^{***}	(0.006)	0.019 ^{***}	(0.004)
7 年後	0.027 ^{***}	(0.005)	0.016 ^{***}	(0.003)
8 年後	0.022 ^{***}	(0.004)	0.012 ^{***}	(0.002)
9 年後	0.016 ^{***}	(0.003)	0.006 ^{***}	(0.001)
10 年後	0.008 ^{***}	(0.002)	—	—
土地区画の特徴			YES	
市町村の特徴			YES	
都道府県一年度効果			YES	
市町村線形トレンド			YES	
R ²			0.881	
標本規模			828,781	
平均 N			39,528	
平均 T			12.596	

注：1) 合併前の自治体（1995年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差および、合併後の自治体（2016年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差の2つを得ているが、両者に大きな差がないためここでは前者のみ示している。

付表 2. (7f)式の推定結果

	2004 年度に合併				2005 年度に合併			
	大きい自治体		小さい自治体		大きい自治体		小さい自治体	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
9 年前					0.010***	(0.002)	0.010***	(0.002)
8 年前	0.003	(0.003)	0.007***	(0.002)	0.015***	(0.003)	0.010***	(0.003)
7 年前	0.009**	(0.004)	0.012***	(0.003)	0.018***	(0.004)	0.012***	(0.004)
6 年前	0.016***	(0.005)	0.016***	(0.004)	0.023***	(0.006)	0.015***	(0.006)
5 年前	0.023***	(0.007)	0.022***	(0.005)	0.027***	(0.007)	0.019**	(0.007)
4 年前	0.030***	(0.008)	0.028***	(0.006)	0.030***	(0.007)	0.022***	(0.008)
3 年前	0.038***	(0.008)	0.034***	(0.007)	0.034***	(0.008)	0.027***	(0.009)
2 年前	0.046***	(0.009)	0.040***	(0.008)	0.038***	(0.009)	0.029***	(0.010)
1 年前	0.048***	(0.010)	0.048***	(0.009)	0.041***	(0.010)	0.030***	(0.010)
合併年度	0.041***	(0.011)	0.044***	(0.010)	0.027***	(0.010)	0.019**	(0.009)
1 年後	0.037***	(0.010)	0.040***	(0.011)	0.026***	(0.009)	0.015*	(0.008)
2 年後	0.038***	(0.010)	0.041***	(0.010)	0.015*	(0.008)	0.009	(0.007)
3 年後	0.033***	(0.009)	0.032***	(0.009)	0.013*	(0.007)	0.009	(0.006)
4 年後	0.029***	(0.008)	0.030***	(0.008)	0.017***	(0.006)	0.016***	(0.006)
5 年後	0.031***	(0.008)	0.032***	(0.007)	0.017***	(0.006)	0.018***	(0.005)
6 年後	0.029***	(0.007)	0.030***	(0.007)	0.018***	(0.005)	0.020***	(0.004)
7 年後	0.023***	(0.005)	0.028***	(0.006)	0.014***	(0.004)	0.018***	(0.004)
8 年後	0.019***	(0.005)	0.022***	(0.004)	0.012***	(0.003)	0.012***	(0.003)
9 年後	0.011***	(0.004)	0.017***	(0.003)	0.005***	(0.001)	0.006***	(0.001)
10 年後	0.008***	(0.002)	0.008***	(0.002)	-	-	-	-
土地区画の特徴	YES							
市町村の特徴	YES							
都道府県一年度効果	YES							
市町村線形トレンド	YES							
R ²	0.881							
標本規模	828,781							
平均 N	39,528							
平均 T	12.596							

注：1) 合併前の自治体（1995年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差および、合併後の自治体（2016年3月31日時点）についてクラスタを取り計算した標準誤差の2つを得ているが、両者に大きな差がないためここでは前者のみ示している。

第5章

地方交付税は 自治体の居住便益を高めるか？ — 資本化仮説を利用した分析 —

1. はじめに

中央政府から地方政府、および地方政府間での財政移転は地域間の所得格差や公共サービス格差の是正等を目的として多くの国で行われている。とりわけ日本の地方財政においては財政移転が大きな役割を果たしており、代表的な財政移転である地方交付税および国庫支出金が都道府県および市町村の歳入に占める割合は30%以上に達する。特に地方交付税は使途の制限されない一般補助金としての性格を持っていることから多くの自治体にとって主要な財源の1つとして機能している。地方交付税の主な目的は、自治体間の財政力の格差を解消するための財源調整（つまり地域間での歳入平準化）と、行政の計画的な運営が可能となるように必要な財源を保障する財源保障を行うことであり、このような財政調整と財源保障によって、相対的に財政力の低い地域で不足している公共サービスの水準を引き上げることが期待されているといえる¹。

地方に配分される交付税額は基本的に各地域の公共サービス生産に関する費用や需要に基づいて決定されるが、そうした条件が一定の下で交付税額が外生的に増加した場合、その増加額は自治体の公共サービス供給を増加させるか減税が行われることになる。公共サービスの増加や減税は当該地域に居住する便益を上昇させると考えられるから、住宅・土地需要を上昇させ、土地供給が完全に弾力的でない限りは地価が上昇する。

しかし上述のように交付税は一般補助金であるから、配分された交付税が住民の便益を最大限上昇させるように活用させるのかどうかは各自治体の意思決定に依存しており、また政治家や官僚による「無駄遣い」が行われているとするならば、交付税が居住の便益を高めるように利用されていない場合も考えられる。その他にも、これまでに行われてきた

¹ 地方交付税制度の財政調整機能には、自治体間の財政力の格差を解消するための財源調整機能と財源の保障を行う財源保障機能がある（『平成30年度 交付税のあらまし』）。財源保障機能については地方交付税の総額が所得税、法人税、酒税、消費税の一定割合および地方法人税の全額として法定されることにより、地方財源が総額として保障されているという意味でのマクロの財源保障と、基準財政需要額、基準財政収入額という基準の設定を通じて、どの地方団体に対しても行政の計画的な運営が可能となるように必要な財源を保障するという意味でのミクロの財源保障が存在する。

地方交付税に関する数多くの研究では、当該制度が内包すると考えられる、資源配分に及ぼす様々な非効率性が議論されてきた（林（2006）を参照）。交付税は単なる一般定額補助金ではなく中央政府の政策誘導装置としての側面を持った特定定率補助金の特徴を持つという議論（中野（2002）、土居・別所（2005）、石川（2006）等）や、交付税制度が地方の税収等歳入確保の努力を失わせる効果の有無に関する議論（田近他（2001）、西川・横山（2004）、田近・宮崎（2006）等；土居（1996, 2000）、堀場他（2003）等）、事後的補填を通じた歳出拡大（もしくは費用最小化努力の減退）効果に関する議論（山下他（2002）、赤井他（2003）、田近・宮崎（2006）、湯之上他（2009）等）などが主な文脈として挙げられる。結論が統一的ではない議論も存在するものの、これらの文脈が指摘するように交付税制度が自治体の行動を歪めるように設計されているのであれば、配分された交付税が住民の便益を最大限上昇させるように活用されない原因の一部となり得る。したがって、自治体に配分される交付税額が変化した場合、それがどの程度地価に資本化するのは明らかではない。

そこで本稿では、地方交付税が地価にどの程度帰着するのかについて定量的な分析を行う。具体的には、公共サービスの水準や租税負担が住宅や土地価格に帰着するという資本化仮説の枠組みの下で、地方交付税が各自治体の土地価格にどの程度影響を与えるかを、2002年度から2004年度にかけて行われた基準財政需要額の算定で利用される段階補正に関する補正係数の改訂を用いて分析する。この補正係数の改定は、比較的人口規模の小さい自治体に配分される交付税額を減少させる効果があった。実証分析の結果、交付税の増加は自治体の地価を上昇させており、交付税という形での国から市町村への財政移転が住民の便益を高める形で利用されていることが確認された²。さらに、住民一人当たりの交付税額が1単位増加した場合にどの程度一人あたり住宅面積の価格が上昇するかを計算したところ、実質割引率を1%から2%と保守的な値に見積もっても交付税の増加額に近い住宅価格の上昇が確認された。

本稿の分析に近い国内の先行研究としては、公共サービスの地価への帰着の程度と地方交付税をはじめとする財政移転との関係について分析を行っている近藤（2008a, 2008b）が存在する。近藤（2008a, 2008b）では、Brueckner（1982）を拡張する形で政府間財政移転（定額補助金および定率補助金）をモデルに組み込み、これらの財政移転が公共サービスの地価への帰着の程度にどのような影響を与えるのかを理論的および実証的に明らかにしている。近藤（2008a）は自治体の公共支出と国庫支出金の補助率および交付団体ダミーの交差項を導入したモデルを推定することで、国庫支出金補助率の上昇が帰着の程度を低下させており定率補助金として機能していること、地方交付税では定額補助金、定率補助

² 資本化仮説における小地域かつ開放地域の前提から、実際には交付税により上昇する住民の便益は地価の上昇で相殺される。ここでの「便益を高める」とはあくまで自治体が交付税を住民の便益を高めるような形で利用しているという意味である。

金のいずれの効果も持っていないが、少なくとも定額補助金としての効果は持っていないことを示している。また、近藤（2008b）は社会資本変数と国庫支出金の補助率および交付団体ダミーの交差項を導入したモデルを推定することで両者が公共投資の定率補助金として機能している可能性を指摘している。

