

ふるさと納税の受入れが地域経済に及ぼす影響 —影響の非線型性に着目した実証分析—

小川光（東京大学）・田村なつみ（国立国会図書館）・深澤映司（富山大学）

要 旨

本稿では、ふるさと納税の受入れを財源とした地方公共サービスの供給に起因した地域経済活性化効果の有無について、全国の市町村データに基づくパネル推定等を行った。分析にあたっては、地方政府の政策が地域経済にもたらす効果に焦点を合わせた各種の先行研究の分析手法を踏まえていくつかのアウトプット指標（付加価値額、課税所得、税金）を設定し、ふるさと納税受入れの効果が非線型である可能性を考慮した推定を行っている。分析の結果、ふるさと納税の受入れは少なくとも個人の課税所得と個人住民税（所得割）の税金に対して正の効果を持つ可能性があるが、その効果はふるさと納税への依存が進むほど逓減する傾向が認められた。

キーワード：ふるさと納税、地方公共サービス、地域経済、付加価値額、課税所得、税金

JEL codes: H27, H71, R11, R15

1. はじめに

ふるさと納税制度が平成 20（2008）年度の税制改正で創設されてから、早くも 15 年以上が経過した。その間、この制度をテーマとした実証的な研究に基づく知見も相応に蓄積されてきた。例えば、住民がふるさと納税の寄附を行う動機、寄附金の受入れに積極的な自治体の特徴、同制度の下で自治体財政の効率性が損なわれていないかといった問題をめぐる実証分析が行われている¹。また、自治体同士が寄附金を得るために返礼品の調達価額を引き上げ合う返礼品競争の発生の有無、そして 2019 年度に導入された返礼割合（返礼品調達価額 ÷ 寄附金額）の上限規制（いわゆる「指定制度」）が有効に機能しているかについても定量的な分析が進められてきた²。

しかし、これまでに必ずしも掘り下げた分析がなされてこなかった問題も存在する。代表的なものが、ふるさと納税が地域経済に与える効果である。ふるさと納税制度が地域活性化につながることは当初より期待されていた。例えば、制度設計の指針となった「ふるさと納税研究会報告書（総務省）」の中でも、「得られた収入を納税者の『志』に応えられる施策に活かしていくことを通じて、その地域が活性化し、内発的発展が促されることが期待される」と記述されている³。

ふるさと納税の寄附金を受入れた全国の自治体は、それを財源として、様々な事業を行っている。寄附金が充てられている事業の分野には、子育て、教育、福祉、地域振興はもちろんのこと、防災や災害復旧・復興なども含まれており、事業の内容は多岐にわたる。こうした地方公共サービスの供給が各地域の経済の活性化へとつながっているかどうかを検討する論考が全く見当たらないわけではないが、効果が広範かつ時間を経て発現するため、その捉え方が難しく、その分析が十分になされているとは言い難い状況である。

その中で、重藤・織田・森山・藤山・青木（2020）と深澤（2022）は例外であろう。前者は、返礼品を供給している 5 事業者を対象とした独自調査の結果を踏まえ、小規模な自治体による返礼品の購入がもたらす経済波及効果に関する試算を行っている。そこでは、事業者が地場産品を返礼品として提供し、かつその雇用が域内雇用中心である場合には、返礼品調達

¹ 住民の寄附動機については西村・石村・赤井（2017）と Yamamura, Tsutsui and Ohtake（2023）、自治体の行動については伊藤（2022）、自治体の効率性に与えた影響については Ogawa and Kondoh（2022）を参照のこと。

² 自治体間競争については Fukasawa, Fukasawa and Ogawa（2020）、末松（2020）、深澤（2020）、規制の効果については鈴木（2019）、橋本・鈴木（2021）、深澤（2024）を参照のこと。なお、規制(特例)という観点では、ワンストップ特例制度の寄附行動への影響を分析したものに、稲田（2017）と小西・小川・伊藤・伊藤（2024）がある。

³ 総務省「ふるさと納税研究会報告書（平成 19 年 10 月）」3 頁。

価額の40～70%が域内の雇用者所得になると試算している⁴。後者は、全国の市町村を対象としたヘドニック・アプローチに基づく定量的な分析（地価関数の推定）を通じて、ふるさと納税に基づく各種事業の実施が住民の便益の向上に結び付いていることは統計学的に有意な形では確認できないとの結論を示している。これらは、分析が難しいテーマに寄り組むチャレンジングな研究ではあるが、その分析は以下のような課題を抱えている。前者についていえば、特定地域の自治体や事業者を対象とした試算に基づく結論が、全ての自治体や事業者にそのまま当てはまるとは限らず、ふるさと納税制度全体の評価につなげることはできないだろう。後者では、自治体によるふるさと納税の受入れが域内における地価の上昇へと結び付くまでに相応の時間を要することが視野に入れられておらず、中長期にわたる効果を捉えていないという課題を抱えている。

本稿では、ふるさと納税の受入れを財源とした地方公共サービスの供給に起因した地域経済活性化効果の有無について、全国の市町村データに基づく分析を行う。本稿の特徴は2つある。第一に、効果の捉え方が難しいテーマであるが、地方公共政策の効果を推定する先行研究においてアウトプット指標として用いられている付加価値額だけでなく、課税所得や税収を含めた複数の視点から、ふるさと納税受入れの効果を捉える試みとなっている。第二に、ふるさと納税の受入れへの依存度が極端に高い自治体とそうでない自治体では、それを財源とした地域経済に対する効果の現れ方も異なる可能性がある点に配慮して、ふるさと納税の受入れと各種のアウトプット指標との関係が線型ではない可能性を視野に入れた形で分析を行っている。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では、全国の市町村データに基づき、ふるさと納税の純受入額の対歳出比率の分布状況を概観するとともに、同比率が高い自治体が低い自治体と比較して経済・社会・財政面でどのような特徴を持った自治体であるのかを確認する。続く第3章では、自治体による寄附金の受入が地域の生産や税収に対してどのようなメカニズムを通じて影響をもたらすのかについて理論的な整理を行う。そして、第4章において、地方公共サービスの地域経済に対する影響をテーマとして行われてきた先行研究を踏まえて本稿の分析方法を定め、第5章においては、寄附金の受入が各種のアウトプット指標（付加価値額、課税所得、個人住民税収）に対して及ぼす影響の有無をめぐる実証分析を、非線型性の観点を取り入れた形で行う。最後に、第6章をまとめとする。

⁴ 地元事業者に対するふるさと納税返礼品の発注は、地元事業者が請け負う従来型の公共事業と同様の性格を持って地域に影響を与える点に着目した考察が鈴木 (2024)によってなされている。

2. ふるさと納税依存度の分布状況等

本稿における分析の背景には、ふるさと納税の受入れへの依存度の高低とそれを財源とした地域経済活性化効果との間に非線型の関係が認められるのではないかという問題意識がある。そのような問題意識に基づく分析を行うための前提として、本章では、個々の市町村によるふるさと納税の純受入額（寄附金額からふるさと納税に係る諸経費を差し引いた金額）を歳出額で除した値（百分率で表示）を当該市町村の「ふるさと納税依存度」とみなした上で、同依存度が全国の市町村の間でどのように分布しているのかを確認しておくこととする。

2.1 自治体間における分布の状況

まず、2015～2021年度の各年度における「ふるさと納税依存度」（2014年度以前は、市町村別の依存度が算出できない）について、その記述統計量を確認する（表 1）。同依存度の平均値は、2017年度以降、上昇傾向を示しており、中央値も2016年度以降、上昇を続けている。注目すべきは、いずれの年度においても、中央値が平均値を下回っている点である。このことは、同依存度が高い一部の市町村が平均値を押し上げていること、すなわち、自治体間における同依存度の分布が低い値に偏っている可能性を示している。

事実、個々の自治体の2021年度における「ふるさと納税依存度」の分布状況をヒストグラムによって概観すると（図 1）、同年度の全国平均が1.29%である中、同依存度が1%以上の市町村は530団体と全市町村（1,718団体）の30.8%にとどまっている。同依存度が3%以上の市町村は、全体の10.9%（187団体）に過ぎない。ふるさと納税に大きく依存する一部の自治体と、そうではない圧倒的多数の自治体との間に、依存度の水準をめぐる顕著な格差があることが読み取れる。

一方、「ふるさと納税依存度」の標準偏差は、2016年度から2021年度にかけて上昇と低下を繰り返している（前掲表 1）。しかし、標準偏差を平均値で除した変動係数は2019年度以降低下傾向が続いている（前掲表 1）。したがって、この間における平均値の上昇傾向を考慮に入れると、一部の自治体のみ「ふるさと納税依存度」が極端に高いという状況は、徐々に緩和されているとみられる。

それでは、「ふるさと納税依存度」の水準をめぐる自治体間の分布状況は、この間にどのように変化してきたのか。その点を視覚的に示すため、カーネル密度推定に基づく「ふるさと

と「ふるさと納税依存度」(百分率で表した値に1を加えたものの自然対数をとっている)の確率密度の分布図を2015年度以降2年ごとに描き、同一平面上に示してみた(図2)⁵。そこからは、分布図の形状が左側に偏った状況が各年度に共通した特徴として読み取れるものの、それに加えて、年度の経過とともに、ピークが右に移りながら低下し、分布全体も右方向へとシフトしていることがわかる。また、各年度における「ふるさと納税依存度」の分布状況を踏まえたジニ係数を求めると、その値は、2015年度(0.82)から2021年度(0.68)にかけて低下している。したがって、図2からは視覚的には読み取りにくい、「ふるさと納税依存度」の水準をめぐる自治体間の格差は、緩やかながら縮小に向かっているとみられる。そしてそのことは、前掲表1で確認した同依存度の変動係数の低下傾向と整合的である。

2.2 依存度が高い自治体と低い自治体の間における属性の比較

「ふるさと納税依存度」の水準をめぐる自治体間の格差は徐々に縮小しつつあるとはいえ、全体のごく一部の自治体が極端に高い依存度を示すという状況は依然続いている。同依存度が極端に高い(低い)一部の自治体には、そうではない自治体と比較して、どのような特徴があるだろうか。ここでは、全国1,718の市町村を「ふるさと納税依存度」(2021年度)の低い順に並べ、それらを各グループに含まれる団体の数が概ね等しくなるように10個のグループに均等に分割した上で、第1グループ(171団体)、第2~9グループ(172団体×8=1,376団体)、第10グループ(171団体)の間において経済・社会・財政等に関わる諸指標(いずれも2021年度)の平均に有意な差が認められるかどうかを、t検定により確認してみた(表2)。

焦点となる「ふるさと納税依存度」については、第1グループの平均が0.03%、第2~9グループの平均が0.76%である一方で、第10グループの平均は6.79%と、明らかに突出している。そうした中、「住民1人当たりのふるさと納税純受入額」をめぐるのは、第1グループ(平均4.7万円)と第10グループ(同4.6万円)が第2~9グループ(同2.9万円)を上回るという状況が生じている。しかし、「返礼割合」(返礼品調達額が寄附金額に占める割合)については、第10グループ(平均27.3%)、第2~9グループ(同25.9%)、第1グループ(同18.6%)の順に大きくなっている。「ふるさと納税依存度」が高い自治体ほど、返礼割合の引上げを通じた寄附金の獲得に積極的であると言えよう。

