慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	ふるさと納税の制度意義と決定要因との乖離 : 自治体と出し手と受け手の2側面から制度意義検証と政府政策の効果検証
Sub Title	
Author	萩生田, 佳佑(Hagioita, Keisuke) 三浦, 大輝(Miura, Taiki) 山口, 陽平(Yamaguchi, Yōhei)
Publisher	慶應義塾大学商学会
Publication year	2023
Jtitle	三田商学研究学生論文集 No.2022 ,p.105- 127
JaLC DOI	
Abstract	本稿では，ふるさと納税制度が制度意義に沿った寄附金制度として機能しているのかどうかを，各自治体をふるさと納税の出し手及び受け手に分けて検証した後，ふるさと納税による寄附金受領額の決定要因を分析している。特に，返礼品，クラウドファンディング型のふるさと納税を寄附金受領額の決定要因として注目した。さらに，2019年における地方税法改正に着目し，政策効果の検証の観点からこの時点における構造変化を確認すべく，追加で分析を実施した。固定効果モデルによる分析の結果，地方財政力のない自治体への寄附や地元から流出した人々の寄附は確認されなかった一方で，上記2つの要因は寄附金受領額に対して正に有意な影響を与えていることが示され，制度意義とは異なる要因で寄附金受領額が決定しているという実態を明らかにすることができた。また，2019年における地方税法改正による返礼品に関する規制が，構造変化をもたらしていることが確認された。
Notes	論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00113718-00002022-0105

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

三田商学研究
学生論文集
2022年度号

ふるさと納税の制度意義と決定要因との乖離[1)]

――自治体と出し手と受け手の2側面から制度意義検証と政府政策の効果検証――

萩生田　佳　佑[2)]
三　浦　大　輝
山　口　陽　平

＜要　　約＞

本稿では，ふるさと納税制度が制度意義に沿った寄附金制度として機能しているのかどうかを，各自治体をふるさと納税の出し手及び受け手に分けて検証した後，ふるさと納税による寄附金受領額の決定要因を分析している。特に，返礼品，クラウドファンディング型のふるさと納税を寄附金受領額の決定要因として注目した。さらに，2019年における地方税法改正に着目し，政策効果の検証の観点からこの時点における構造変化を確認すべく，追加で分析を実施した。固定効果モデルによる分析の結果，地方財政力のない自治体への寄附や地元から流出した人々の寄附は確認されなかった一方で，上記2つの要因は寄附金受領額に対して正に有意な影響を与えていることが示され，制度意義とは異なる要因で寄附金受領額が決定しているという実態を明らかにすることができた。また，2019年における地方税法改正による返礼品に関する規制が，構造変化をもたらしていることが確認された。

＜キーワード＞

ふるさと納税，財政力指数，転出率，返礼率，クラウドファンディング型，返礼率規制，構造変化

1．はじめに

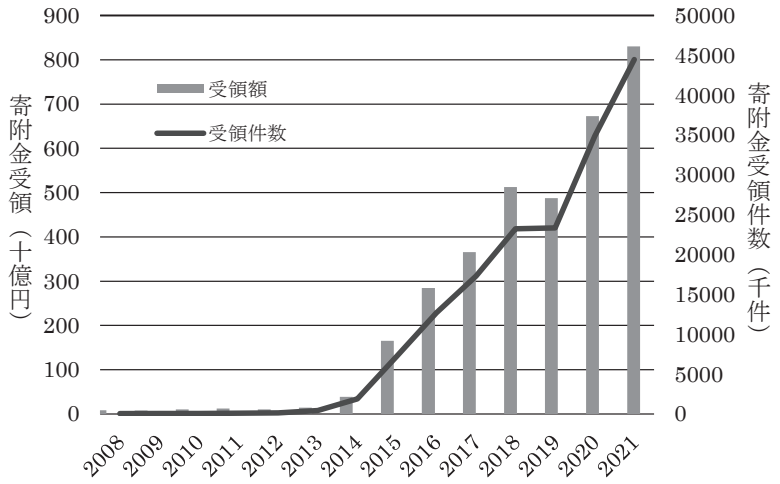
2022年でふるさと納税制度が創設されて14年目を迎えた。その市場規模は年々拡大しており，制度創設当時の2008年における実績については，寄附金受領額は約810万円でふるさと納税件数は約5

1)　本論文執筆にあたり，慶應義塾大学商学部藪友良教授，ならびに研究会のメンバーから数々の有益なご助言を頂いた。また，匿名審査員の方には修正にあたり貴重なご意見を頂いた。ここに記して心より感謝を申し上げたい。