まとめると、これらの研究では資本化仮説の枠組みを利用して、既存研究で議論されてきた地方交付税や国庫支出金の持つ非効率性を明示的に取り扱ったうえで、自治体歳出の資本化の程度に財政移転がどのような影響を与えるのかを分析している。一方、本稿では、配分された地方交付税が自治体によってさまざまな形で利用されたときに、どの程度居住の便益を高めるように利用されているのかを自治体の歳入面と地価との関係を通じて明らかにする。つまり、配分された地方交付税がどのような公共サービス歳出の増加に利用されて地価に帰着するのかという点については主眼ではなく、交付税額と地価との関係に注目し、配分した交付税が当該自治体への居住の価値を配分額以上に高めているのか、もしくは高めていないのかを分析することである。またデータの観点では、近藤（2008a, 2008b）では自治体単位の地価に関する価格指数を利用しているが、本稿ではより詳細な土地区画単位でのデータを利用している点で異なる。

財政移転と住宅価格（地価）との関係を分析した海外の既存研究としては主に以下の3点が存在する。Barrow and Rouse (2004)では、Brueckner (1982)のモデルに基づいて米国の州政府から学校区に対して行われる財政移転が住宅価格に与える影響について、1970-90年代にかけて多くの州で実施された学校区間での歳入の平準化を強化する財政移転制度の改革を利用して分析を行っている。結論としては、概ね財政移転はサミュエルソン条件を満たすという意味で効率的に利用されており、一人当たり財政移転額の上昇分だけ住宅価格も上昇していることから完全な資本化（full capitalization）が起きていると結論付けている。また、Hilber et al. (2011)は、英国の住宅価格データを用いて中央政府が地方自治体に対して行う財政移転が住宅価格にどの程度帰着するかを、各地域が国政与党を支持するか否かによって生じる政府間財政移転額の変動を操作変数として利用して分析を行っている。分析結果から、ほぼ完全な資本化が発生していること、そして住宅供給が非弾力的な地域ほど資本化の程度が大きいことを示している。また、Allers and Vermeulen (2016)はオランダの中央政府から地方自治体に対する財政移転の制度変更を利用して住宅価格への帰着の程度を分析しており、上記2つの研究と同様にほぼ完全な資本化が発生していると結論付けている。

以上の既存研究は単一国家の枠組みになっている米国州政府や単一国家である英国およびオランダでの研究であり、政府間財政移転は下位地方政府の財源の大きい割合を占めているという点で日本の地方財政の枠組みと類似する。特に様々な公共サービスを執り行っている一般政府の分析を行っているのはHilber et al.やAllers and Vermeulenのみで研究の蓄積が少ないため、日本においても同様に完全な資本化が成立しているのかを検証

することはこれら既存研究の文脈への貢献として考えられる。

本稿の構成は以下である。まず2節では、政府間財政移転が住民に及ぼす影響についての資本化仮説の枠組みにおける議論を、既存研究を取り上げながら詳述する。第3節では、本稿で行う分析について、用いるデータや方法を述べる。第4節では分析結果について議論し、資本化の程度について推計を行う。最終節では結論および分析上の課題を述べる。

2. 財政移転の資本化に関する議論の枠組み

前節で述べたように、財政移転の資本化に関する既存研究は公共支出や租税の資本化に関する研究に比べると数が少ないものの Barrow and Rouse (2004), Hilber et al. (2011) および Allers and Vermeulen (2016) が存在する。これらの研究では財政移転の住宅価格への帰着に関して、Brueckner (1982) による理論から出発している。各地域の住民は私的財および公共サービスから効用を得ており、どの地域に居住しても同一の効用水準となるように地代が決定される。また、各地方政府は固定資産税を徴収して公共サービスを供給する。このとき、住民の公共サービス供給に関する限界効用と固定資産税は資本化しているが、地方政府がわずかに公共サービスを増加させたときの限界費用とその際に必要となる固定資産税額とが等しくなるように公共サービス供給量を決定すれば、地域の住宅の総価値は最大化され、サミュエルソン条件を満たすという意味で効率的となる。このモデルに対して定額補助金を導入すると、地方政府の予算制約は変化するが目的関数は変化しない。したがって、サミュエルソン条件を満たすように効率的に公共サービス供給が行われている場合、定額補助金の導入はその増加の分だけ当該地域の地代を増加させる完全な資本化が発生することになる (Brueckner (1982))³。

しかしこのモデルには複数の仮定が置かれている (Hilber et al. (2011) を参照)。1つは、住民の選好や地域が同質でありかつ住民の移動費用がゼロであるという仮定である。住民の所得だけでなく、移動費用、公共サービスや私的財に対する選好および地域間に異質性が存在する場合には、地代は個人の居住に関する選好にも依存して決定されるようになるため、公共サービスに対する価値を完全に反映しなくなってしまう。したがって、Bruecknerの結果のようにサミュエルソン条件が満たされていたとしても財政移転は必ずしも完全に資本化するわけではなく、資本化の程度は過大にも過小にもなり得る。もう1つは、全ての財政移転が政治家や官僚によって公共部門の単なる肥大化や賃金の上昇などに用いられることなく、住民の便益に寄与する形で利用されるという仮定である。しかし、第1節で述べた交付税がもたらす資源配分の非効率性に関するこれまでの既存研究に基づけば、少なくとも一部の財政移転は住民の選好を反映しない形で利用されている可能性が

³ Barrow and Rouse (2004) ではこの議論に基づき、州政府から学校区への補助金の住宅価格への帰着の程度を分析することにより、効率的な公共サービス供給が行われているかを議論している。

高い。他にも例えば湯之上他（2009）では地方自治体の費用関数を推定することにより交付税の不交付団体より交付団体のほうが人口規模に対して歳出が高くなっており、効率的な財政運営が行えていないことを議論している。こうした既存研究は直接的に政治家や官僚による交付税の「無駄遣い」を示しているわけではないものの、ここで議論するように、政治家や官僚が住民の便益に寄与するように交付税を利用していないのであれば、交付税が増加したとしても地代には正の影響を与えないと考えられる。一方で、自治体に配分された交付税が公共投資に向かい、乗数効果により当該自治体内への投資を誘発するのであれば、交付税はその金額以上に地代を高める可能性も考えられる。Ando（2015）では相対的に交付税に依存している自治体を対象に交付税の増加が各行政歳出に与える影響を推定したところ、公共投資など特定の歳出が増加していることを実証している⁴。

現実には Brueckner で置かれている仮定が成立するとは考えにくいいため、上で議論したように資本化の程度には様々な要素が正および負の影響を及ぼす。つまり、地方交付税が地価に与える影響の大きさは、様々な相反する効果を持った要因が複合した結果として観察された値である。本稿の分析では、このような様々な効果を織り込んだ結果としての資本化の程度が推定値として観察され、交付税が増加した際に居住する場合の支払い意思額として解釈できるということである。次節では実証分析の方法について詳述する。

3. 分析

3.1. データ

本稿では特に首都圏の市町村に分析対象を絞り、2002年度から2004年度において地方交付税が地価に及ぼす影響を分析する⁵。首都圏の自治体を対象にする主な理由は以下の3つである。1つ目は、2000年代に市町村合併を経験しなかった自治体が比較的多いため市町村合併が地価に与える影響を極力排除できること、2つ目は比較的人口密集地が多く住宅・土地市場が十分に機能していると考えられること、3つ目は地理的環境がある程度類似しているため住宅・土地の供給環境が似通っていると考えられることである。具体的には1956年に制定された首都圏整備法で指定された「既成市街地」、「近郊整備地帯」および「都市開発区域」を分析の対象とする⁶。ただし、東京都、神奈川県、埼玉県および千葉

⁴ ただし、公務員の人件費に対しては有意な影響は存在しない。

⁵ 首都圏整備法における首都圏の範囲では、東京都、神奈川県、埼玉県および千葉県に加え、茨城県、栃木県、群馬県および山梨県も含まれている。しかし、相対的に都心から距離が離れているため都心付近の自治体と比較すると人口密集度が少ないと考えられることから主要な分析からは除外している。

⁶ 大都市圏における人口集中・過密問題を背景に、都心部への過度の人口・産業の集中を抑制し、圏域内での無秩序な市街化の抑制や受け皿の整備を推進するため、大都市圏整備法等（首都圏整備法〔1956年〕、近畿圏整備法〔1963年〕、中部圏開発整備法〔1966年〕）が制定された（国土交通省）。本法に基づき昭和32年から首都圏において「既成市街地」、「近郊整備地帯」、「都市開発区域」などの区域指定が行われており、人口・産業を既成市街地の外へ誘導するた

県内の市町村のみを対象とし、東京 23 区については財政移転制度などが市町村と大きく異なるため対象から除外する。また分析期間中には市町村合併が行われている自治体が存在しているが、合併が行われた場合財政変数が合併により大きく影響を受けることに加え、公共サービスに関する生産関数の形状も変化すると考えられる。そこで本稿では 2004 年度までに合併を行った自治体を除外して分析を行う。以上の操作の結果、該当する自治体の数は 147 となった⁷。