⁵ 「ふるさと納税依存度(%)」に対してこのような処理を施したのは、全国の自治体の中に含まれている同依存度が0%の自治体についても、同依存度の自然対数を求めることができるようにするためである。

個々の自治体の「総人口」と「人口密度」についても同様にグループ間で比較を行うと、第1グループよりも第2～9グループの方が、また、第2～9グループよりも第10グループの方が、両指標ともに平均が小さくなっており、「ふるさと納税依存度」が高い自治体ほど、人口規模や人口密度が小さくなる傾向が読み取れる。その一方で、各自治体の人口構造を表す各種の指標（「75歳以上人口比率」、「65歳以上人口比率」、「15歳未満人口比率」）については、いずれも第10グループの平均と第2～9グループのそれとの間に有意な差は認められない。このことを踏まえると、「ふるさと納税依存度」の高い自治体で、高齢化や少子化がとりわけ進展しているというわけではなさそうである。

そのほか特徴的なのは「ふるさと納税依存度」が高いグループほど、「納税者に占める農業所得者の割合」が高い上に、「財政力指数」が低く、「地方交付税への依存度」と「実質公債費比率」も高くなる傾向が有意に認められる点であり、財政基盤が弱い自治体ほど依存率が高い傾向がありそうである。

以上をまとめると、「ふるさと納税依存度」が極端に高い一部の自治体（全市町村の1割に相当）の多くは、人口規模が小さく財政力も脆弱であり、産業構造に占める農業の比重が大きい。また、そうした自治体は、「返礼割合」を高めに設定することで寄附の獲得に注力し、その結果として得られた寄附金を財源として、住民に対して各種の地方公共サービスを提供しているとみられる。

3. 寄附金の受入が地域の生産や税収に及ぼすメカニズム

続いて、個々の自治体がふるさと納税の寄附金を財源にして住民に公共サービスの提供を行った場合に、その自治体によって管轄されている地域の生産や税収に対してどのような経路を通じて影響が及ぶことになるのか、また、影響の度合いが自治体の「ふるさと納税依存度」によってどのように異なってくるのかについて、理論的な整理をしておこう。

3.1 地域の生産や税収、人口に及ぼす影響

全国の市町村はふるさと納税の受入れを財源として様々な公共サービスを住民に提供しているが、とりわけ「子ども・子育て」や「教育・人づくり」に関連した公共サービスの提供が多い模様である⁶。そこで、地域Aを管轄する自治体Aが、ふるさと納税の受入れを財

⁶ 総務省「ふるさと納税に関する現況調査」では、個々の自治体に、ふるさと納税の受入れを充当して行った事業のうち充当額が大きかった事業の分野を11のカテゴリーの中から3つ選ばせ、それらを充当額の大きい順に1位から3位までランキングさせている。その結果を踏まえ、それぞれの事業分野を1位とした

源として、「子育て支援」に関連した施策を拡充したとしよう。

自治体 A による子育て支援策が充実すると、地域 A に居住しているそれぞれの家計にとっては、子育てに必要な費用が下がったり、育児に振り向けなければならない時間を減らすことができたりするといった形で効用が上がるのが期待される。

この状況が地域の人口に与える影響を図 3 によって説明しよう。いま、横軸に地域 A の人口 P をとって、家計の効用水準 U が $U_A|_{D=0}$ で示されている。ここで D は受入れるふるさと納税を財源にした子育て支援への支出額を表している。したがって、 $D = 0$ はふるさと納税の受入れがない状況を表す。一般的に、地域の人口が増えると規模の利益が働きそこに住む家計の効用は上昇する。他方で、あまりに人口が増えると混雑などを原因にして、そこに住む家計の効用はさらなる人口の増加により低下していくと考えられる。そのため、図 3 では $U_A|_{D=0}$ が逆 U 字型をとっており、地域 A に住む家計にとって効用が最も高くなるという意味での最適人口は P_0 で示されている。

この国には地域 A 以外にも非常に多くの地域が存在し、それらの地域に住む場合に得られる家計の効用が（平均で見ても） U_N であるとする。このとき、家計が自由に移動先を決められる状況のもとでは、地域 A の人口は $P_A|_{D=0}$ となる。 $P_A|_{D=0}$ よりも人口が少ない場合は、地域 A に住むことの効用が他の地域に住むときに得られる効用を上回るため、他地域からの人口流入が起き、逆にそれよりも多くの人口を抱えるときは、他の地域に住んだ方が家計効用は高くなるので人口流出が起きるからである⁷。

ここで、 $D > 0$ 、すなわち、自治体 A がふるさと納税を受入れ、それを財源にして子育て支援策をできるようになったとしよう。この政策は先述の通り、地域 A に住む家計の効用を上昇させるであろう。それが $U_A|_{D=0}$ から $U_A|_{D>0}$ へ、効用水準が上方へシフトする形で描かれている。そうすると、ふるさと納税を受入れる前の地域人口 $P_A|_{D=0}$ のもとでは、他の地域に比べて地域 A はより高い効用を家計に対して提供できるようになるため、人口流入が起きる。その結果として、ふるさと納税を受入れて、それを財源とした子育て支援策を行った後は $P_A|_{D>0}$ まで地域人口が増えることになる。

ふるさと納税の受入額の増加に伴い、域内で生産される財（返礼品）に対する非居住者からの需要が増加するほか、受入れを財源とした公共サービスの供給に起因した域内人口の

市町村の数が全市町村数（寄附者による事業分野の選択を認めていない市町村等を除く 1,701 団体）に占める割合を 2018 年度について求めると、「子ども・子育て（全体の 21.3%）」と「教育・人づくり（同 16.5%）」の割合が特に大きく、「まちづくり・市民活動（同 7.9%）」、「健康・医療・福祉（同 7.8%）」、「地域・産業振興（同 7.7%）」が、これに続いている。

⁷ P_0 よりも左側の領域でも $U_A|_{D=0} = U_N$ となる均衡人口水準があるが、この水準は不安定である。

増加を背景として居住者からの財（返礼品以外）への需要も増加する。財市場に関する需要の増加は、子育て支援策によって可能になる労働時間の増加、および他地域からの労働人口の流入を通じて、企業がより多くの生産をできるようになることでカバーされる。このような経路を通じて、ふるさと納税の受入れにより新たな政策が可能になり、地域の人口と付加価値（所得）および税収を増やす可能性が生まれるのである。

3.2 自治体のふるさと納税への依存度と域内における生産増との関係

このように、自治体によるふるさと納税の受入れは、域内の生産や個人所得課税の税収を増加に向かわせる。しかしながら、第2章で実際のデータに基づき確認したように、個々の自治体が公共サービスを供給するための財源をふるさと納税にどれほど依存するかは、その自治体が置かれている状況によって異なっていると見るのが現実的であろう。とりわけ、自治体がふるさと納税に財源を依存している度合いの大小は、ふるさと納税を受入れることの効果に影響することが予想される。とりわけ、財源をふるさと納税に大きく依存している自治体ほど、同納税の限界的な増加に伴う公共サービスの供給増が域内の生産や税収を誘発する効果は小さくなると考えられる。そのように考える背景には、前節でも言及したように、ふるさと納税を財源として行われる自治体の事業の内容が、一般財源（地方税収、地方交付税、地方譲与税等）を用いて行われる自治体の事業とは異なり、「子ども・子育て」や「教育・人づくり」など、特定の分野に集中する傾向がみられることがある。なぜ、事業の内容が特定の分野に偏ると限界的なアウトプット誘発効果が小さくなるのか。それは、一般に、個々の事業分野において、財源の1単位の追加的な投入に伴い現れる誘発効果が、投入された財源が大きくなるほど逓減する傾向がみられるためである。そうした傾向を前提として考えると、たとえ調達された財源の規模が同じであっても、その財源を特定の事業分野のみに投入する場合と複数の事業分野に分散して投入することができる場合とでは、財源を最後に1単位追加で投入することに伴う限界的な誘発効果は、後者の場合の方が大きくなるであろう。なぜならば、前者の場合は、単一の分野に投入される財源の規模が大きくなる分だけ、限界的な誘発効果も大きく逓減せざるを得ないからである。これに対して、複数の事業分野への財源の投入という形をとる後者の場合には、1事業分野当たりの財源の投入額が小さくなる結果、全体的に誘発効果の逓減の仕方が小さくて済む。

そのことを簡単なモデルで示しておこう。いま、受入れたふるさと納税を財源にした支出を D 、地方税を財源にした支出を G で表記する。これらは、地域の生産に貢献するものとし

て、地域の生産量を $Y = F(D, G; P)$ と表す。ここで明瞭に結果を示すために、人口（＝労働量） P は所与であり（ $P = 1$ とする）、生産量は D と G に対して一次同次であるとしよう。そのうえで具体的に $F(D, G) = D^a G^{1-a}$ と特定化する（ $0 < a < 1$ ）。このもとで、ふるさと納税の受入れが限界的に増えた効果は次式で表される。

$$\frac{\partial Y}{\partial D} = a \left(\frac{G}{D} \right)^{1-a}$$

ここで、ふるさと納税依存率は以下のように定義できる。

$$\theta = \frac{D}{D + G}$$

これは以下のように書き換えられる。

$$\frac{G}{D} = \frac{1 - \theta}{\theta}$$

これを、限界効果を表す式に代入して θ で微分すると次式を得る。

$$\frac{\partial(\partial Y / \partial D)}{\partial \theta} = -\frac{a(1-a)}{\theta^{2-a}(1-\theta)^a} < 0$$

これは、ふるさと納税依存率 θ が大きいほど、受入れたふるさと納税を財源に支出を行った限界効果 $\partial Y / \partial D$ が小さくなることを意味する。生産が増えると住民の所得、および地方税収が増えることから、受入れた寄附を財源にした支出はアウトプット指標に対して正に働くが、その大きさはふるさと納税に依存している自治体ほど小さくなることが予想されるのである。

4. 地方公共サービスが地域経済に及ぼす影響をめぐる実証的な先行研究の概要

各地域を管轄している地方政府によって供給されている地方公共サービス（または、その財源となっている財政移転等）が、域内で生み出される付加価値額等のアウトプットに対して影響を及ぼしているのか否かについて実証分析を行っている先行研究は、少なくない。

本章では、それらの分析手法を類型化した上で、本稿における分析の方向性を定める。

4.1 分析方法に見られる3つの類型

先行研究における分析手法は、次の3つの類型に分けられる。

第一の類型は、マクロの生産関数（生産要素として労働、民間資本、社会資本を想定）の推定を通じて、地方公共サービスが実質域内総生産に対して及ぼす影響について分析を行うというものである。その中には、社会資本として、インフラ等の物的な資本ストックのみならず、教育等の公共サービスに関わる財政支出の累積額を用いている研究も見られる。例えば、Garcia-Milà and McGuire (1992)は、アメリカの48州（ハワイ州とアラスカ州を除く）のプーリング・データ（1970～1983年）に基づき、社会資本ストックの係数が高速道路と教育サービスのいずれにおいても有意にプラスである（しかも、係数の絶対値は、高速道路よりも教育サービスの方が大きい）との結論を導き出している。Kemmerling and Stephan (2002)は、ドイツにおける87の大都市のパネル・データ（1980年、1986年、1988年の3時点）を用いた推定の結果を踏まえ、上位政府からの補助金を財源として供給される社会資本ストックが各都市の生産に対して有意に寄与していると結論付けている。そのほか、Evans and Karras (1994)も、アメリカの48州（ハワイ州とアラスカ州を除く）のパネル・データ（1970～1986年）に基づく生産関数の推定により、「政府の資本」（高速道路、上・下水道等）の係数が有意にならない一方で、「経常的な行政サービス」のうち「教育サービス」の係数のみが有意にプラスとなるとの結果を得ている。