2)　萩生田佳佑　慶應義塾大学商学部3年　Email: hagi-kei9962@keio.jp
三浦大輝　慶應義塾大学商学部3年　Email: taiki.kumako.7089@keio.jp
山口陽平　慶應義塾大学商学部3年　Email: yoheiyamaguti37@keio.jp

万 4 千件であったのに対して，2021 年の実績は，寄附金受領額は約 8,300 億円でふるさと納税件数は約 4447 万件となっている。

図 1　寄附金受領額と受領件数の推移



資料出所：総務省ふるさと納税ポータル関連資料
注）総務省ふるさと納税ポータル関連資料より筆者作成。

ふるさと納税の効果について，齋藤（2017）では，ふるさと納税の経済波及効果に関する分析がなされている。例えば，北海道上士幌町では，食料品や農業からの経済波及効果が最も大きいとし，それをもとにアイスクリームや乳製品を返礼品とすることで，町内経済への貢献が相対的に大きいと論じている。そして，町内総生産が 13%増加したことからふるさと納税がもたらした経済成長は極めて大きいとしている。また，経済成長だけではなく町内における雇用の創出や町内人口増加といったこともふるさと納税による便益であるとしている。このようにふるさと納税制度の活用によって恩恵を受ける自治体がある。

問題は，こうした寄附がふるさと納税制度の本来の意義に沿っているのかという点である。ここで，ふるさと納税制度の意義を確認すると，以下の 3 つとされている。

「第一に，納税者が寄附先を選択する制度であり，選択するからこそ，その使われ方を考えるきっかけとなる制度であること。それは，税に対する意識が高まり，納税の大切さを自分ごととしてとらえる貴重な機会になります。第二に，生まれ故郷はもちろん，お世話になった地域に，これから応援したい地域へも力になれる制度であること。それは，人を育て，自然を守る，地方の環境を育む支援になります。第三に，自治体が国民に取組をアピールすることでふるさと納税を呼びかけ，自治体間の競争が進むこと。それは，選んでもらうに相応しい，地域のあり方をあらためて考えるきっかけへとつながります（総務省「ふるさと納税の理念」から抜粋）」。

したがって，仮に換金性の高い財・サービスを返礼品として設定することで寄附を募るといった姿勢は，制度意義から乖離する行動であると推察することができるであろう。この点に関して，政府も総務大臣通知[3]を通じて同様の指摘を行っており，かつ，複数の先行研究においても，制度意義から乖離していると結論付ける研究が多い。一方で，ふるさと納税における制度意義からの乖離に関してデータを用いて定量的に分析した研究には後述する尾内（2016）があるが，その数はかなり少なく，定量的な分析が進んでない分野でもある。この点について，尾内（2016）の分析を参考に，最新データかつより適切な手法を用いて分析を実施することで，制度意義を示す指標とふるさと納税の決定要因が同じものなのか，あるいは全く異なる要因がふるさと納税による寄附を決定づけているのかを明らかにするという点で本稿の意義がある。さらに，2019 年に設けられた返礼率規制により，ふるさと納税をめぐる環境に構造変化が生じたと考え，これを分析に考慮した点を，先行研究には本稿の新規性として強調したい。なお，返礼率規制の影響を論じた先行研究として橋本・鈴木（2021）があるが，同研究では返礼率規制についての定性的な評価に留まっている。加えて，本稿では，水田（2017）のように，ふるさと納税制度そのものに対する問題点に関する議論は扱わないことを念押ししておきたい。

ここからは，ふるさと納税制度に関する先行研究と寄附金受領額の決定要因に関する先行研究のレビューを行う。まず，定性的な分析を行った先行研究として，加藤（2010）や橋本・鈴木（2015）があげられる。加藤（2010）では，九州地方の自治体の現地調査に基づき分析を行い，ふるさと納税の PR に成功した自治体や都市部と地方部の自治体によって，寄附金額の多寡や寄附金控除による税収減があると示した。橋本・鈴木（2015）では，ふるさと納税制度導入以後，寄附金額に占める税収ロスの比率が年々上昇し，また，ふるさと納税制度による地域間での格差是正効果が小さいことを示した。

次に定量的な分析を行った先行研究として，本稿では，武者（2019），尾内（2016），Yamamura et al.（2017）の 3 つを紹介する。武者（2019）では，北海道の市町村を対象として，2015 年から 2017 年のパネルデータを用いた分析を行い，返礼率を 1%上昇させると，寄附金受領額を約 2,620 万円増加させることを示すとともに，返礼品の属性については，地元特産品を返礼品とすると，寄附金受領額が増加することを示した。尾内（2016）では，アンケート調査により得られた 901 自治体の 2 年間（2013 年及び 14 年）のパネルデータを用いて，返礼品の種類が 1 種類増えると寄附金受領額が 1 ～ 2%上昇する等，返礼品が充実している自治体が寄附金をより多く受領していることを示した。また，同研究では，返礼品の属性にも着目しており，詳細には，返礼率を寄附金額帯別，返礼品別に 16 種類に分類して分析を行い，物品型の返礼品が寄附金受領額を増加させる効果が大きいことを示した[4]。加えて，尾内（2016）では他の先行研究と異なり，ふるさと納税制度が制度本来の意義から逸脱していることに関しても分析を実施しており，詳細には，ふるさと納税の出し手に着目して，過去の転入者数と寄附との関