被説明変数である地価データに関しては、大規模かつ詳細なデータが得られる地価公示調査および都道府県地価調査を用いる。これらの調査は、国土交通省（都道府県地価調査は各都道府県）が毎年実施しており、全国各地域の標準的な地点（標準地）における地価を不動産鑑定士が評価するものである（地価公示調査では 2 名、都道府県地価調査では 1 名）。地価公示調査では毎年 1 月 1 日時点、都道府県地価調査では 7 月 1 日時点での各標準地の地価が公表される。本稿では自治体の財政データを用いて年度単位での分析を行うため、両調査については各年度に行われたものを対応させて用いている。また、分析では住宅地だけにサンプルを限定するため、各標準地のうち利用現況に「住宅」が含まれるもののみを用いることとする。標準地の年度ごとの観測数は表 1 に記載した。各年度の標準地数は約 7,400-7,500 であり、約 5,200 が地価公示調査、約 2,300 が都道府県地価調査である⁸。

また、これらの調査では各標準地の地価だけでなく、土地や建築物の特徴や形状、近隣環境に関する情報などの詳細な属性情報を得ることができるため、各地点特有の地価に影響する主要な要因をコントロールすることが可能である。具体的には付表 1 に記載した情報が標準地の属性として得られる。

表 1 標準地の分布

年度	合計	地価公示調査		都道府県地価調査	
		10 万人以上自治体	10 万人未満自治体	10 万人以上自治体	10 万人未満自治体
2002	7,535	4,173	1,083	1,740	539
2003	7,452	4,118	1,061	1,744	529
2004	7,401	4,112	1,059	1,703	527

注) 1) 筆者作成。

めの政策が行われてきた。

⁷ 後で議論する段階補正の影響を受けた標準団体（10 万人）未満の団体数は 87、特に影響が大きい人口 30,000 人以下の団体数は 27 である。

⁸ 後で議論する段階補正の影響を受けた標準団体（10 万人）未満の団体数に属する標準地の数は、各年度において地価公示調査では約 1,050-1,080、都道府県地価調査では約 530 である。

国外の資本化に関する多くの既存研究では実際に取引された住宅取引価格を用いて分析が行われている（財政移転の資本化を分析している、Barrow and Rouse (2004), Hilber et al. (2011)および Allers and Vermeulen (2016)も住宅価格を被説明変数として用いている）⁹。しかし、分析期間において対象地域をカバーするような詳細かつ大規模な住宅価格データを得ることが困難であることから、本稿では地価公示および都道府県地価調査を用いることとする。一方でこれらの調査は過去数年間に評価されたほとんどすべての標準地を再評価しているため、標準地点単位でパネルデータを構成することが可能であり、観測されない時間を通じて一定の異質性を統制することで欠落変数を原因とするバイアスを軽減できると考えられる。

財政移転のうち特に地方交付税が地価に与える影響を分析するが、地方交付税総額のうち 94%を占める普通交付税の算定は特定の算定式に基づいて行われるという特徴を持っていることから、地価への帰着の程度を推定するにあたって複数の内生性の問題が発生しうる。そこで、本稿では算定の制度変更による外生的な交付税額の変動を利用して内生性に対処する¹⁰。利用する制度変更は、2002年度から2004年度に行われた交付税の基準財政需要額の算定に関わる補正係数での段階補正の見直しである¹¹。この段階補正の見直しでは、補正係数の割増率が引き下げられ交付税額は3年間で約2,000億円縮減された。人口規模の小さい団体でも行政運営を合理的・効率的に行っている自治体は存在するため、その実態を反映することが見直しの目的であるとされた（総務省）。表2は当時総務省が自治体の人口規模別に算出した単年度あたりの影響額を示しているが、主に人口30,000人以下の自治体が影響を受けていることから、相対的に人口規模の小さい自治体を中心に見直しが行われたことが分かる。また住民一人あたりの交付税削減額で見ると、人口1,000人前後で一人当たり8,000円の削減と最も影響が大きくなっていることが分かる。図1に各人口段階における住民一人当たり影響額を示したが、表2の各人口段階における影響額を線形補完する形で各人口段階における影響額を求め一人あたりに換算することで作成している¹²。また、図1では影響額と同時に標準地の度数分布についてもヒストグラムで表

⁹ これらの研究では、自治体ごとの住宅価格指数や平均住宅価格などを分析に利用しており、個々の住宅区画のデータは利用していない。

¹⁰ 内生性の問題とその対処に関する詳細な議論は次節で行う。

¹¹ 現在までに段階補正の見直しは何度か行われている。主要なものとして1998年度から2001年度に人口4000人未満の自治体に対する段階補正の割増を一律とした見直し、本稿で扱う2002年度から2004年度に行われた見直しでは標準団体（10万人）未満の団体に対して段階補正を縮減する制度変更が行われた。しかし、2010年度にはこれら過去の団体の現状の財政状態に鑑み、段階補正の縮減に対する修正として700億円程度復元が行われた。詳しくは『平成30年度 地方交付税のあらまし』を参照されたい。

¹² 実際の補正係数の計算方法でも各人口段階での値を線形補完することにより自治体の人口に応じた値を算出している。

示しているが、影響額の範囲の観点から 15 万人以上の自治体については除外して示している。付図 1 ではさらに相対的に非常に人口規模の大きい横浜市、川崎市および千葉市のみを除外した場合での同様の図を示している。段階補正の見直しは人口 10 万人以下の自治体のみに影響するが、図 1 の度数分布から一定程度の標準地が影響を受けることが確認できる。同様に、表 1 から人口 10 万人以下の自治体に属する標準地が毎年 1600 程度存在することが分かる。

また、臨時財政対策債は地方交付税の一部の代替として措置される財源であるから、交付税と合わせて分析を行うことが望ましいと考えられる。そこで実際には、交付税額及び臨時財政対策債発行額を合計した額を財政移転に関する変数として用いる。以下では、この合計額を「地方交付税額」として定義して議論を進める¹³。

自治体に配分される交付税額の変化は、公共サービスや住民負担の変化を通じて人口移動を発生させ、地価に影響を及ぼす。そのため、交付税額の変化が地価に与える効果を分析するには人口規模などの人口動態を統制すべきではないと考えられるが、他の要因によっても人口規模などは影響を受けている。そこで実証分析では、自治体内の人口や年齢構成、人口密度などの人口動態や住民の所得水準を統制したモデルについても推定を行い、交付税額の係数の推定値が大きく変化するかどうかを確認する。加えて、地方交付税額の算定式は税収等他の歳入額やその決定要因に依存している可能性が考えられる。そこで、結果の頑健性を確認するためにも財政変数として、税収、譲与税収、交付金等、国庫支出金、(臨時財政対策債を除外した) 地方債発行額、期初地方債残高などを追加的に統制したモデルも推定を行う。推定結果で示すが、これらの変数について統制を行った場合でも交付税額が地価に与える効果の大きさはほとんど変化しなかった。

以上の人口動態、所得水準に関する変数および市町村の財政変数についての要約統計量は表 3 に、定義および出所については付表 2 に記載している。

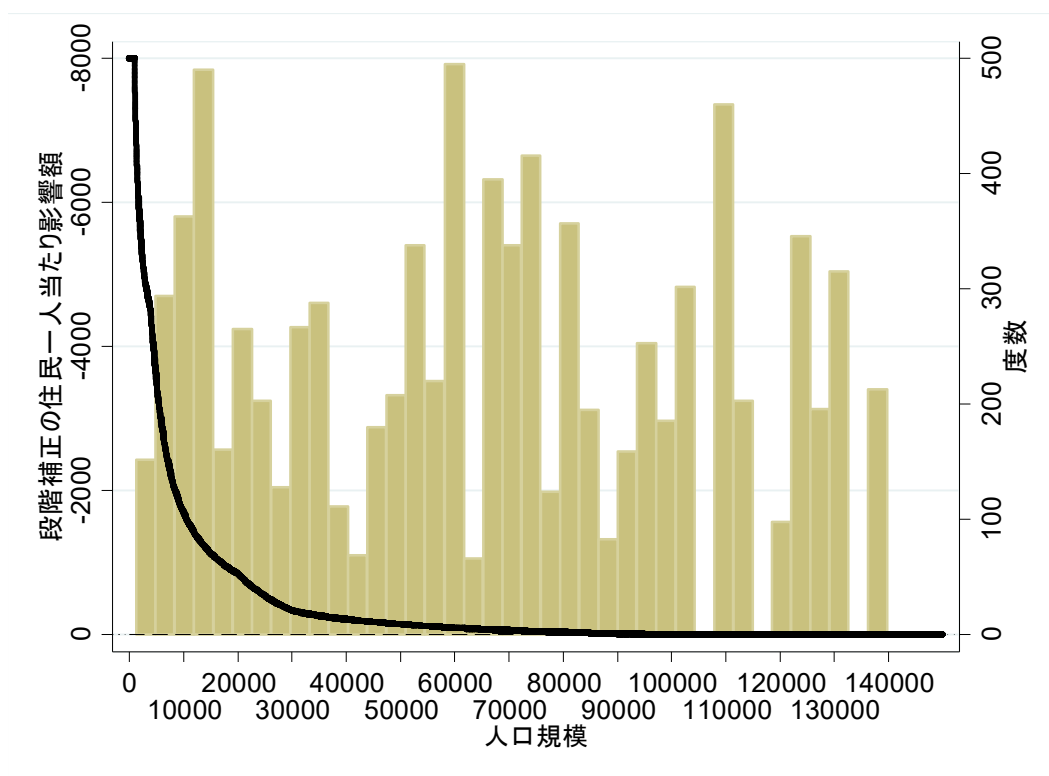
¹³ 臨時財政対策債を除外した地方交付税のみでの分析も行ったが推定から得られる結論は同様であった(付表 5)。

表 2 段階補正（市町村分）の見直しによる影響額

団体の人口段階	単年度影響額	住民一人当たり単年度影響額
1,000 人	-800 万円	-8,000 円
4,000 人	-1,800 万円	-4,500 円
8,000 人	-1700 万円	-2,125 円
12,000 人	-1700 万円	-1,417 円
20,000 人	-1700 万円	-850 円
30,000 人	-1000 万円	-333 円
100,000 人	0 円	0 円

注) 1) 『平成 15 年度 地方交付税のあらまし』をもとに筆者作成. 2) この段階補正の見直しにより, 交付税額は 2002 年度から 2004 年度の 3 年間で合計約 2,000 億円が削減された.