第二に挙げられるのは、社会資本が各種の指標（実質域内総生産、就業者数、民間資本ストック等）に対して及ぼす影響をVARモデルに基づくグレンジャーの因果性検定（インパルス反応関数に基づくシミュレーションを含む）によって分析している類型である。例えば、林 (2004)は、日本全国を3つの地域（都市地域、北東部非都市地域、南西部非都市地域）に分けた1960～1997年の年次データに対してVARモデルに基づくグレンジャーの因果性検定を適用した分析を行っている。そして、社会資本ストックの実質域内総生産に対する有意なプラス効果が認められる半面、社会資本ストックが就業者数と民間資本ストックに対して有意な効果を及ぼしていることは確認できないとの結論を示している。また、近藤 (2011)も、都道府県単位のパネル・データ（1960～1990年度（前期）と1991～2007年度（後期））を用いてVARモデルによる分析を行い、いずれの時期においても公共投資が生産や雇用を高める効果が有意に認められるものの、そうした効果は、後期には前期と比べて大幅に低下したと指摘している。

第三の類型は、「1人当たり実質域内総生産」などのアウトプット指標を「上位政府による財政支援（補助金の支給）の有無を示すダミー変数」、「財政支援が実質域内総生産に占める割合」等の変数によって回帰するという方法で分析を行っているものである。例えば、

Cappelen, Castellacci, Fagerberg and Verspagen (2003)は、1990年代のEU拡大よりも前のEU加盟国によって構成される「統計分類上の各地域」を対象としたパネル推定を行い、EUによる財政支援（構造基金に基づく地域支援策）が、各地域の経済成長を促すことを通じて、EU域内における所得を平準化させる方向に寄与しているとの結論を示している。また、Beugelsdijk and Eijffinger (2005)は、EU加盟15か国のパネル・データ（1995～2001年）を用いた分析の結果から、GDPに占める構造基金の割合が大きい国ほど、構造基金に基づく地域支援策を通じてGDP成長率に対してより大きなプラス効果が及んでいると結論付けている。さらに、Becker, Egger and von Ehrlich (2010)は、EU加盟25か国を対象とした「統計分類上の各地域」のパネル・データ（期間は、1989～1993年、1994～1999年、2000～2006年の3通り）に回帰不連続デザイン（Regression Discontinuity Design: RDD）を適用することにより、構造基金の優先的な適用を受けた地域における1人当たり実質GDPの増加率は、優先適用を受けなかった地域よりも1.6%程度押し上げられているとの分析結果を得ている。一方、Ederveen, de Groot and Nahuis (2006)は、EU加盟13か国のパネル・データ（1960～1965年から1990～1995年までの7つの5年間が対象）を用いた分析を行い、各国間における実質GDP成長率の差異は構造基金によるものではないと指摘している。

4.2 本稿における実証分析の方向性

このように、先行研究では、大きく分けて3通りの分析方法が採用されている。ただし、第一または第二の方法を本稿が採用するのは、主にデータ面の制約により難しい⁸。そこで本稿では、第三の方法に倣い、域内で発生したアウトプットを地方公共サービスの財源を表す指標で回帰するという方法に基づき分析を行うこととする。とりわけ、アウトプット指標としては、付加価値額、課税所得、および税収を採用した分析を行う。

本章で概観した3通りの分析方法のそれぞれに基づく先行研究は、いずれも、付加価値額を表す域内総生産を被説明変数としていた。その背景には、地方政府による公共サービスの

⁸ より具体的に述べると、第一の方法（マクロの生産関数の推定）に基づき分析を行うためには、市町村別の生産関数の推定にあたり各市町村の民間資本ストックや社会資本ストックのデータが欠かせないところであるが、我が国では、これらの市町村別データが政府から公表されていない。このため、仮に分析を行うとしたら、公的な統計から把握できる都道府県ベースのストック残高を付加価値額等の指標に基づき各市町村に按分するという手法に依らざるを得ないであろう。そして、そのような機械的な按分を通じて得られた値を市町村別の資本ストックとみなして推定を行うことが果たして適切であるかという問題に直面することが避けられなくなる。一方、第二の方法（時系列分析）を選択するのであれば、分析に用いる時系列データを必要かつ十分な年数について確保することが欠かせない。しかし、本稿のテーマであるふるさと納税については、現時点で入手可能な各市町村の純受入額が最大でも8年程度の時系列データにとどまっており、時系列分析には馴染まないと考えられる。

供給やその財源としての財政移転が、域内企業の生産を増加させる要因として作用していることがあると考えられる。ふるさと納税が地域経済に及ぼす影響をめぐっては、地場産品を生産する企業の収益増加や雇用の増加に加えて、域内における人口増、地価上昇など、多岐にわたる効果が指摘されている。しかし、第3章で指摘したように、自治体がふるさと納税の受入れを財源として住民向けに提供する公共サービスは、住民の労働時間の増加や域外からの人口流入を通じて、企業による生産要素（労働）の投入をもたらす。そのことは、企業の生産にとって追い風となろう。また、受入れた寄附金の一部は寄附者への返礼品の提供に充てられるが、その部分も、返礼品として地場産品が採用されていれば、域内企業に対する需要の増加という形で生産を押し上げる。

もちろん、ふるさと納税の受入れを財源として行われる事業の中には、住民生活の支援以外を主眼としたものも含まれている。しかし、そうした事業のうち地域・産業振興などを目指した事業は、いわゆる「公共要素」として、住民向けの公共サービスの供給よりも直接的な形で企業の生産を押し上げる可能性があるだろう。いずれにせよ、個々の自治体によるふるさと納税の受入は、最終的には当該域内の付加価値額の増加に帰着することになると考えられる。

そして、域内企業の生産を通じて生じた付加価値額（＝生産額－原材料等の中間投入）は、主に域内の家計や企業に分配されることとなる。付加価値額全体のうちどれほどの部分が家計に対して分配されるかは労働分配率次第ではあるものの、企業の付加価値額が増加すれば、家計の総所得（＝1人当たり所得×人口）も増加に向かう可能性が大きい。したがって、付加価値額に加えて、個人の所得も、ふるさと納税受入れが地域経済に及ぼす影響を検証するにあたって見落とすことができない変数として位置付けるべきであろう。さらに、域内に居住している個人が所得を増加させた場合に、その地域を管轄する自治体による個人所得課税の総税収（＝1人当たり納税額×人口）が増加に向かうであろうことは、論をまたない。域外からの人口流入は、そうした動きを促す要因となろう。

以上を踏まえて、本稿では、各市町村内で発生する「企業の付加価値額」、「家計（住民）の総所得」、「個人所得課税の総税収」という3つの変数を、分析の対象として採用する。

5. 寄附受入とアウトプットとの関係をめぐる分析—非線型性の観点から—

続いて、上記の「第三の方法」（アウトプット指標を地方公共サービスの財源を表す指標で回帰する方法）を我が国に適用した分析を行い、個々の自治体によるふるさと納税の寄附

金を財源とした公共サービスの提供が、当該地域における各種のアウトプット（付加価値額、課税所得、税金）の発生をどれほど誘発しているのか、そして、誘発の度合いがふるさと納税への依存度によってどのように異なるのかを明らかにすることとしよう。

5.1 全国の市町村を 10 個のグループに分けたパネル推定

まず、全国の 1,718 市町村（東京都における 23 の特別区を含まない）を「ふるさと納税依存度」の高低に応じて 10 個のグループに分けた上で、各グループのパネル・データに基づきふるさと納税の純受入れ額とアウトプット金額との関係を推定し、その結果をグループ間で比較してみた。

ちなみに、全国の市町村を 10 個のグループに分ける際には、各市町村の「ふるさと納税依存度」について 2015～2019 年度の平均値を求めた上で、その値の高低を踏まえてグループ分けを行っている。グループ別に見た「ふるさと納税依存度」の平均値の記述統計量（最小、最大、平均、標準偏差）は、表 3 のとおりである。

ふるさと納税を受入れた自治体が、それを財源とした施策を行い、その効果がアウトプット指標に表れるまでには、施策の実施をめぐる意思決定に要する時間（決定ラグ）、意思決定から施策の実施までの時間（実施ラグ）、そして、実施された施策の効果が顕在化するまでの時間（効果ラグ）などを合わせて、一定の時間を要するとみられる。しかも、我が国の個人住民税（所得割）では、前年の所得金額に対して課税を行う「前年課税」が行われている。このため、総務省から公表される「課税所得」や「税金」のデータは、それらが実際に発生した年度よりも 1 年遅い年度における実績値として位置付けられている。これらの点を踏まえると、ふるさと納税の受入れからそれに基づく施策の効果が「課税所得」や「税金」に現れるまでには、1 年を超える時間がかかると考えるのが順当であろう。

そこで、「課税所得」または「税金」に対する「純受入れ額」のタイムラグを 2 年として 10 グループごとの推定を行った。ただし、「付加価値額」のデータについては、上述の「前年課税」から影響を受けないと考えられることから、「純受入れ額」のタイムラグを 1 年として推定した⁹。

5.2 推定モデルとデータ

10 個のグループのそれぞれを対象としたパネル推定は、以下の各モデルに基づき行った。

⁹ アウトプット指標を「純受入れ額」（0～1 期前）で回帰した場合の結果については付録を参照のこと。

$$va_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-1} + u_{it} \quad \dots(1)$$

$$tic_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-2} + u_{it} \quad \dots(2)$$

$$rev_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-2} + u_{it} \quad \dots(3)$$

ここで、添え字の i は市町村を表し ($i = 1, 2, \dots, 1718$)¹⁰、 t は時点 ((1)式では 2016 年度と 2021 年度の 2 時点、(2)式と(3)式では 2017~2021 年度の 5 時点) を表している。

各式の左辺における va_{it} は「付加価値額」、 tic_{it} は「課税対象所得」、そして、 rev_{it} は「個人住民税 (所得割) の税収 (税額控除前¹¹)」を表す。また、右辺における rec_{it-k} は、「ふるさと納税の純受入額」であり、添え字の $t-k$ は、 k 年前 ($k = 1, 2$) の実績値の使用を意味している。 $t-k$ における k の具体的な値 (タイムラグ) については、(2)式と(3)式の推定で「前年課税」による影響 (上述) を考慮に入れて $k = 2$ とする。これに対して、(1)式の被説明変数である「付加価値額」は「前年課税」の影響を受けないことから、(1)式の推定にあたっては、 $k = 1$ とする。 u_{it} は、確率的誤差項である。