3) 総務省「総務大臣通知」（2017 年 4 月，2018 年 4 月）

4) 寄附金額帯を①1 万円未満，②1 万円，③1 万円超～ 5 万円，及び④ 5 万円超の 4 種類に分類し，返礼品の種別を①物品型，②現地利用型，③ PR 品型，及び④おためし型の 4 種類に分類することで，返礼率を計 16 種類の組みあわせに分類した。

連はみられないこと及び寄附者は現在の居住地の状況は考慮せずに自己の所得に応じて寄付することを導いている。Yamamura et al.（2017）では，全国市区町村のクロスセクションデータ（2015 年）を用いて，重回帰分析及びトービットモデルによる分析を実施していた。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では，ふるさと納税制度ができた背景や制度の変遷について述べたうえで，現在抱えるふるさと納税制度における問題点について述べる。第 3 節では，ふるさと納税の出し手に焦点をあて，ふるさと納税制度が本来の意義を達成しているのかについて，尾内（2016）を参考に，実証分析及びその考察をする。第 4 節では，ふるさと納税の受け手に焦点をあて，第 3 節と同様に制度意義に関する分析をするとともに，返礼品をはじめとした寄附金受領額の決定要因を深掘りした実証分析及びその考察をする。第 5 節では，追加分析として返礼率規制による構造変化の可能性を分析に反映させる。第 6 節では，本稿のまとめと課題を述べる。

2. ふるさと納税制度の概要

(1) ふるさと納税制度の創設

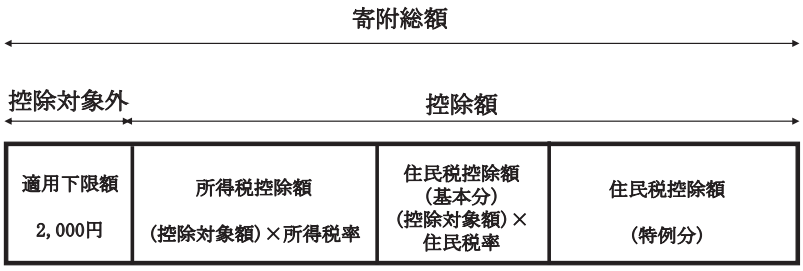
ふるさと納税制度の創設の背景には，地方から大都市への人口移動とともに地方と大都市における税収格差が存在したことにある。2006 年，当時の西川一誠福井県知事は，将来を担う子どもに対して教育コストを投じているにも関わらず，成長した後は大都市に流出してしまうこと，また退職をきっかけに地元に戻ってきて地方で高齢者サービスを享受するといった，人の循環システムから乖離した地方財政制度を指摘し，こうした負担と税源偏在の解消を目的として，「故郷寄附金控除」として新たな寄附金控除制度を提唱したことがふるさと納税制度の起源とされている。また，現行のふるさと納税制度は 2007 年 5 月，当時の菅義偉総務大臣の問題提起から始まったとされる。その後 6 月には，ふるさと納税研究会が発足され，10 月には同報告書が取りまとめられ，同報告書の内容をもとに総務省は平成 20 年地方税法改正案を提出し，2008 年 4 月より施行された地方税法の下でふるさと納税制度が創設された。

(2) ふるさと納税制度とその変遷

ふるさと納税制度の税制的側面は，個人住民税の納税義務者が任意の地方自治体に対する寄附を行うと，寄附額のうち適用下限額（現行法では 2,000 円）を超える部分についてある一定を限度として，所得税及び個人住民税から控除されるという制度である（図 2 参照）。

また，ふるさと納税制度創設当初において，寄附者は確定申告をする必要があったが，2015 年における制度改正の中で，確定申告不要な給与所得者である寄附者が寄附をする地方自治体数が 5 つ以内でかつ寄附先の自治体にワンストップ申請書を送付することにより，確定申告不要となるふるさと納税ワンストップ特例制度が導入された。さらに，個人住民税特例控除額が増額され，これらの改正により，