図 1 各人口段階における住民一人当たり交付税の減少額および標準地の分布



注) 1) 上図は段階補正の見直しによる, 各人口段階における住民一人当たり交付税の減少額および, 各人口段階での標準地の度数分布を示している. ただし, 影響額に関するグラフの範囲の観点から人口規模が 15 万人以上の自治体は除外している. 2) 影響額の単位は円.

表 3 要約統計量

変数		平均	標準偏差	最小値	最大値
地価 (円/m ²)	overall	11.880	0.619	9.000	14.509
	between		0.626	9.079	14.469
	within		0.034	11.655	12.094
人口 (人数)	overall	775044.1	1151370	4231	3518095
	between		1147333	4252.667	3518095
	within		8236.247	748556.8	799776.8
14歳以下人口割合	overall	0.138	0.009	0.103	0.207
	between		0.009	0.105	0.204
	within		0.001	0.130	0.148
65歳以上人口割合	overall	0.158	0.022	0.085	0.254
	between		0.021	0.085	0.249
	within		0.005	0.148	0.168
人口密度 (人/m ²)	overall	59.075	28.188	3.721	134.528
	between		28.253	3.752	134.528
	within		0.440	56.139	61.950
課税所得額 (一人当たり, 千円)	overall	3967.130	315.237	3006.843	4970.354
	between		310.188	3038.707	4970.354
	within		60.195	3826.821	4125.193
地方交付税額 (一人当たり, 千円)	overall	26.070	19.850	0.194	213.041
	between		19.534	0.260	204.877
	within		3.642	3.601	43.436
地方税収 (一人当たり, 千円)	overall	161.689	30.860	61.912	313.936
	between		30.682	65.023	299.523
	within		3.997	148.330	178.408
その他財政移転額 (一人当たり, 千円)	overall	24.405	4.410	16.060	48.362
	between		4.139	16.060	48.362
	within		1.564	20.252	28.439
特定補助金額 (一人当たり, 千円)	overall	43.622	14.982	14.930	106.655
	between		14.689	14.930	101.169
	within		2.850	26.487	63.670
料金・手数料 (一人当たり, 千円)	overall	8.492	3.598	1.757	14.761
	between		3.580	1.777	14.618
	within		0.372	6.389	10.731
地方債発行額 (臨時財政対策債発行額は除外, 一人当たり, 千円)	overall	19.197	13.130	0.000	80.666
	between		12.142	1.768	80.666
	within		5.082	-8.260	60.907

地方債残高（一人当たり，千円）	overall	342.880	185.103	95.918	702.524
	between		184.491	95.918	702.524
	within		11.314	299.510	396.191
シミュレーションした地方交付税額（一人当たり，千円）	overall	19.276	20.499	0.204	202.739
	between		20.539	0.204	198.489
	within		0.184	15.026	23.526

注) 1) 筆者作成. 2) 観測数は 22,388 であり，クロスセクションでの最大観測数が 7,808，平均の時系列数が 2.87 である. 3) Overall, between, within はそれぞれ， $\bar{\bar{x}} = 22,388^{-1} \sum_i \sum_t x_{it}$ $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_t x_{it}$ $x_{it} - \bar{x}_i + \bar{\bar{x}}$ と定義される.

3.2. 推定モデル

以下では、国の政策による交付税および臨時財政対策債を合計した財政移転額の変化が地価に与える影響を分析する。データの節で述べたように、地価公示・都道府県地価調査を用いているから分析の単位は土地区画となる。つまり、各土地区画が属する自治体の地方交付税額を各観測値に対応させることになる。また、大部分の標準地で毎年調査が行われているため、土地区画単位でのパネルデータを構成することが可能である。したがって、固定効果モデルでの推定を行うことで時間を通じた各地点特有の効果を統制することができるという利点がある。以上から推定するモデルは以下の式になる。

$$\ln V_{i,j,t+s} = \alpha + \beta \cdot G_{j,t} + \sum_s \gamma_s \cdot X_{s,j,t} + \sum_d \delta_d \cdot x_{d,i,t} + \sum_j \sum_t \theta_{j,t} \cdot I(j,t) + c_i + \epsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

ここで $V_{i,j,t+s}$ は年度 $t+s$ における標準地 i 、自治体 j の地価 ($s \geq 0$)、 $G_{j,t}$ は年度 t における自治体 j の住民一人当たり財政移転額、 $X_{s,j,t}$ は住民一人当たり換算した年度 t における自治体 j のその他の財政変数 s 、 $x_{d,i,t}$ は年度 t における標準地 i の特徴を表す変数、 c_i 標準地の固定効果、 $\epsilon_{i,j,t}$ は誤差項、 $(\alpha, \beta, \gamma, \delta, \theta)$ は推定するパラメータである。また、 $I(j,t)$ は都道府県ダミー、地価公示か都道府県地価調査を区別するダミーと年度ダミーを掛けた変数および、都道府県ダミー、地価公示か都道府県地価調査を区別するダミーと自治体の規模を分類するダミーを掛け合わせた変数であり、都道府県レベルでのマクロショックや自治体規模別での執り行う事務の違いなどの効果を調査時期および年度別に統制する¹⁴。

被説明変数である地価については(1)式に示したように、当該年度の値だけでなく s 期先の値を用いる ($s \geq 0$)。なぜなら、自治体に配分される交付税額の変化が自治体の予算を変化させ政策に影響を与え、公共サービス水準や住民負担を変化させるまでにはある程度のラグが存在すると考えられるからである。また先に述べたように、本稿で用いる地価公示調査や都道府県地価調査は実際の取引データではなく不動産鑑定士による評価額であるため、住宅市場での取引価格が反映されるまでにラグがあることも指摘されている (Shimizu and Nishimura (2006))。また一方で、住民が国による交付税額の削減 (段階補正の見直し) を事前に予期していたのであれば、公共サービス水準の低下や住民負担の増加を読み込んで実際に交付税が減少する前に地価が下落する可能性も考えられる。そこで、当該年度より 1 期前の地価を用いた場合の分析も行うこととする。4 節では次年度の地価を用いた場合の推定結果を基本として示すが、その他に 1 年前の地価を用いた場合か

¹⁴ 自治体の規模を分類するダミーは総務省が行っている自治体規模の分類に基づいており、政令指定都市、特別区、中核市、特例市、10万人未満の市、10万人以上の市、町村に分類したうえでダミー変数を作成し、多重共線性を避けるために 1 つ変数を除外して用いた。

ら 5 年先の地価を用いた場合の推定結果についても付表 6 に記載している。

3.3. 内生性への対応

上で述べたように、地方交付税額の決定は自治体の環境変数などの各地域の特徴に基づいて行われるため、交付税の算定に関わる全ての変数を統制しない限り欠落変数バイアスの問題が発生しうる。例えば基準財政需要額は単位費用、測定単位および補正係数の積で計算されるが、その測定単位には学校の教職員数や人口、世帯数、道路面積等国勢調査やその他の統計調査から得られる指標が利用されており、補正係数では人口や面積等の指標が利用されている。しかしながら、全てが明確な統計指標に依存して決定されるわけではなく、補正係数の中には国の政策誘導等の意図の下に操作可能なものも存在する。したがって算定に関わりかつ直接的に地価に影響するような変数を全て統制することは困難である。同様に交付税算定における基準財政収入額についても、自治体の税収に依存して算定が行われるため、地価および税収に影響を与える観測できない要因が統制できていない場合には欠落変数バイアスが発生しうる。また、地価は固定資産税などに影響を及ぼすことで基準財政収入額を変化させ、交付税額を変えてしまう逆因果の経路も考えられる。以上から、地方交付税額がどの程度地価に帰着するのかを分析するためには外生的な移転額の変動を利用することでこれらの内生性に対処する必要がある。

本稿では、データの説明で述べたように 2002 年度から 2004 年度にかけて行われた段階補正の見直しによる交付税額の変化を利用して交付税額に関する操作変数を作成し、識別に用いることとする。段階補正の見直しが基準財政需要額の変化を通じて地方交付税額を変化させることを識別に利用した既存研究としては、宮崎 (2008, 2010), Ando (2015) などが挙げられるが、本稿でもこれらの研究と同様に段階補正の見直しを利用する。現在までに段階補正の見直しは複数回行われてきているが、大規模かつ各自治体への見直しの影響額について総務省によるシミュレーションが行われているのは 2002 年度から 2004 年度に行われた制度変更のみであるため、入手可能性の観点から識別に利用するのはこの期間の見直しのみとなる。本稿では土地区画単位のパネルデータを構成して固定効果モデルの推定を行うため、識別には時間を通じた自治体内の交付税額の変動を利用する。制度変更による各自治体の交付税額の変動を識別に利用することによって、内生性の問題は回避できると考えられるが、人口動態に関する変数や他の財政変数など、交付税額や住宅価格を変動させる重要な環境変数を統制したモデルについても推定を行うことで推定結果の頑健性についても確認する。以下では操作変数の作成方法について詳述する。