したがって、(1)~(3)式を推定した結果、 $\beta > 0$ となれば、ふるさと納税の受入れを財源として個々の自治体によって行われている地方公共サービスの提供が、当該地域におけるアウトプットの増加をもたらしていると考えられよう。

ちなみに、説明変数の「純受入額」をめぐっては、「内生性の問題」が発生する可能性がある。このため、推定にあたっては、「純受入額」の操作変数として、ふるさと納税の「広報費 (2 年前または 1 年前)」(pr_{it-2} または pr_{it-1}) と「事務費 (2 年前または 1 年前)」($jimu_{it-2}$ または $jimu_{it-1}$) を採用した。

それぞれの被説明変数の出典は、「付加価値額」が総務省・経済産業省「経済センサス-活動調査」(2016 年度調査および 2021 年度調査)、「課税所得」が総務省「市町村税課税状況

¹⁰ ただし、(1)式の推定では、東日本大震災 (2011 年 3 月 11 日) に伴う東京電力福島第一原子力発電所の事故の影響で 2016 年度の「付加価値額」のデータが公表されていない 2 町 1 村 (福島県の大熊町、双葉町、葛尾村) をサンプルから除外したことから、対象となる自治体の数は 1,715 である。

¹¹ ふるさと納税の制度の下では、住民がふるさと納税の寄附を行った場合に、その寄附金額が居住地の自治体に対する個人住民税 (所得割) の支払額から税額控除される。総務省が「地方財政状況調査」で公表している市町村別の個人住民税収は、この税額控除額を差し引いたベースの金額である。しかし、都市部の自治体を中心に住民によるふるさと納税の寄附が活発に行われているという現状を踏まえると、「税額控除後の税収」では、各自治体の域内におけるアウトプットの発生状況を必ずしも的確に把握できないおそれがある。そこで、本稿における分析では、総務省から公表されている各市町村の「税額控除後の税収」に、ふるさと納税の寄附に伴う各市町村の「税額控除額」(出典は、総務省「ふるさと納税に係る寄附金税額控除の適用状況」)を加えることによって「税額控除前の税収」を算出し、その値を推定に使用することとした。

等の調」(各年度版)、そして、「個人住民税(所得割)の税収(税額控除前)」が、総務省「地方財政状況調査」(各年度版)と同省「ふるさと納税に係る寄附金税額控除の適用状況」(各年度版)である。また、説明変数とした「ふるさと納税の純受入額」は、総務省「ふるさと納税に関する現況調査」(各年度版)のデータから算出している。

なお、推定にあたっては、固定効果モデルと変量効果モデルのそれぞれに基づく推定を行い、ハウスマン検定の結果を踏まえて両モデルのいずれかによる推定結果を選択している。

5.3 推定結果と解釈

それぞれの被説明変数についてグループごとに行った推定の結果は、次の通りである。

(a) 「付加価値額」を対象とした推定

(1)式に基づく推定を行ったところ、「ふるさと納税の純受入額」の係数が有意であるとの結果が得られたグループは、第1グループ、第4グループ、第7グループ、第8グループの4つに限られた(表4、図4)。しかも、これらのうち第1グループ以外の3つのグループでは、「純受入額」の係数の符号がマイナスとなっている。

このように、アウトプット指標として各市町村の付加価値額を用いた場合には、「ふるさと納税依存度」が最も低い第1グループを除けば、自治体によるふるさと納税の受入れを財源とした地方公共サービスの提供が当該地域でアウトプットの増加をもたらしているとするのは難しい。

第3章で挙げたメカニズムを前提にすると、各自治体によるふるさと納税の受入れは、それを財源とした地方公共サービスの提供を通じて、課税所得や税収の増加に先立ち、まずは域内の付加価値額を増加に向かわせるはずである。にもかかわらず、実際のデータを踏まえた推定の結果は、そのようなメカニズムの発生を否定するものであった。この点について、どのように考えればよいであろうか。

理論的に想定されるメカニズムとは相容れない推定結果が得られた背景には、推定の際に被説明変数として用いた付加価値額のデータが、実際の付加価値額の状況を必ずしも的確に反映していないことがあるのではないかと考えられる。

本研究の推定では、上述のとおり、各市町村の付加価値額として総務省・経済産業省「経済センサス-活動調査」における市町村別の付加価値額を用いている。しかし、同調査では、ある企業が複数の市町村にまたがって活動をしている場合、各市町村に所在している個々

の事業所に関わる付加価値額が、企業全体の付加価値額を本所と支所のそれぞれに対して従事者数に基づき按分することにより求められている¹²。この対応は、同一企業であれば、従業者1人当たりの付加価値生産性（＝付加価値額÷従業者数）が、本所も支所も、また異なる市町村の支所も全て等しいことを前提にしているが、そうした想定は現実的ではあるまい。

また、同調査における市町村別の付加価値額の中には、一部の産業（農林水産業など）が産み出した付加価値が含まれていないという限界もある¹³。

これらを背景として、推定に用いた付加価値額のデータと実際の付加価値額との間に乖離が生じ、そのことが「ふるさと納税の純受入れ額」の係数が有意にプラスとはならないという推定結果へとつながっている可能性がある。

(b) 「課税所得」を対象とした推定

(2)式に基づく推定においては、「ふるさと納税の純受入れ額」の係数は、いずれのグループにおいても、有意にプラスとなった（表5）。しかも、係数の絶対値は、「ふるさと納税依存度」が高いグループほど小さくなっている（図5）。

したがって、「課税所得」をアウトプットとみなすと、自治体によるふるさと納税の寄附金の受入れは、それを財源として行われる住民向け公共サービスの提供を通じて、域内におけるアウトプットの発生を誘発しているものの、寄附金1単位当たりの誘発の度合いは「ふるさと納税依存度」が高い自治体ほど小さくなる傾向があるとみられる。

(c) 「個人住民税（所得割）の税収（税額控除前）」を対象とした推定

(3)式に基づく推定の結果も、(2)式に基づくそれと概ね同様であった（表6、図6）。すなわち、「ふるさと納税の純受入れ額」の係数は、いずれのグループでも有意にプラスであり、

¹² 総務省統計局「平成28年経済センサス-活動調査用語の解説」〈https://www.stat.go.jp/data/e-census/2016/kekka/k_yougo.html#e19〉

¹³ 「2016年経済センサス-活動調査」では「農林漁家」が、また、「2021年経済センサス-活動調査」では、「建設業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」、「通信業」、「放送業」、「映像・音声・文字情報制作業」、「運輸業、郵便業」、「金融業、保険業」が、付加価値を生み出す産業として調査の対象に含まれていない（総務省統計局「平成28年経済センサス-活動調査用語の解説」〈https://www.stat.go.jp/data/e-census/2016/kekka/k_yougo.html#e19〉；総務省・経済産業省「令和3年経済センサス-活動調査産業横断的集計（事業所に関する集計・企業等に関する集計）結果の概要」2023.6.23〈https://www.stat.go.jp/data/e-census/2021/kekka/pdf/k_outline.pdf〉）。このため、産業全体に占めるこれらの産業のシェアが大きい地域の市町村については、域内で発生した付加価値額が的確に把握されていない可能性がある。

その絶対値は、「ふるさと納税依存度」が高いグループほど小さくなる傾向が見られた。

このような推定結果からは、自治体によるふるさと納税の受入れを財源とした住民向けの公共サービスの提供が域内における個人住民税収の発生を誘発する度合いは、「ふるさと納税依存度」が高い自治体ほど小さくなる傾向があることを読み取れる。

5.2 全国の市町村を対象とした非線型推定

前節では、自治体の「ふるさと納税依存度」の高低に応じた 10 個のグループ別に、各市町村のアウトプット指標（「付加価値額」、「個人の課税所得」、「個人住民税（所得割）の税収（税額控除前）」）を「ふるさと納税の純受入額」によって回帰した。それらの結果として得られた「純受入額」の係数は、ふるさと納税純受入額の 1 単位の増加に伴いアウトプット指標の増加が何単位誘発されるか、すなわちアウトプットの発生をめぐる「純受入額」の限界的な誘発力（以下、「限界誘発力」と呼ぶ）を表していると考えられる。そして、図 5 と図 6 からは、この限界誘発力を表す係数をめぐって、被説明変数が「課税所得」または「税収」であれば、「ふるさと納税依存度」の高低にかかわらず係数がほとんどのグループでプラスの符号をとるものの、係数の絶対値は「ふるさと納税依存度」が高いグループほど小さくなるという傾向が、概ね読み取れる。言い換えれば、アウトプット指標が「課税所得」と「税収」のいずれかである場合には、「純受入額」の限界誘発力と「純受入額」との間には、後者の増加に伴い前者が逓減するという関係が認められそうである。

そこで、「純受入額」の限界誘発力と「純受入額」の間にそのような関係があることを前節とは別の手法を通じて確認してみよう。関数 $y = f(x)$ について $dy/dx > 0$ と $d^2y/dx^2 < 0$ の双方をもたらす $f(x)$ の 1 つの形としては、 $f(x) = \alpha + x^\beta$ （ただし、 $0 < \beta < 1$ ）が挙げられよう。このような形の関数であれば、指数 β に付された条件（ $0 < \beta < 1$ ）が満たされている限り、 $dy/dx = \beta \cdot x^{\beta-1} > 0$ と $d^2y/dx^2 = \beta \cdot (\beta - 1)x^{\beta-2} < 0$ の両方が常に成立する。

そこで、 $y = \alpha + x^\beta$ における y を「課税所得」または「税収」、 x を「純受入額」とみなした次の各モデルについて、非線型最小二乗法（nonlinear least-squares; NLLS）によるプーリング推定を行ってみた。

$$\ln_tic_{it} = \alpha + (\ln_rec_{it-k})^\beta + \gamma_1 \cdot age_{it} + \gamma_2 \cdot you_{it} + u_{it} \quad \dots(4)$$

$$\ln_rev_{it} = \alpha + (\ln_rec_{it-k})^\beta + \gamma_1 \cdot age_{it} + \gamma_2 \cdot you_{it} + u_{it} \quad \dots(5)$$

推定には、全国 1,718 市町村を対象とした 5 時点（2017～2021 年度の各年度）のデータを

プールしたデータを用いた¹⁴。(4)・(5)式の左辺における \ln_tic_{it} と \ln_rev_{it} は、それぞれ個人の「課税所得」または個人住民税（所得割）の「税収」（税額控除前）の対数値を表している。また、両式の右辺における \ln_rec_{it-k} はふるさと納税の「純受入額（ k 年前）」（ $k = 1, 2$ ）であり、コントロール変数として age_{it} （「65歳以上人口比率」）と you_{it} （「15歳未満人口比率」）を採用している。¹⁵

推定の結果、表7に示したように、いずれの推定においても、 β が有意にプラスで、かつ $0 < \beta < 1$ であるとの結果が得られた。したがって、「純受入額」の限界誘発力が「純受入額」の増加に伴い逓減するという関係が、「課税所得」と「税収」について、定量的に認められる。

加えて、「付加価値額」を被説明変数とした次のモデルについても、同様の推定を行った。ただし、推定に用いたプーリング・データ（全国1,715市町村¹⁶が対象）の時点は、統計上の制約により2016年度と2021年度の2時点である¹⁷。また、説明変数の「純受入額」としては、1年前または当年のデータを用いることとした（ $k = 0, 1$ ）。

$$\ln_va_{it} = \alpha + (\ln_rec_{it-k})^\beta + \gamma_1 \cdot age_{it} + \gamma_2 \cdot you_{it} + u_{it} \quad \dots(6)$$

推定の結果は、表8に示した通り、「付加価値額」についても、「純受入額」の増加に伴い「限界誘発力」が逓減するという関係が有意に認められる（ β が有意にプラスであり、しかも $0 < \beta < 1$ である）というものであった。

自治体全体を「ふるさと納税依存度」の高低に応じて10個のグループに分けて行った前節の推定では、「付加価値額」を被説明変数とした場合に、「純受入額」の係数が「ふるさと納税依存度」が高いグループほど小さくなるという傾向は認められなかった。しかし、非線形最小二乗法に基づくプーリング推定の結果からは、「純受入額」の大きい自治体ほど「純受入額」の1単位増加に伴う「付加価値額」の増え方が小さくなるという関係が、有意に認められた。

¹⁴ ただし、推定は、「純受入額」がマイナスである自治体等をサンプルから取り除いた上で行われている。

¹⁵ 被説明変数と「純受取額」との間で「内生性の問題」が生じる可能性が否定し切れない点には留意が必要である。

¹⁶ ここでも、全国の1,718市町村から、東日本大震災に伴う原子力発電所事故の影響で「付加価値額」のデータが公表されていない3町村を除いている。

¹⁷ 「純受入額」がマイナスである自治体等をサンプルから取り除いて推定を行った点は、「課税所得」や「税収」を被説明変数とした推定の場合と同様である。

6. おわりに

本稿の目的は、ふるさと納税の受入れを財源とした地方公共サービスの供給による地域経済活性化効果の有無について、ふるさと納税の受入れと各種のアウトプット指標（付加価値額、課税所得、税収）との関係が線型ではない可能性をも視野に入れつつ、全国の市町村を対象とした分析を通じて明らかにすることである。ふるさと納税の受入れが地域経済に及ぼす効果は、広範かつ時間をかけて発現すると考えられるため、それを定量的に捉えるのはアウトプットの取り方とデータ制約の点で難しい。本稿では、地方公共サービス（またはその財源となる地方政府への財政移転）が地域経済に及ぼしている効果について分析している先行研究の手法を概観した上で、先行研究にならって付加価値額、および課税所得と税収をアウトプット指標とした推定を試みた。その結果、少なくとも個人の課税所得と個人住民税（所得割）の税収については、ふるさと納税への依存度が大きい自治体ほど、同納税の純受入額の増加に伴うこれらのアウトプットの増加の仕方が小さくなるという傾向が認められた。ふるさと納税を対象とした各種の先行研究において必ずしも明確にされてこなかった地域経済への影響の現れ方を定量的に明らかにしたという点で、本研究は新たな視点を提供している。ただし、本稿の分析にはいくつかの課題もある。

第一に、域内で発生する付加価値額のうち、企業に分配される部分について、より掘り下げた分析を行うことが必要である。本稿の付加価値額を対象とした推定では、課税所得や税収を対象にした分析と必ずしも整合的な結果が得られなかった。その点には、付加価値額の一部が個人の所得ではなく企業の利益として分配されていることが影響している可能性がある。ふるさと納税の受入れを財源とした自治体の事業を通じて、域内で活動を行う企業の利益にどのような形で影響が生じるのか、返礼品の受注を通じた影響という視点も含めて、更なる考察が求められる。

第二に、ふるさと納税の受入れが各自治体の「人口」に対してどのような影響を及ぼしているのかについても、実証分析を通じて明らかにする必要がある。ふるさと納税の受入れを財源とした地方公共サービスの供給がもたらす効果について本稿の第3章で示したようなメカニズム（家計の労働時間と域内人口の増加）を想定するのであれば、そうした分析が欠かせない。その場合には、「個人住民税の税収」として、「所得割」に代えて「均等割」の税収を採用した推定も行うべきである。

第三に、ふるさと納税の依存率が違うと受入れを財源にした支出の内訳が異なっている可能性の検討である。ふるさと納税依存度が高い（低い）自治体ほど、自らの事業を、域内

における企業の生産を直接的に押し上げない（押し上げる）「公共財」（「公共要素」）の提供に特化させているという状況があるのであれば、ふるさと納税依存度の高まりが地域経済効果を低減させる説明の一つになるかもしれない。

第四に、個々の自治体における「基金の残高」を考慮に入れた推定である。全国の市町村の中には、ふるさと納税の受入れを地方公共サービスの供給を増やすための直接的な財源として用いるのではなく、とりあえずは基金として積み上げるだけにとどまっている団体も少なからず見受けられる。そのような自治体については、寄附の受入がアウトプット指標の増加へと結びつくまでに、本稿で想定しているタイムラグ（最大で2年）よりも更に長い時間を要する可能性がある。それだけに、基金の積み上げを通じて各種アウトプット指標の変化に影響が生じているのか否かについても、実証的な確認が欠かせない。

これらの課題については、分析手法の改善と併せて、今後取り組んでいくこととしたい。

【和文参考文献】

- 伊藤敏安 (2022) 「ふるさと納税の利用に熱心なのはどんな市区町村か」『修道法学』, 45(1), pp.1-25.
- 稲田圭祐 (2017) 「ふるさと納税の改正とその影響」『和光経済』, 49(3), pp.45-51.
- 小西葉子・小川光・伊藝直哉・伊藤千恵美 (2024) 「ふるさと納税におけるワンストップ特例制度の効果検証：寄附先の集中と制度の満足度に与える影響」RIETI ディスカッションペーパー no. 24-J-009
- 近藤春生 (2011) 「公的支出の地域経済への効果」日本財政学会編『財政研究（第7巻）—グリーン・ニューディールと財政政策—』有斐閣, pp.123-139.
- 重藤さわ子・織田竜輔・森山慶久・藤山浩・青木大介 (2020) 「ふるさと納税返礼品への LM3 調査手法適用による地域経済効果分析」『事業構想研究』, 3(1), pp.35-40.
- 鈴木文彦 (2024) 「返礼品発注事業としてみるふるさと納税の地域活性化インパクト：公共事業から磨き上げ策への転換を」大和総研 (2024年1月23日)
- 鈴木善充 (2019) 「ふるさと納税返礼品規制の影響」『生駒経済論叢』, 17(1), pp.1-19.
- 末松智之 (2020) 「ふるさと納税の返礼率競争の分析」PRI Discussion Paper Series (No.20A-04)
- 西村慶友・石村知子・赤井伸郎 (2017) 「ふるさと納税（寄付）のインセンティブに関する分析—個別自治体の寄付受入れデータによる実証分析—」日本地方財政学会編『日本地方財政学会研究叢書（第24号）—「地方創生」と地方における自治体の役割—』, 勁草書房, pp.150-178.
- 橋本恭之・鈴木善充 (2021) 「ふるさと納税制度の見直しの影響について」『關西大學経済論集』, 70(4), pp.557-571.
- 林正義 (2004) 「社会資本整備による地域経済効果—地域別 VAR による分析—」明治学院大学『経済研究』第129号, pp.1-17.
- 深澤映司 (2022) 「ふるさと納税の受入れと地方公共サービスの便益—ヘドニック・アプローチに基づく政策効果の評価—」『レファレンス』第859号, pp.1-27.
- (2024) 「ふるさと納税の返礼品競争と「指定制度」の導入—「指定制度」の下で返礼品競争は解消したのか—」『レファレンス』第877号, pp.3-22.
- 深澤武志 (2020) 「ふるさと納税の構造推定」RIEB Discussion Paper Series, no.2020-J13.

【英文参考文献】

- Becker, Sascha O., Peter H. Egger and Maximilian von Ehrlich (2010), "Going NUTS: The effect of EU structural funds on regional performance," *Journal of Public Economics*, 94(9-10), pp.578-590.
- Beugelsdijk, Maaïke and Sylvester C.W. Eijffinger (2005), "The effectiveness of structural policy in the European Union: An empirical analysis for the EU-15 in 1995-2001," *Journal of Common Market Studies*, 43(1), pp.37-51.
- Cappelen, Aadne, Fulvio Castellacci, Jan Fagerberg and Bart Verspagen (2003), "The impact of EU regional support on growth and convergence in the European Union," *Journal of Common Market Studies*, 41(4), pp.621-644.
- Ederveen, Sijf, Henri L.F. de Groot and Richard Nahuis (2006), "Fertile soil for structural funds? A panel data analysis of the conditional effectiveness of European cohesion policy," *Kyklos*, 59(1), pp.17-42.
- Evans, Paul and Georgios Karras (1994), "Are government activities productive? Evidence from a panel of US states," *The Review of Economics and Statistics*, 76(1), pp.1-11.
- Fukasawa, Eiji, Takeshi Fukasawa and Hikaru Ogawa, "Intergovernmental competition for donations: The case of the Furusato Nozei program in Japan," *Journal of Asian Economics*, 67, pp.1-14.
- Garcia-Milà, Teresa and Therese J. McGuire (1992), "The contribution of publicly provided inputs to states' economies," *Regional Science and Urban Economics*, 22(2), pp.229-241.
- Kemmerling, Achim and Andreas Stephan (2002), "The contribution of local public infrastructure to private productivity and its political economy: Evidence from a panel of large German cities," *Public Choice*, 113(3), pp.403-424.
- Ogawa, Akinobu and Haruo Kondoh (2022), "Does Hometown Tax Donation System as interjurisdictional competition affect local government efficiency? Evidence from Japanese municipality level data," *MPRA*, no.15740
- Yamamura, Eiji, Yoshiro Tsutsui and Fumio Ohtake (2023), "An analysis of altruistic and selfish motivations underlying hometown tax donations in Japan," *The Japanese Economic Review*, 74(1), 29-55.