住民一人当たり交付税額に対する操作変数の作成には、総務省のシミュレーションから作成した図 1 の人口段階別での一人当たり単年度影響額を用いる。自治体予算の急激な変化を避けるために、見直しは 2002 年度から 3 年間かけて行われており、シミュレーションでは単年度当たりの影響額が計算されている。見直しが行われる以前の 2001 年度の住

民一人当たり交付税額と臨時財政対策債発行額をそれぞれ LAT_{2001} 、 B_{2001} とし、2000年国勢調査の人口に基づいてシミュレーションから計算した住民一人当たりの単年度影響額を累積させた各年度の影響額を $\Delta LAT_{s\ i\ m}$ と置く。それらの変数を利用して、操作変数として用いる2002年度から2004年度におけるシミュレーションした一人当たり交付税額 $G_{s\ i\ m}$ は、 $G_{s\ i\ m} = LAT_{2001} + B_{2001} - \Delta LAT_{s\ i\ m}$ とかける。図1から分かるように人口規模に応じて影響額が異なってくるため、見直しによる影響を識別に利用するためには推定式で人口規模を固定する必要がある。しかし、用いる人口規模は2000年の国勢調査における値であるため固定効果モデルの場合には時間を通じた固定効果として吸収されることになり自動的に考慮されていることになる。また、2001年度から5年間の交付税額については基本的に2000年に行われる国勢調査で得られた人口規模等の統計に基づいて計算が行われているため、段階補正の見直し影響額および2001年度における交付税額は当該調査の人口規模や人口動態に基づいている。したがって、これらの変数が次年度以降の人口などを変化させたとしても分析期間中の交付税額に影響を与えていないことに注意されたい。

データの説明で述べたように、段階補正の見直しは人口規模が10万人未満の自治体に対してのみ影響があり、特に人口規模が3万人未満の自治体に対して交付税を削減する効果があったと考えられる。分析対象となる自治体のうち10万人未満および3万人未満の自治体は各年度でそれぞれ87件、27件であった。分析で利用する操作変数はこうした比較的人口規模の小さい自治体の交付税額のみに影響を与えたため、推定値は小規模自治体に関する値となっている可能性がある。次節では(1)式の推定結果について述べるが、標準誤差の推定については財政変数の割り当てが自治体レベルで行われていることから、標準地点ごとのクラスターで標準誤差の推定を行うのではなく、各自治体についてのクラスターで標準誤差の推定を行うこととする (Cameron and Miller (2015), Abadie et al. (2017))。

4. 推定結果

4.1. 主要な推定結果

(1)式の推定結果は表4である。被説明変数には次年度の地価を用いており、左列には交付税額および人口動態や所得水準、財政変数を記載している。表の(A)列から(C)列は交付税額の内生性を考慮せず固定効果モデルをOLS推定した結果、(D)列から(E)列は交付税額に関する内生性を考慮して操作変数を用いた推定結果である。また、(A)列と(D)列は自治体の人口規模や年齢構成、財政変数などを統制しない場合、(B)列と(E)列は人口規模や年齢構成などの人口動態および所得水準を統制した場合の結果、(C)列と(F)列は追加的に財政変数も統制した場合の結果となっている。

まず、固定効果モデルをOLS推定した(A)から(C)では地方交付税額の係数は有意でなく推定値もほとんどゼロに近い。また、人口動態や所得水準、財政変数などを統制したとしても係数の大きさはほとんど変化していないことが分かる。次に固定効果モデルを、操作

変数を用いて推定した(D)から(F)を確認すると、交付税額の係数は正で有意となっている。また、人口動態や所得水準、財政変数などの変数を統制しても係数の大きさは変化していない。追加的に統制した人口規模や年齢構成については14歳以下人口割合および人口密度についてはそれぞれ有意に正となっており直観とも整合的な結果が得られている。一方、他の財政変数に関する係数の推定値についてはどれも有意ではなかった。

本稿では段階補正の見直しに関するシミュレーションを利用して構成した操作変数のみを除外制約として用いているため丁度識別 (*just identified*) となっている。そのため、Hansen J-test を利用して統計的に操作変数の外生性 (*exogeneity*) を確認することはできない。しかし、段階補正の見直しは自治体の人口規模に応じて機械的に交付税への影響額が決定されること、土地区画ごとの固定効果を考慮しているため各自治体に関する時間を通じた固定効果についても統制されていることなどから、外生性については満たされていると考えられる。また、妥当性 (*relevancy*) については、付表4の(A)列から(C)列に表4(D)列から(F)列の推定に対応する第1段階での推定結果を示した。一見して明らかのように、操作変数の係数は有意に正となっており F 検定の p 値もほぼゼロであることから満たされることが分かる。

表4の推定結果では交付税額として地方交付税および臨時財政対策債発行額の和を利用していたが、交付税額の計算に基づいて自治体に対して配分される臨時財政対策債発行可能額とは異なり、臨時財政対策債発行額は発行可能額を限度として各自治体が金額を決定している。したがって、現在用いている交付税額は完全に計算式に基づいて決定されるものではなく自治体の意思決定に直接的に依存しているため、3.3節では議論できていない経路での内生性の問題が生じている可能性がある。そこで推定結果の頑健性を確認するために、付表5では臨時財政対策債発行額を含まない地方交付税額を用いた推定を行った。(A)列から(F)列はそれぞれ表4のそれと特定化が対応している。(A)列から(C)列で行っている固定効果モデルのOLS推定では係数が表4と比較すると大きくなっているが基本的に有意ではない。3.3節で議論した内生性について考慮した(D)列から(F)列の推定結果では、若干係数の大きさが異なる特定化が存在するもののほとんど表4の結果と等しいことが確認できる。

次に、表4の推定結果は交付税が配分される年度から1年後の地価を利用しているが、3.2節で議論したように交付税が自治体に配分されてからそれが政策に反映されるまでにラグが存在することや、分析に用いている地価公示調査と都道府県地価調査の地価に実際の取引価格が反映されるまでにはラグが存在すること、一方で住民が段階補正の見直しによって交付税がどの程度減少するのかを事前に認識している場合には実際に交付税額が減少する前に地価が下落すると考えられることなどが考えられる。そこで、付表6に1年前から5年後までの地価を被説明変数とした場合についての推定結果を表示した。「#1 地方交付税額」は表4(D)の推定モデル、「#2 地方交付税額」は付表5(D)の推定モデルを用い

たときの交付税額の係数に関する推定結果である。1年前と当年度では係数は有意ではなく値もゼロに近い。1年後から係数は有意に正となり始め、「#1 地方交付税額」では3年後に0.004と最大値になっていることが確認できる。

また、首都圏の定義として、東京都、神奈川県、埼玉県および千葉県に加え、茨城県、栃木県、群馬県および山梨県の「既成市街地」、「近郊整備地帯」および「都市開発区域」に位置する標準地も標本に加えた場合についても推定を行った結果が付表7である。付表6と同様に、交付税額として地方交付税および臨時財政対策債発行額の和を利用する場合（#1 地方交付税額）と地方交付税のみを利用する場合（#2 地方交付税額）で推定結果を表示している。交付税額の変化が地価に与える影響は3年後から有意に正となっており、付表6のケースと比較すると効果が発現するまでにより長い期間がかかっていることが分かる。つまり、都心から遠い自治体については近い自治体よりも相対的に住宅・土地市場が十分に機能していない可能性や住宅・土地供給の価格弾力性が都心よりも高いために交付税額の変化が価格に反映されにくい可能性が考えられる。

以上をまとめると、第1に段階補正の見直し自体は当該政策が行われる2002年度以前から議論が行われていたが、住民は政策変更に対する交付税の減少を予期して行動している可能性は低いと考えられる。しかし、交付税の変化が地価に反映されるまでにある程度の時間を要することから政策の実現にラグが存在することや地価公示調査および都道府県地価調査を利用することでラグが存在する可能性は否定できない。第2に、首都圏の定義としてより広範囲の標準地を標本とした場合には交付税の変化が地価に与える影響は小さくなり、係数が有意に正になるには長期間を要する。

政策の実現に関するラグについては、交付税が特に公共投資に利用されていることが一つの原因として考えられる。第1節で述べたように、交付税は特定分野の公共事業に伴う建設地方債の発行に対して、その金額に比例して当該年度や後年度の交付税が増額されるという特徴を持っているため、公共投資に対する定率補助金として機能している可能性が考えられる（中野（2000）、土居・別所（2005）等）。これらの既存研究では、実際に交付税算定における事業費補正など建設地方債への元利償還金に対する措置が都道府県や市町村の公共事業を促進させてきたことを実証しており、交付税と公共投資との密接な関係を示唆している。また、より直接的にはAndo（2015）が本稿で利用した段階補正の見直しを利用して交付税が自治体の歳出に与える影響を分析しており、交付税の減少が単独事業や補助事業の公共投資を抑制させることを示している。しかし、たとえ段階補正の見直しによって公共投資が減少したとしても、住民が享受している社会資本等のストックが大きく減少して地価に反映されるまでには時間を要すると考えられるため、推定された効果にはラグが観察されたと議論できる。

表 4 推定結果

変数	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
地方交付税額	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
人口（対数）		-0.499 (0.366)	-0.531 (0.368)		-0.372 (0.384)	-0.358 (0.401)
14歳以下人口割合		3.229*** (1.216)	2.841** (1.176)		2.750** (1.137)	2.255** (1.067)
65歳以上人口割合		-1.013 (1.188)	-0.899 (1.109)		-1.257 (1.205)	-1.080 (1.116)
人口密度		0.019*** (0.006)	0.021*** (0.006)		0.018*** (0.006)	0.021*** (0.007)
課税所得額		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
税収			0.001 (0.001)			0.001 (0.001)
料金・手数料			0.003 (0.004)			0.002 (0.004)
特定補助金			-0.000 (0.000)			-0.000 (0.000)
その他一般補助金			-0.003 (0.003)			-0.002 (0.003)
地方債残高			0.000 (0.000)			0.000 (0.000)
地方債発行額			-0.000 (0.000)			-0.000 (0.000)
被説明変数のラグ	+1	+1	+1	+1	+1	+1
観測数	22,388	22,388	22,388	22,388	22,388	22,388
決定係数	0.719	0.749	0.753	-	-	-
標準地数	7,808	7,808	7,808	7,808	7,808	7,808

注) 1) 筆者作成。財政変数および社会・経済変数のみを表示している。2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. 3) 不均一分散と自治体内での誤差項の相関について頑健な標準誤差を用いている。4) 説明変数の交付税額は、地方交付税額（普通交付税および特別交付税）と臨時財政対策債発行額の和である。(A) および(B)は交付税額に関する内生性を考慮しない固定効果モデル（OLS within estimator）, (C)および(D)は交付税額に関する内生性を考慮した操作変数による固定効果モデル推定の結果である。また、(B) および(D)は自治体内の人口構造や所得額などを統制したモデルである。5) 被説明変数の地価は1期先のものを利用している。

4.2. 資本化率の推計

次に、表 4 の推定値を利用して、自治体に配分された交付税がどの程度地価に帰着しているのかについて資本化率（CR）を計算する。住民一人当たり交付税額の係数の推定値を β 、自治体の 1 平方メートル当たり平均地価を \bar{V} 、住民一人当たりの住宅土地面積を L とすると、平均における住民一人当たり交付税額の増加が住民一人当たりの住宅土地価格に与える金額は $\beta \cdot \bar{P}L$ となる。各標準値における土地面積の情報が得られるため、住民一人当たりの住宅土地面積についてはデータから得られる土地面積の平均を平均的な家計人数で割ることによって算出する¹⁵。また、地価 V は各年の地代 r および割引率 γ を用いて $V = r/\gamma$ と書けることから、各年の資本化率（CR）は以下のように表現できる¹⁶。

$$CR = \gamma \cdot \beta \cdot \bar{V}L/\text{¥}1000 \quad (2)$$

表 5 の 1 行目に表 4 の推定値を用いて計算した資本化率を示した。割引率 γ は 1% から 6% までを利用して計算を行っている。その他に、付表 4 の推定結果から得られた推定値の最大値と最小値をそれぞれ用いた場合の資本化率についても計算を行っている。割引率や推定値の値によって資本化率は大きくばらばらになっているが、同時期の 10 年国債利回りが 1.5% 弱であったことと当時はデフレ基調にあったことを勘案すると、割引率を 1% から 2% と考えるのは保守的な計算であるため、表 4(D)-(F) で得られた推定値 0.003 に基づけば資本化率は 1 に近いかそれ以上の水準である。したがって、地方交付税が自治体に配分された場合には実現するまでに若干のラグが存在するものの資本化が発生していることが観察され、資本化の程度についても計算を行ったところ交付税額と同額程度かそれ以上に地価を上昇させる効果があると考えられる。

表 5 推定結果から計算した資本化率

	推定値 β	割引率 γ			
		0.01	0.02	0.04	0.06
表 4 : (D)-(F)	0.003	0.380	0.761	1.521	2.282
付表 4 : 最大値	0.004	0.507	1.014	2.029	3.043
付表 4 : 最小値	0.001	0.127	0.254	0.507	0.761

注) 1) 筆者作成。2) 計算した数値は、一人当たり交付税額が 1000 円増加した時の一人当たり住宅土地面積価格の増加額の割合を表している。3) 「表 4 : (D)-(F)」については表 4 のモデル(D)から(F)で得られた推定値の値を用いて資本化率を計算している。また、「付表 4 : 最大値」では、付表 4 に示している地価について他のラグを取った場合の推定結果のうち統計的に有意となった推定値の中で最大のものを、「付表 4 : 最小値」では、最小のものをういた場合の資本化率を計算している。

¹⁵ 「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査（総務省）」を利用して家計人数の平均値を算出した。

¹⁶ 交付税額の単位が 1000 円となっているため、資本化率の計算では地価の変化額を 1000 円で割ることになる。

5. おわりに

本稿では、公共サービスの便益や租税負担が住宅や土地価格に帰着するという資本化仮説の枠組みの下で、地方交付税が各自治体の土地価格にどの程度影響を与えるかを分析した。分析では、地価に関する大規模なデータが得られる地価公示および都道府県地価調査を用い、2002年度から2004年度にかけて行われた基準財政需要額の算定における段階補正の見直しで発生した地方交付税額の外生的な変動を利用して影響の大きさを推定した。実証分析の結果、実現するまでに若干のラグが存在するものの、交付税の増加は自治体の地価を上昇させており、交付税という形での国から市町村への財政移転が住民の便益を高める形で利用されていることが明らかになった。さらに、住民一人当たりの交付税額が1単位増加した場合にどの程度一人あたり住宅面積の価格が上昇するかを計算したところ、実質割引率を1%から2%と保守的な値に見積もっても交付税の増加額に近い住宅価格の上昇が確認された。

本稿の結果を踏まえると、自治体に配分された交付税は同額程度かその金額以上に居住に対する支払意思額を上昇させているため、2000年代に前半から行われた三位一体改革や識別に利用した段階補正で行われた交付税の削減に関する改革はその削減額以上に首都圏の自治体に居住する便益に負の影響を与えたと考えられる。1998年度および2002年度に行われた段階補正の見直しは、自治体に合理的および効率的に行財政運営を行わせるという目標の下行われたが、その結果自治体にとって居住の便益を増加させる効果の大きい財政移転を削減してしまった可能性が考えられる。

しかし結論にはいくつかの注意が必要である。1つ目は、分析では2002-04年度に行われた段階補正の見直しを効果の識別に利用したが、上で述べたようにこの制度変更は小規模自治体を対象にしたものであるということである。表1から明らかなように、比較的大きな人口規模の自治体では一人あたり地方交付税額の削減規模は小さいため自治体の行動にほとんど影響を与えていない可能性がある。分析対象とした標本での自治体数は10万人以下の自治体に限ると87団体であり、住民一人当たりの削減規模がある程度大きい団体はさらに数が減少する。したがって交付税の削減の影響を十分に捉えることができている可能性がある。2つ目は、ここで得られた結果はあくまで2002年度から2004年度における交付税制度に基づいているということである。今日までに交付税制度は様々な変更が行われ、算定方式が見直されており、例えば2007年度に行われた包括算定経費の導入や補正係数の削減、単位費用の統合などの一連の算定の簡素化・透明化に向けた取り組みなどがなされている。地方交付税がどの程度地価に帰着しているのかについては、現状の地方交付税制度の仕組みにも依存していると考えられる。このような外的妥当性に対処するためには、地方交付税の地価への帰着の程度を推定する際に本稿で利用した段階補正の見直し以外の制度変更等、自治体にとっては外生的に交付税が変化したイベントを利用した場合に推定結果が変化するかについて分析を行う必要があるだろう。

また第1節で述べたように、本稿では交付税の変化に対する自治体の行動については陽表的に扱わないため、交付税額の変化に対する他の歳入項目や歳出の変化については捉えることができていない。ただし4.1節で述べたように、交付税に関する既存研究によれば交付税は公共投資に対する定率補助金として機能しており（中野（2000）、土居・別所（2005）等）、実際に交付税の増加が公共投資をそれ以上に押し上げることが示されている（Ando（2015））。

同時に、交付税が増加することで、投資的経費の大部分を占める普通建設事業費が増加するという事は、それらの財源の一つとなっている地方債についても発行額が増加する可能性が高いと考えられる。普通建設事業の財源のうち、地方債は約40%を占めており（2004年度、補助事業では約35%、単独事業では約40%）、その他の主要な財源である一般財源や国庫支出金よりも大きい割合を占めている。したがって交付税が増加することで普通建設事業への歳出が増加するのであれば、将来の地方債発行額が増加すると考えられる。しかし、Ando（2015）の分析によれば、交付税の増加は有意に国庫支出金等の特定補助金を増加させるものの、有意に地方債発行を誘発する関係は観察できず、税収等他の歳入項目を変化させる効果も小さいという結果を得ている。以上から、交付税の変化は債務発行や税収等直接的に住民負担につながる歳入項目にはそれほど影響を与えていないと考えられる。