〔付録〕

ここでは、ふるさと納税の受入れがアウトプット指標の増加へと結びつくまでの時間がより短いと想定した場合の推定結果を示す。すなわち、「課税所得」または「税収」を被説明変数とした推定で1年前の「純受入額」を用い ($k = 1$)、「付加価値額」を被説明変数とした推定では当年の「純受入額」を用いた ($k = 0$)。このようなタイムラグの取り方は、ふるさと納税の受入れに基づく施策の「決定ラグ」、「実施ラグ」、「効果ラグ」が無視し得る長さにとどまり、「課税所得」と「税収」をめぐる「前年課税」に伴う影響のみ生じる状況と対応している。3つの被説明変数のそれぞれについて各グループを対象として行った推定の結果は、次の通りである。

(a) 「付加価値額」を対象とした推定

付加価値額をアウトプットとした推定では、「第1、第3、第4、第5、第6、第7」の各グループについて「ふるさと納税の純受入額」の係数が有意であるとの結果が得られた(表9、図7)。しかし、これらのうち第1グループ以外の5つのグループでは、「純受入額」の係数の符号がマイナスとなっている。

このように、「ふるさと納税の純受入額」として1年前の実績値を用いた推定の結果と同様に、「ふるさと納税依存度」が最も低い第1グループを除き、ふるさと納税の受入れを財源とした公共サービスの提供が当該地域でアウトプットの増加をもたらしているとの結果は得られなかった(このような推定結果が得られた背景としては、本文でも指摘したように、被説明変数として用いた総務省・経済産業省「経済センサス-活動調査」の付加価値額が各市町村で実際に発生している付加価値額を必ずしも的確に捉え切れていない可能性が考えられよう)。

(b) 「課税所得」を対象とした推定

課税所得をアウトプットとした推定を行ったところ、「ふるさと納税の純受入額」の係数は、第6グループ(有意にマイナス)を除き、有意にプラスとなった(表10)。しかも、その絶対値について、「ふるさと納税依存度」が高いグループほど小さくなる傾向が概ね認められる(図8)。

この結果からも、2年前の「純受入額」を用いて推定を行った場合と同様に、ふるさと納税の純受入額の1単位増加に伴う課税所得増加の度合いは、「ふるさと納税依存度」が高く

なるほど小さくなる傾向があると考えられる。

(c) 「個人住民税（所得割）の税収（税額控除前）」を対象とした推定

個人住民税（所得割）の税収をアウトプットとした推定についても、(2)式とほぼ同様の推定結果が得られた（表 11、図 9）。「ふるさと納税の純受入額」の係数は、第 2・第 6 グループを除いた全てのグループで有意にプラスとなっている。しかし、係数がプラスとなったグループの間では、「ふるさと納税依存度」の高いグループほど係数の絶対値が小さくなる傾向が、多少の例外はあるものの概ね観察される。したがって、2 年前の「純受入額」を用いて推定を行った場合と同様に、「ふるさと納税依存度」が高い自治体ほど、ふるさと納税を受入れる場合の税収増の効果は小さくなるという傾向がみられる。

表1 「ふるさと納税依存度」の記述統計量

	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度	2019年度	2020年度	2021年度
平均値	0.69	0.50	0.61	0.77	0.91	1.01	1.29
中央値	0.08	0.12	0.15	0.20	0.26	0.34	0.50
標準偏差	2.21	1.30	1.53	2.02	1.87	1.99	2.30
変動係数	3.23	2.59	2.49	2.64	2.06	1.96	1.79
最大値	30.51	18.97	19.22	31.10	21.18	25.66	26.04
最小値	0.00	▲ 9.05	▲ 11.39	▲ 1.61	▲ 12.63	▲ 0.26	▲ 0.08

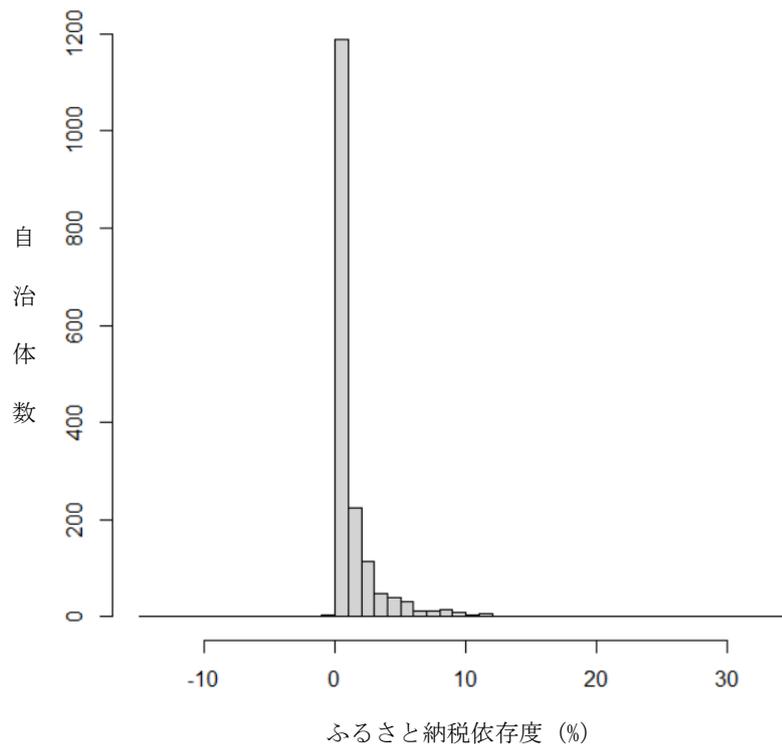
(注) 1. 対象は、全国の1,718市町村。

2. ふるさと納税依存度 (%) = ふるさと納税の純受入額 ÷ 歳出 × 100

3. 変動係数 = 標準偏差 ÷ 平均値

(出典) 総務省「ふるさと納税に関する現況調査」；総務省「地方財政状況調査」

図1 「ふるさと納税依存度」の自治体間における分布状況



(注) 横軸の「ふるさと納税依存度」をめぐる各階級は、「X₁以上 X₂未満」を表す。
 (出典) 総務省「ふるさと納税に関する現況調査」；「地方財政状況調査」

図2 各自治体の「ふるさと納税依存度」をめぐるカーネル密度推定

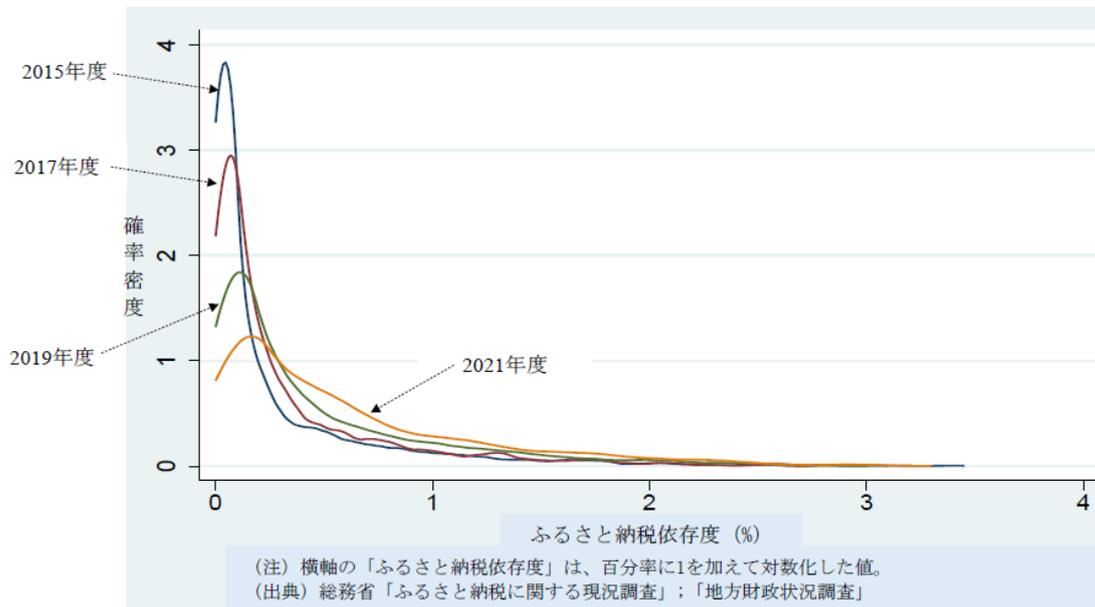


図3 ふるさと納税受入れに伴う地域人口の変化

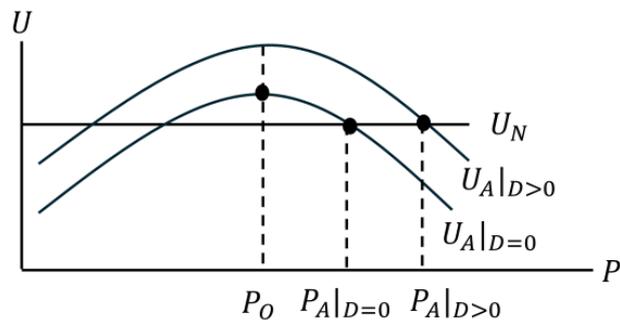


表2 「ふるさと納税依存度」が低い自治体と高い自治体の比較（「平均の差」の検定）

		全市町村	「ふるさと納税依存度」の水準に応じた各グループ			「平均の差」の検定			
			第1グループ (A)	第2～9グループ (B)	第10グループ (C)	(A)－(B)		(B)－(C)	
						t-value	有意性	t-value	有意性
団体数	総数	1,718	171	1,376	171				
ふるさと納税依存度 (%)	平均	1.29	0.03	0.76	6.79	▲ 12.85***		▲ 51.39***	
	中位数	0.50	0.03	0.50	5.53				
住民1人当たりのふるさと納税純受入額 (円/人)	平均	32,479	47,275	28,965	45,958	1.80**		▲ 1.78**	
ふるさと納税の返礼割合 (%)	平均	25.3	18.6	25.9	27.3	▲ 15.01***		▲ 3.35***	
総人口 (人)	平均	68,150	187,355	58,851	23,774	8.36***		3.55***	
面積 (km ²)	平均	216.7	147.2	227.6	198.9	▲ 3.97***		1.42*	
人口密度 (人/km ²)	平均	864.9	2,677.9	713.0	274.0	13.45***		3.72***	
75歳以上人口比率 (%)	平均	18.3	15.9	18.6	18.7	▲ 6.50***		▲ 0.35	
65歳以上人口比率 (%)	平均	34.7	30.4	35.1	35.5	▲ 7.64***		▲ 0.73	
15歳未満人口比率 (%)	平均	11.1	11.7	11.1	11.1	3.29***		▲ 0.35	
住民1人当たりの付加価値額 (円/人)	平均	1,597,860	1,931,246	1,548,062	1,665,193	4.51***		▲ 1.78**	
住民1人当たりの課税所得 (円/人)	平均	1,293,338	1,527,359	1,273,470	1,219,185	10.93***		2.43***	
住民1人当たりの個人住民税 (所得割) の税収 (円/人)	平均	44,292	55,769	43,327	40,579	11.47***		2.69***	
農業所得者の割合 (%)	平均	1.43	0.73	1.45	1.97	▲ 4.21***		▲ 3.02***	
財政力指数	平均	0.47	0.66	0.45	0.42	10.85***		1.87**	
地方交付税への依存度 (%)	平均	53.9	34.6	55.5	60.2	▲ 10.20***		▲ 2.39***	
国庫支出金への依存度 (%)	平均	17.7	20.8	17.7	14.4	6.54***		7.60***	
実質公債費比率 (%)	平均	7.2	4.6	7.4	8.3	▲ 8.66***		▲ 3.08***	
実質収支比率 (%)	平均	8.6	9.8	8.3	9.3	3.31***		▲ 2.40***	
経常収支比率 (%)	平均	85.3	85.2	85.4	84.8	▲ 0.36		1.15	

(注) 比較の対象とした各種の指標は、いずれも2021年度の実績値。

(出典) 総務省「ふるさと納税に関する現況調査」；同「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」；同「地方財政状況調査」を基に作成。

表3 グループ別に見た「ふるさと納税依存度」の記述統計量

		市町村の数	ふるさと納税依存度 (%)			
			最小	最大	平均	標準偏差
低い ↑ ふるさと納税依存度 ↓ 高い	第1グループ (0～10%分位)	171	▲ 0.060	0.027	0.014	0.009
	第2グループ (10～20%分位)	172	0.027	0.054	0.040	0.008
	第3グループ (20～30%分位)	172	0.055	0.090	0.071	0.010
	第4グループ (30～40%分位)	172	0.090	0.133	0.111	0.013
	第5グループ (40～50%分位)	172	0.133	0.209	0.169	0.023
	第6グループ (50～60%分位)	172	0.209	0.315	0.259	0.031
	第7グループ (60～70%分位)	172	0.316	0.489	0.396	0.052
	第8グループ (70～80%分位)	172	0.490	0.814	0.639	0.100
	第9グループ (80～90%分位)	172	0.819	1.727	1.175	0.246
	第10グループ (90～100%分位)	171	1.731	16.984	4.099	2.647