最後に研究の今後の拡張可能性について簡単に述べる。本稿では土地区画単位の地価データを利用しているにもかかわらず自治体単位の効果を分析しているため、十分にそのデータの特徴を利用できていない。交付税が自治体による社会資本投資などに向けられていることを考えると、自治体内での交付税の資本化の程度には濃淡が存在すると考えられる。資本化の程度のばらつきは域内の公共サービス供給の分布を反映していると考えられるため、その分布に関する地理的、社会的および政治的な要因と併せて考察することによって、空間的な視点から公共サービス・社会資本供給の議論を行うことが可能になると考えられる。

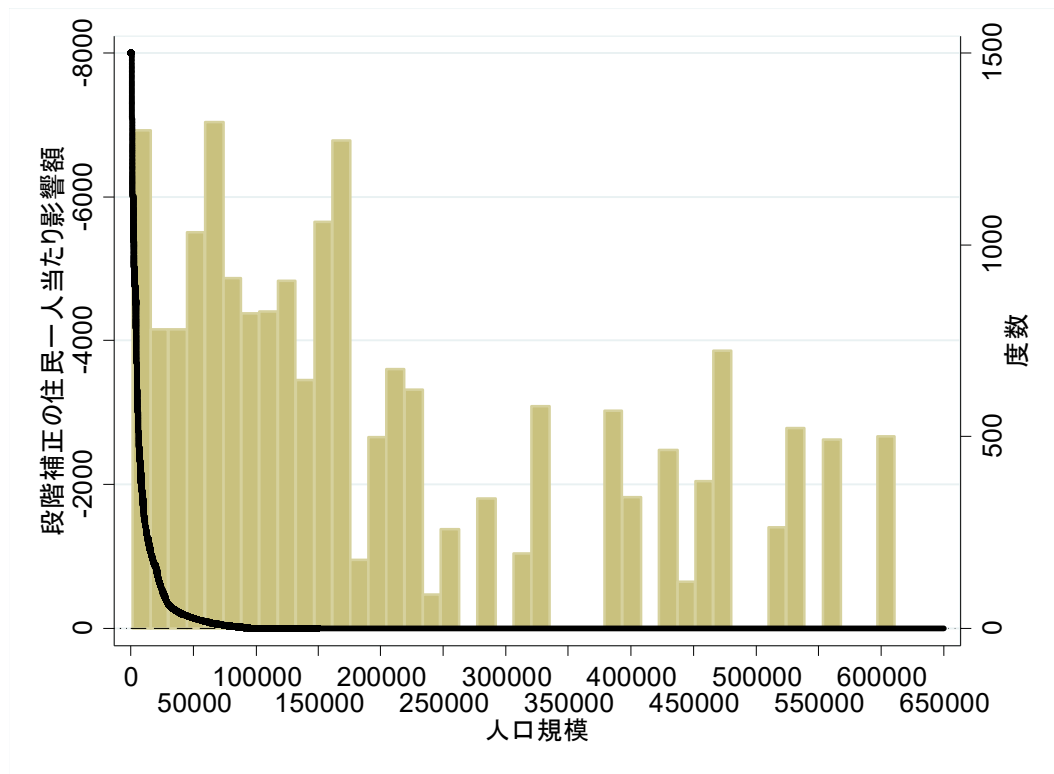
参考文献

1. 赤井 伸郎・佐藤 主光・山下 耕治 (2003)『地方交付税の経済学：理論・実証に基づく改革』, 有斐閣.
2. 石川達哉 (2006)「建設地方債に対する交付税措置の価格効果--「定率の特定補助金」がもたらす厚生上の損失」『ニッセイ基礎研究所報』第 41 号, 55~84 頁.
3. 近藤春生 (2008a)「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』], 307~333 頁.
4. 近藤春生 (2008b)「社会資本の効率性と政府間財政移転--資本化仮説に基づく実証分析」『住宅土地経済』第 69 号, 29~35 頁.
5. 田近栄治・宮崎毅 (2006)「地方交付税と地方自治体の財政改善努力: 全国市町村データによる分析」『会計検査研究』第 38 号, 1~13 頁.
6. 田近栄治・油井雄二・佐藤主光 (2001)「地方交付税の何が問題か--緩む地方の財政規律と阻害される財政改善努力」『税経通信』第 56 巻第 12 号, 23~33 頁.
7. 地方交付税制度研究会 (編著)『地方交付税のあらまし』(一般財団法人地方財務協会) (平成 15 年度版, 平成 30 年度版)
8. 土居丈朗 (2000)『地方財政の政治経済学』, 東洋経済新報社.
9. 土居丈朗 (1996)「日本の都市財政におけるフライペーパー効果--地方交付税と国税減税の等価性の検証 (地方財政特集)」『フィナンシャル・レビュー』第 40 号, 95~119 頁.
10. 土居丈朗・別所俊一郎 (2005)「地方債元利償還金の交付税措置の実証分析--元利補給は公共事業を誘導したか」『日本経済研究』第 51 号, 33~58 頁.
11. 中野英夫 (2002)「地方債制度と財政規律: 地方債の交付税措置を通じた地方債許可制度の歪み (「地方財政制度の課題と評価」特集)」『フィナンシャル・レビュー』第 61 号, 146~161 頁.
12. 西川雅史・横山彰 (2004)「地方政府の徴税インセンティブ--徴収率の格差と地方交付税制度」『日本経済研究』第 50 号, 165~179 頁.
13. 林正義 (2006)「地方交付税の経済分析」『経済政策ジャーナル』第 3 巻第 2 号, 6~24 頁.
14. 堀場勇夫・持田信樹・深江敬志 (2003)「地方交付税制度とモラルハザード: 固定資産税制度との関連で (大住栄治名誉教授記念特集号)」『青山経済論集』第 54 巻第 4 号, 27~58 頁.
15. 山下耕治・赤井伸郎・佐藤主光 (2002)「地方交付税制度に潜むインセンティブ効果--フロンティア費用関数によるソフトな予算制約問題の検証 (「地方財政制度の課題と評価」特集)」『フィナンシャル・レビュー』第 61 号, 120~145 頁.
16. 湯之上英雄・倉本宜史・小川亮 (2009)「地方交付税制度が歳出行動に与える影響: 交付・不交付団体の差異に着目した実証分析」『大阪大学経済学』第 59 巻第 3 号 236~251

頁.

17. Abadie, A., Athey, S., Imbens, G.W., Wooldridge, J., 2017, When should you adjust standard errors for clustering?, NBER Working Paper Series.
18. Allers, M.A., Vermeulen, W., 2016. Capitalization of equalizing grants and the flypaper effect, *Regional Science and Urban Economics* 58, 115-129.
19. Ando, M., 2015. Heterogeneous effects of fiscal equalization grants on local expenditures: evidence from two formula-based variations, IPSS Working Paper Series (E) 25.
20. Barrow, L., Rouse, C.E., 2004. Using market valuation to assess public school spending, *Journal of Public Economics* 88(9), 1747-1769.
21. Brueckner, J.K., 1982. A test for allocative efficiency in the local public sector, *Journal of Public Economics* 19(3), 311-331.
22. Cameron, A.C., Miller, D.L., 2015. A practitioner's guide to cluster-robust inference, *Journal of Human Resources* 50(2), 317-372.
23. Hilber, C.A.L., Lyytikäinen, T., Vermeulen, W., 2011. Capitalization of central government grants into local house prices: Panel data evidence from England, *Regional Science and Urban Economics* 41(4), 394-406.
24. Shimizu, C., Nishimura, K.G., 2006. Biases in appraisal land price information: The case of Japan. *Journal of Property Investment & Finance* 24(2), 150–175.

付図 1 各人口段階における住民一人当たり交付税の減少額および標準地の分布



注) 1) 上図は段階補正の見直しによる，各人口段階における住民一人当たり交付税の減少額および，各人口段階での標準地の度数分布を示している．ただし，人口規模が他の自治体と比較すると極めて大きい横浜市，川崎市および千葉市は除外している．2) 影響額の単位は円．

付表 1 標準地の属性情報

変数	説明
標準地の面積 (地積)	単位を「m ² 」とする。
建物構造	鉄骨・鉄筋コンクリート, 鉄筋コンクリート, 鉄骨造, 軽量鉄骨造, ブロック造, 木造
建物の地上階 数・地下階数	単位を階とする。
水道, ガス, 下水 の有無	標準地の建物で水道, ガス, 下水道が得られるかどうか。
標準地の形状	台形, ほぼ台形, ほぼ長方形, 正方形, 台形, 長方形, 不整形
間口奥行比率	標準地の間口幅と奥行幅の比率。
最寄り駅からの 距離	標準地から鉄道駅までの道路距離。単位は「m」。
前面道路の状況	区画街路, 区道, 県道, 国道, 市道, 私道, 村道, 町道, 都道, 道道, 道路, 農道, 府道, 林道
前面道路の方位	西, 東, 南, 南西, 南東, 北, 北西, 北東
前面道路の幅員	単位は「m」とする。
前面道路が駅前 に位置するか	前面道路が駅前に位置するかどうかによる区別。
前面道路の舗装 状況	標準地の前面道路の舗装状況。
側道状況	三方路, 四方路, 側道, 背面道
側道の方位	西, 東, 南, 南西, 南東, 北, 北西, 北東
法規制	都市計画法その他法令の制限を受けているかどうかの区別。
建ぺい率	建築物の延べ面積の敷地面積に対する割合。単位は「%」。
容積率	敷地面積に対する延べ床面積の割合。単位は「%」。