(注) 1. 第1～第10グループへの分割は、各市町村の「ふるさと納税依存度 (%)」につき2015～2019年度の平均を求めた上で、その値の高低に基づき行っている。

2. 最小、最大、平均、標準偏差のそれぞれは、各グループに属する個々の市町村の2015～2019年度における平均に基づき算出している。

(出典) 総務省「ふるさと納税に関する現況調査結果」

表 4 推定結果：「付加価値額」（実額）を「純受入額」（実額、1年前）で回帰

【被説明変数：「付加価値額」】

		サンプル サイズ	説明変数：「純受入額」（1年前）		
			固定効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	変量効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	ハウスマン検定 (χ^2 値)
ふるさと納税 依存度 (%)	第1グループ (0~10%分位)	340	299.6980***	316.0300***	0.10
	第2グループ (10~20%分位)	342	▲ 22.1860	20.1320	0.95
	第3グループ (20~30%分位)	342	▲ 42.9910**	▲ 24.8900	1.32
	第4グループ (30~40%分位)	344	▲ 55.5888***	▲ 46.8810***	0.88
	第5グループ (40~50%分位)	344	▲ 17.6950**	▲ 10.1820	2.12
	第6グループ (50~60%分位)	344	▲ 5.0325	▲ 4.0655	0.47
	第7グループ (60~70%分位)	344	▲ 10.4590**	▲ 7.3873	6.58**
	第8グループ (70~80%分位)	344	▲ 10.3302***	▲ 8.5847**	0.75
	第9グループ (80~90%分位)	344	▲ 1.9444	▲ 1.2227	0.57
	第10グループ (90~100%分位)	342	0.5452	1.2875	2.65

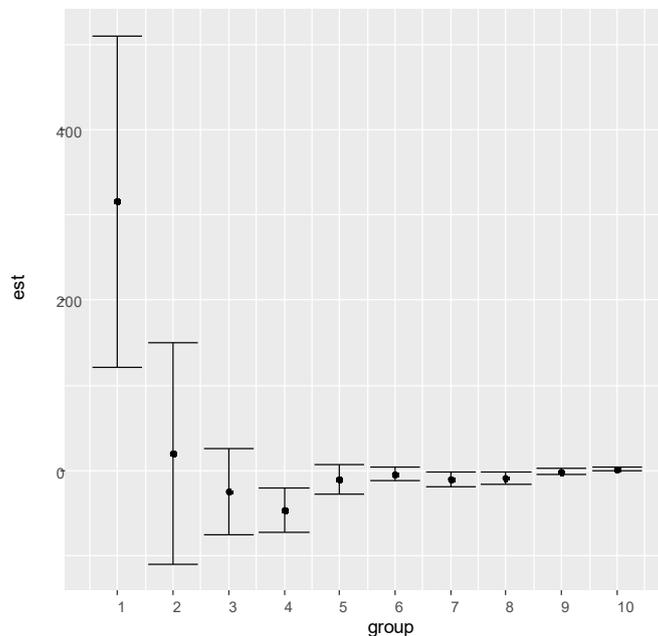
(注1) 対象は、全国の1,715市町村（東京都の特別区と福島県大熊町、双葉町、葛尾村を除く）のパネルデータ（2016年度と2021年度の2時点）。

(注2) 推定モデルは、下記のとおり（説明変数として、「純受入額（1年前）」を使用）。

$$va_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-1} + u_{it}$$

(注3) ***は1%水準、**は5%水準で有意であることを示している。

図 4 推定結果：「付加価値額」（実額）を「純受入額」（実額、1年前）で回帰



(注1) 縦軸は「純受入額（1年前）」の係数の推定値に対応し、横軸は各グループに対応。

(注2) 点 (●) は推定値そのものを表し、縦方向の帯 (I) は95%信頼区間を表す。

表 5 推定結果：「課税所得」（実額）を「純受入額」（実額、2年前）で回帰

【被説明変数：「課税所得」】

		サンプル サイズ	説明変数：「純受入額」（2年前）		
			固定効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	変量効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	ハウスマン検定 (χ^2 値)
ふるさと納税 依存度 (%)	第1グループ (0~10%分位)	855	949.2100***	1001.8000***	0.2313
	第2グループ (10~20%分位)	860	539.2010***	756.5300***	1.9313
	第3グループ (20~30%分位)	860	244.9700***	263.2500***	1.2097
	第4グループ (30~40%分位)	860	89.2155***	97.3900***	1.2473
	第5グループ (40~50%分位)	860	40.4550***	41.6580***	0.2509
	第6グループ (50~60%分位)	860	37.7260***	42.6220***	0.8129
	第7グループ (60~70%分位)	860	21.4690***	22.3890***	0.3786
	第8グループ (70~80%分位)	860	13.0057***	14.1460***	0.6977
	第9グループ (80~90%分位)	860	5.1224***	5.3345***	0.1886
	第10グループ (90~100%分位)	855	0.4248***	0.4302***	0.0728

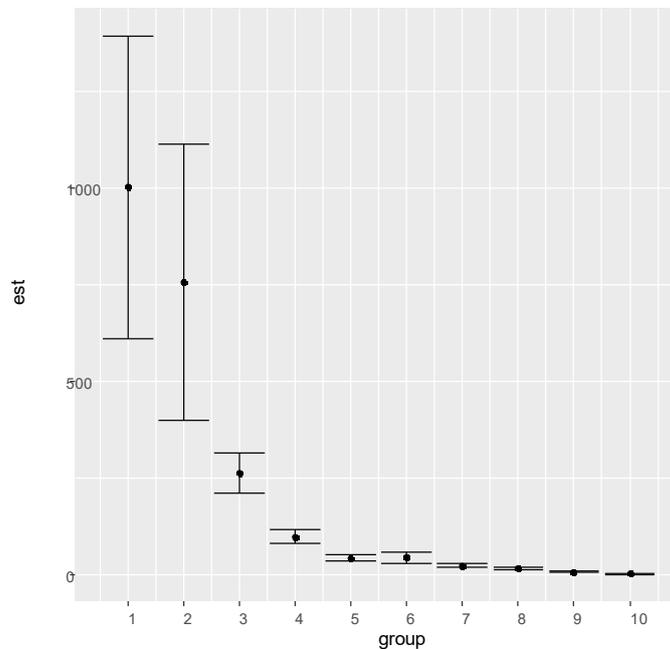
(注1) 対象は、全国の1,718市町村（東京都の特別区を除く）のパネルデータ（2017~2021年度）。

(注2) 推定モデルは、下記のとおり（説明変数として、「純受入額（2年前）」を使用）。

$$tic_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-2} + u_{it}$$

(注3) ***は1%水準で有意であることを示している。

図 5 推定結果：「課税所得」（実額）を「純受入額」（実額、2年前）で回帰



(注1) 縦軸は「純受入額（2年前）」の係数の推定値に対応し、横軸は各グループに対応。

(注2) 点 (●) は推定値そのものを表し、縦方向の帯 (I) は95%信頼区間を表す。

表 6 推定結果：「税金（控除前）」（実額）を「純受入額」（実額、2年前）で回帰

【被説明変数：「個人住民税（所得割）の税金（税額控除前）」】

	サンプル サイズ	説明変数：「純受入額」（2年前）			
		固定効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	変量効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	ハウスマン検定 (χ^2 値)	
ふるさと納税 依存度 (%)	第1グループ (0~10%分位)	855	99.2980***	124.7100***	2.6957
	第2グループ (10~20%分位)	860	52.9770***	114.6700***	15.6070 ***
	第3グループ (20~30%分位)	860	6.0174***	6.3935***	0.6834
	第4グループ (30~40%分位)	860	10.3487***	12.7770***	10.1360 ***
	第5グループ (40~50%分位)	860	0.7096***	0.7414***	0.1810
	第6グループ (50~60%分位)	860	1.3202***	2.1028***	3.0047 ***
	第7グループ (60~70%分位)	860	0.4334***	0.4528***	0.2239
	第8グループ (70~80%分位)	860	0.3094***	0.3331***	0.4085
	第9グループ (80~90%分位)	860	0.1092***	0.1149***	0.1373
	第10グループ (90~100%分位)	855	0.0131***	0.0133***	0.0526

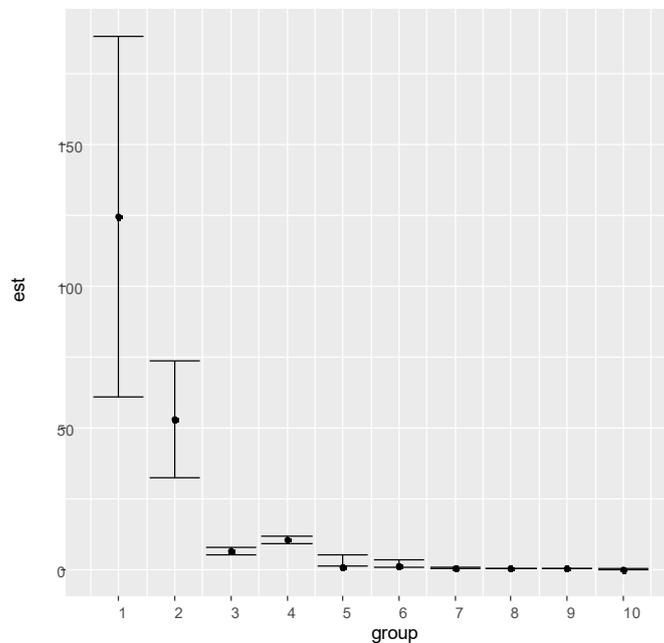
(注1) 対象は、全国の1,718市町村（東京都の特別区を除く）のパネルデータ（2017~2021年度）。

(注2) 推定モデルは、下記のとおり（説明変数として、「純受入額（2年前）」を使用）。

$$rev_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-2} + u_{it}$$

(注3) ***は1%水準で有意であることを示している。

図 6 推定結果：「税金（控除前）」（実額）を「純受入額」（実額、2年前）で回帰



(注1) 縦軸は「純受入額（2年前）」の係数の推定値に対応し、横軸は各グループに対応。

(注2) 点 (●) は推定値そのものを表し、縦方向の帯 (I) は95%信頼区間を表す。

表7 「課税所得」または「税金」を被説明変数とした推定の結果（非線型最小二乗法）

	被説明変数			
	課税所得（対数）		個人住民税（所得割）の税金（税額控除前）（対数）	
	「ふるさと納税の純受入額」（対数）のラグ=2年	「ふるさと納税の純受入額」（対数）のラグ=1年	「ふるさと納税の純受入額」（対数）のラグ=2年	「ふるさと納税の純受入額」（対数）のラグ=1年
説明変数				
「ふるさと納税の純受入額」（対数）	0.6413 ***	0.6587 ***	0.6415 ***	0.6589 ***
「65歳以上人口比率」	▲ 22.5506 ***	▲ 22.5134 ***	▲ 23.4985 ***	▲ 23.4680 ***
「15歳未満人口比率」	▲ 28.9829 ***	▲ 29.5064 ***	▲ 30.1781 ***	▲ 30.7343 ***
定数項	28.7653 ***	28.4300 ***	25.8456 ***	25.5170 ***
サンプルサイズ	8,483	8,542	8,483	8,542