注) 1) 筆者作成。

付表 2 財政変数および環境変数の定義

変数	定義	出典
地方交付税額	地方交付税額（普通交付税および特別交付税）と臨時財政対策債発行額の和を期初の人口で割った値.	地方財政状況調査（総務省）
人口（対数）	期初の人口に対して自然対数を取った値.	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査（総務省）
14 歳以下人口割合	期初の人口における 14 歳以下人口が占める割合.	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査（総務省）
65 歳以上人口割合	期初の人口における 65 歳以上人口が占める割合.	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査（総務省）
人口密度	期初の人口を可住地面積で割った値.	社会人口統計体系（市区町村基礎データ）
課税所得額	各期の個人住民税課税対象所得額を期初の人口で割った値.	社会人口統計体系（市区町村基礎データ）
税収	地方税総額を期初の人口で割った値.	地方財政状況調査（総務省）
料金・手数料	使用料および手数料の和を期初の人口で割った値.	地方財政状況調査（総務省）
特定補助金	国庫支出金および都道府県の和を期初の人口で割った値.	地方財政状況調査（総務省）
その他一般補助金	地方譲与税、利子割交付金、配当割交付金、株式等譲渡所得割交付金、地方消費税交付金、ゴルフ場利用税交付金、特別地方消費税交付金、自動車取得税交付金、軽油引取税交付金、地方特例交付金、交通安全対策特別交付金および国有提供施設等所在市町村助成交付金の和を期初の人口で割った値.	地方財政状況調査（総務省）
地方債残高	期初の地方債残高を期初の人口で割った値.	地方財政状況調査（総務省）
地方債発行額	当期の地方債発行額を期初の人口で割った値.	地方財政状況調査（総務省）

注) 1) 筆者作成.

付表 3 人口規模別自治体数

	全体	10 万人未満	3 万人未満	2 万人未満	12000 人未満	8000 人未満	4000 人未満
2002 年度	147	87	27	18	7	2	0
2003 年度	147	87	27	18	7	2	0
2004 年度	147	87	27	18	7	2	0

注) 1) 筆者作成. 2) 各年度における人口規模別の自治体数を表示している. 段階補正の見直しの影響を受ける自治体は人口 10 万人未満の自治体である.

付表 4 操作変数を用いた固定効果モデル推定における第 1 段階の推定結果

変数	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
シミュレーションした	3.770***	3.897***	3.826***	4.304***	4.447***	4.384***
交付税額	(1.103)	(1.085)	(1.061)	(1.131)	(1.204)	(1.215)
人口 (対数)		-36.758	-53.443		-53.657	-73.118
		(52.481)	(57.293)		(50.289)	(53.357)
14 歳以下人口割合		163.833	200.962		114.802	125.449
		(135.349)	(138.179)		(135.896)	(130.337)
65 歳以上人口割合		-21.597	-39.444		-177.451	-193.821
		(115.491)	(120.015)		(118.789)	(123.021)
人口密度		-0.042	-0.197		0.844	0.794
		(0.732)	(0.798)		(0.655)	(0.699)
課税所得額		0.007	0.007		-0.008	-0.008
		(0.006)	(0.006)		(0.007)	(0.007)
税収			-0.101			-0.068
			(0.072)			(0.066)
料金・手数料			0.330			0.351
			(0.397)			(0.282)
特定補助金			0.043			-0.003
			(0.046)			(0.042)
その他一般補助金			-0.279			-0.600
			(0.447)			(0.413)
地方債残高			-0.009			-0.011
			(0.012)			(0.010)
地方債発行額			-0.001			-0.007
			(0.023)			(0.027)
観測数	22,919	22,919	22,919	22,919	22,919	22,919
決定係数	0.760	0.763	0.767	0.753	0.761	0.767
標準地数	7,945	7,945	7,945	7,945	7,945	7,945
F 統計量 (p 値)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：1) 筆者作成。財政変数および社会・経済変数のみを表示している。2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
 3) 表と付表における第 1 段階の推定結果である。4) 不均一分散と自治体内での誤差項の相関について頑健な標準誤差を用いている。5) (A)から(C)は表 4 の(D)列から(F)列に対応、(D)から(F)は付表 5 の(D)列から(F)列に対応している。6) 地方交付税額、課税所得額、税収、料金・手数料、特定補助金、その他一般補助金、地方債残高および地方債発行額についてはすべて住民一人当たりで換算した変数を用いている。また、地方交付税額については臨時財政対策債発行額を含まない地方交付税額のみを用いている。7) F 統計量 (p 値) では全ての係数が 0 に等しいという帰無仮説の検定結果を示している。

付表 5 地方交付税額から臨時財政対策債発行額を除外した場合の推定結果

変数	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
地方交付税額	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
人口（対数）		-0.465 (0.360)	-0.494 (0.362)		-0.344 (0.384)	-0.331 (0.398)
14歳以下人口割合		3.182** (1.226)	2.809** (1.187)		2.929** (1.217)	2.517** (1.156)
65歳以上人口割合		-0.949 (1.136)	-0.829 (1.059)		-0.857 (1.075)	-0.698 (0.994)
人口密度		0.019*** (0.005)	0.021*** (0.006)		0.016*** (0.006)	0.018*** (0.007)
課税所得額		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)		0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
税収			0.001 (0.001)			0.001 (0.001)
料金・手数料			0.003 (0.004)			0.002 (0.004)
特定補助金			-0.000 (0.000)			-0.000 (0.000)
その他一般補助金			-0.003 (0.003)			-0.002 (0.003)
地方債残高			0.000 (0.000)			0.000 (0.000)
地方債発行額			-0.000 (0.000)			-0.000 (0.000)
被説明変数のラグ	+1	+1	+1	+1	+1	+1
観測数	22,388	22,388	22,388	22,388	22,388	22,388
決定係数	0.721	0.750	0.754	-	-	-
標準地数	7,808	7,808	7,808	7,808	7,808	7,808

注：1) 筆者作成。財政変数および社会・経済変数のみを表示している。2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。
 3) 被説明変数の地価（対数）は1年度先の値を用いている。4) 不均一分散と自治体内での誤差項の相関について頑健な標準誤差を用いている。5) (A)から(C)は交付税額に関する内生性を考慮しない固定効果モデル（OLS within estimator）での推定結果、(D)から(F)は交付税額に関する内生性を考慮した操作変数による固定効果モデルでの推定結果である。6) 地方交付税額、課税所得額、税収、料金・手数料、特定補助金、その他一般補助金、地方債残高および地方債発行額についてはすべて住民一人当たりで換算した変数を用いている。また、地方交付税額については臨時財政対策債発行額を含まない地方交付税額のみを用いている。

付表 6 地価について他のラグを取った場合の推定結果

ラグの数 変数	-1	0	1	2	3	4	5
#1 地方交付税額	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)
#2 地方交付税額	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.001** (0.001)
観測数	22,524	22,919	22,388	21,192	19,722	18,223	17,387
標準地数	7,824	7,945	7,808	7,581	7,383	6,582	6,101

注) 1) 筆者作成. 地方交付税額の係数の推定値のみを表示している. 2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. 3) 不均一分散と自治体内での誤差項の相関について頑健な標準誤差を用いている. 4) #1 地方交付税額は表 4 (D)の推定モデル, #2 地方交付税額は付表 5 (D)の推定モデルを用いたときの結果である. 観測数および標準値数は#1 と#2 で同一であるため列ごとに表示している.

付表 7 地価について他のラグを取った場合の推定結果：標本範囲を拡大させた場合

ラグの数 変数	-1	0	1	2	3	4	5
#1 地方交付税額	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001** (0.001)
#2 地方交付税額	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001** (0.001)
観測数	27,215	27,677	27,031	25,564	23,738	21,902	20,892
標準地数	9,444	9,588	9,422	9,153	8,904	7,919	7,315

注: 1) 筆者作成. 地方交付税額の係数の推定値のみを表示している. 2) 首都圏整備法における首都圏の範囲に従い, 東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県, 茨城県, 栃木県, 群馬県および山梨県を対象とした場合の推定結果である. 3) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. 4) 不均一分散と自治体内での誤差項の相関について頑健な標準誤差を用いている. 5) #1 地方交付税額は表 4 (D)の推定モデル, #2 地方交付税額は付表 5 (D)の推定モデルを用いたときの結果である. 観測数および標準値数は#1 と#2 で同一であるため列ごとに表示している.

謝辞

本論文を結ぶにあたり，ご指導およびご鞭撻をいただいた方々に深く感謝の意を表します。

東京大学経済学研究科林正義教授には，筆者が学部生の時以来，研究のアイデアから分析，論文作成に至るまで，終始一貫して暖かいご指導とご鞭撻を賜りました。ここに深謝の意を表します。本論文の作成にあたり，審査委員として貴重なご教示を賜りました，持田信樹教授，小川光教授，佐藤泰裕教授（いずれも東京大学経済学研究科），別所俊一郎総括主任研究官（財務省財務総合政策研究所）には心より感謝申し上げます。特に持田教授，小川教授には普段より多大なご指導をいただいたことを感謝いたします。

また本研究の一部の遂行にあたっては，JSPS 科学研究費補助金（科研費）18J13891，ならびに公益財団法人石井記念証券研究振興財団より研究助成を頂きました。ここに謝意を表します。

平成 31 年 3 月

鈴木崇文