(注) ***は1%水準で有意であることを示している。

表8 「付加価値額」を被説明変数とした推定の結果（非線型最小二乗法）

	被説明変数	
	付加価値額（対数）	
	「ふるさと納税の純受入額」（対数）のラグ=1年	「ふるさと納税の純受入額」（対数）のラグ=0年
説明変数		
「ふるさと納税の純受入額」（対数）	0.6689 ***	0.6979 ***
「65歳以上人口比率」	▲ 23.1450 ***	▲ 22.9810 ***
「15歳未満人口比率」	▲ 29.5819 ***	▲ 30.0182 ***
定数項	28.5644 ***	27.9159 ***
サンプルサイズ	3,416	3,411

(注) ***は1%水準で有意であることを示している。

表9 推定結果：「付加価値額」（実額）を「純受入額」（実額、当年）で回帰

【被説明変数：「付加価値額」】

	サンプル サイズ	説明変数：「純受入額」（当年）			
		固定効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	変量効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	ハウスマン検定 (χ^2 値)	
ふるさと納税 依存度 (%)	第1グループ (0~10%分位)	340	56.8360**	62.8140**	0.47
	第2グループ (10~20%分位)	342	0.1800	29.1550	2.57
	第3グループ (20~30%分位)	342	▲ 30.3984***	▲ 23.4130**	1.87
	第4グループ (30~40%分位)	344	▲ 27.9146***	▲ 23.1820***	1.18
	第5グループ (40~50%分位)	344	▲ 18.3961***	▲ 12.5490**	2.97*
	第6グループ (50~60%分位)	344	▲ 6.0804***	▲ 5.2689***	0.78
	第7グループ (60~70%分位)	344	▲ 8.0067***	▲ 4.8534	4.14**
	第8グループ (70~80%分位)	344	▲ 1.9378	▲ 0.3122	2.12
	第9グループ (80~90%分位)	344	▲ 0.6870	0.0347	1.79
	第10グループ (90~100%分位)	342	0.4884	1.5993**	13.34***

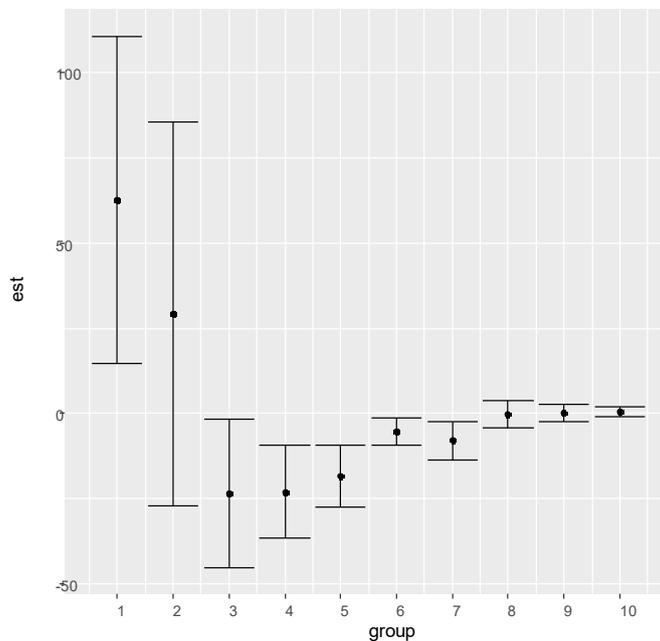
(注1) 対象は、全国の1,715市町村（東京都の特別区と福島県大熊町、双葉町、葛尾村を除く）のパネルデータ（2016年度と2021年度の2時点）。

(注2) 推定モデルは、下記のとおり（説明変数として、「純受入額（当年）」を使用）。

$$va_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it} + u_{it}$$

(注3) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

図7 推定結果：「付加価値額」（実額）を「純受入額」（実額、当年）で回帰



(注1) 縦軸は「純受入額（当年）」の係数の推定値に対応し、横軸は各グループに対応。

(注2) 点(●)は推定値そのものを表し、縦方向の帯(I)は95%信頼区間を表す。

表 10 推定結果：「課税所得」（実額）を「純受入額」（実額、1年前）で回帰

【被説明変数：「課税所得」】

	サンプル サイズ	説明変数：「純受入額」（1年前）			
		固定効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	変量効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)	ハウスマン検定 (χ^2 値)	
ふるさと納税 依存度 (%)	第1グループ (0~10%分位)	855	0.2213***	0.2361***	1.0706
	第2グループ (10~20%分位)	860	0.0731***	0.1045***	4.0718**
	第3グループ (20~30%分位)	860	0.0484***	0.0526***	1.2175
	第4グループ (30~40%分位)	860	0.0387***	0.0420***	1.3460
	第5グループ (40~50%分位)	860	0.0253***	0.0258***	0.4841
	第6グループ (50~60%分位)	860	▲ 0.0124***	▲ 0.0116***	0.9480
	第7グループ (60~70%分位)	860	0.0047***	0.0049***	0.3073
	第8グループ (70~80%分位)	860	0.0059***	0.0062***	0.6645
	第9グループ (80~90%分位)	860	0.0020***	0.0022***	0.6358
	第10グループ (90~100%分位)	855	0.0002***	0.0003***	0.4792

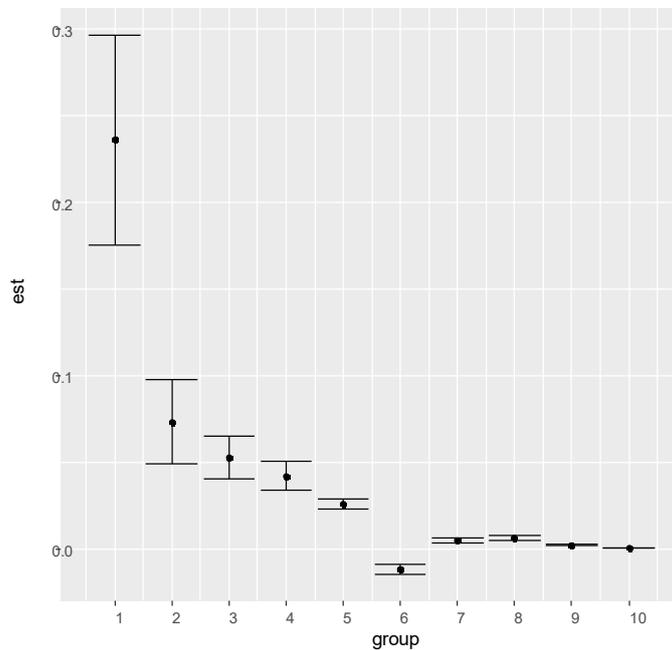
(注1) 対象は、全国の1,718市町村（東京都の特別区を除く）のパネルデータ（2017~2021年度）。

(注2) 推定モデルは、下記のとおり（説明変数として、「純受入額（1年前）」を使用）。

$$tic_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-1} + u_{it}$$

(注3) ***は1%水準、**は5%水準で有意であることを示している。

図 8 推定結果：「課税所得」（実額）を「純受入額」（実額、1年前）で回帰



(注1) 縦軸は「純受入額（1年前）」の係数の推定値に対応し、横軸は各グループに対応。

(注2) 点 (●) は推定値そのものを表し、縦方向の帯 (I) は95%信頼区間を表す。

表 11 推定結果：「**税金（控除前）**」（**実額**）を「**純受入額**」（**実額、1年前**）で回帰

【被説明変数：「**個人住民税（所得割）の税金（税額控除前）**」】

	サンプル サイズ	説明変数：「 純受入額 」（1年前）					
		固定効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)		変量効果モデル (操作変数=広報 費、事務費)		ハウスマン検定 (χ^2 値)	
ふるさと納税 依存度 (%)	第1グループ (0~10%分位)	855	30.8716***	39.9560***	15.1840	***	
	第2グループ (10~20%分位)	860	▲ 0.9396	17.0680***	54.8950	***	
	第3グループ (20~30%分位)	860	0.7754***	0.8763***	0.7987		
	第4グループ (30~40%分位)	860	2.9440***	4.1407***	12.8070	***	
	第5グループ (40~50%分位)	860	0.5934***	0.6109***	0.4315		
	第6グループ (50~60%分位)	860	▲ 2.3309***	▲ 2.1530***	4.6818	**	
	第7グループ (60~70%分位)	860	0.0933***	0.0969***	0.2039		
	第8グループ (70~80%分位)	860	0.1241***	0.1304***	0.4213		
	第9グループ (80~90%分位)	860	0.0151	0.0184*	0.5171		
	第10グループ (90~100%分位)	855	0.0058***	0.0061***	0.3498		

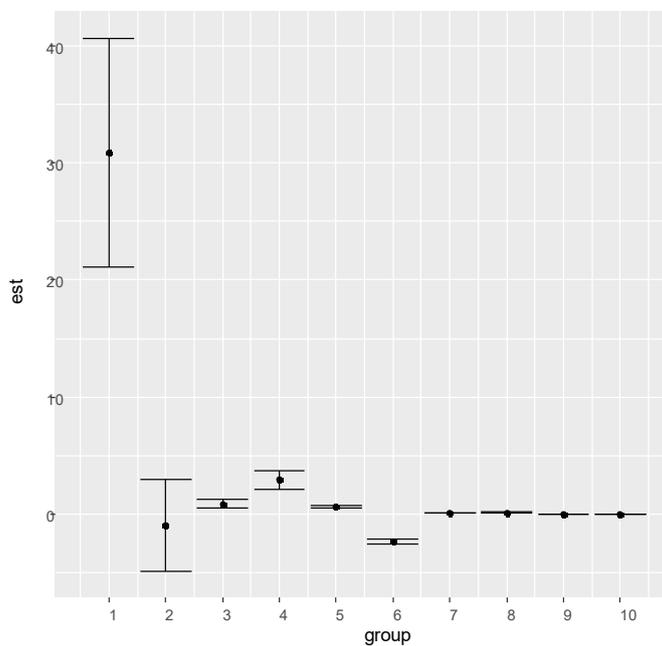
(注1) 対象は、全国の1,718市町村（東京都の特別区を除く）のパネルデータ（2017~2021年度）。

(注2) 推定モデルは、下記のとおり（説明変数として、「純受入額（1年前）」を使用）。

$$rev_{it} = c + \alpha_i + \beta \cdot rec_{it-1} + u_{it}$$

(注3) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

図 9 推定結果：「**税金（控除前）**」（**実額**）を「**純受入額**」（**実額、1年前**）で回帰



(注1) 縦軸は「純受入額（1年前）」の係数の推定値に対応し、横軸は各グループに対応。

(注2) 点 (●) は推定値そのものを表し、縦方向の帯 (I) は95%信頼区間を表す。