図 2　ふるさと納税における寄附金控除の仕組み



資料出所：総務省ウェブサイトのふるさと納税制度の概要を参考に筆者作成。
注）控除額上限は総所得金額の 40%となる。

手続きの簡素化と控除額の増加が進み，結果的にふるさと納税に対する新規参入者の参入障壁の軽減及び参入へのインセンティブの強化が図られたこととなり，2015 年からの寄附金受領額及び寄附件数は大幅に伸びている。

一方で，末松（2020）では，自治体が寄附金受領額を増やすために，周辺自治体よりも費用をかけてよりよい返礼品を設定する行動をし，このような事態が生じることで返礼率に関する自治体間競争に陥ると指摘している。実際，寄附を募るために返礼率を極端に高く設定する自治体も存在した。他にも，泉佐野市と国との係争のように，ふるさと納税に対する返礼品として，高返礼率の商品券などといった地元とは関連性が認められず汎用性の高い商品が設定されるといった返礼品の質に関する問題点も浮き彫りとなった。こうした問題点に対して政府は，2017 年の総務大臣通知において，①金銭類似性の高いもの（プリペイドカード，商品券，電子マネー，ポイントなど），②資産性の高いもの（電気・電子機器，家具，貴金属，宝飾品，時計，カメラ，ゴルフ用品，楽器，自転車など），③価格が高額なもの，④寄附額に対する返礼品の調達割合の高いもの，のようなふるさと納税制度の意義に反するような返礼品は送付しないことが通知されており，これに反する自治体はふるさと納税認定自治体の認定を外される仕組みとなった。また，④については，返礼品として寄附額に対して高い返礼率の商品を設定している自治体については是正するように通知もなされており，2019 年には地方税法改正によって返礼率を 30%上限[5] とするようになり，ふるさと納税制度の意義に沿った制度運用への軌道修正が図られた。このように，ふるさと納税制度は創設からいくつかの修正を経て改善が図られているが，こうした改善で全ての問題が解決されたわけではない。

(3) ふるさと納税制度が抱える問題点

ふるさと納税制度が抱える問題点について取り上げる。それはふるさと納税制度の意義に沿った寄附行動を促すような制度になっているのかという点である。株式会社 Insight Tech が 2019 年に公表し

[5] 地方税法第二章第一節第二款第三十七条の二第二項一号より

たアンケート調査[6]によると，ふるさと納税制度による寄附をした理由について，上位3つが「ほしいお礼の品があるから（67%）」，「寄附金額の一部が所得税・住民税から控除されるから（57%）」，「得だと思ったから（51%）」であるのに対し「自分の生まれた地域へ納税したかったから」という選択肢は僅か8%であり，ふるさと納税制度の意義から乖離していることが読み取れる[7]。また，Yamamura et al.（2017）において，東日本大震災に関連して寄附額について2015年のクロスセクションデータを用いた分析がなされており，そこでは被災を受けた自治体に関する変数の有意性がみられたことから，利他的な寄附行動が確認されていた。しかしながら，東日本大震災は直近数年をみても類い稀な大規模な自然災害であったこと，また，データ分析が1期間であることを踏まえると，他の自然災害や各種被害においても同様な利他的な行動が示されるか不明である。また，ふるさと納税の制度意義に立ち返ると，このような利他的な寄附行動は制度意義とは必ずしも一致した行動とはいえないと考える。

3. ふるさと納税制度の出し手に関する分析

本節では，ふるさと納税の出し手に着目して，ふるさと納税制度が制度意義に沿った制度であるかどうかを分析する。第1節で述べたように，全国市区町村の複数年度を対象とした同様の先行研究として尾内（2016）が挙げられる。尾内（2016）では，被説明変数に控除額の自然対数値を，説明変数に財政力指数[8]と転入率を使用した。第2節（2）で述べたように，ふるさと納税制度を通じて寄附した総額は，適用下限額を除き住民税の控除額となるため（詳細は，図2参照），各自治体の控除額は当該自治体に居住する人々による他の自治体への寄附金額とおおよそ等しくなる。ゆえに，控除額を被説明変数にとることで，人々が他の自治体へ寄附する金額を増加させる要因を分析することが可能となる。財政力指数は自治体支援，転入率は地元貢献というふるさと納税の制度意義[9]の代理変数として位置付けられており，自治体支援の制度意義が機能していれば財政力のある自治体に居住する人々が財政力の弱い自治体へ積極的に寄附を行うと考えられ，地元貢献の制度意義が機能していれば，転入率が大きいほどその自治体には他の自治体からやってきた人が多く，他の自治体への寄附金額が大きくなると考えられ，財政力指数と転入率は控除額と正の関係があるとしている。ここで，尾内（2016）で使用した転入率とは，分析年度からみて18年前の転入率の自然対数値のみを説明変数として用いている。しかし，このような変数の取り方は，18年前の転入率のみが寄附金額（≒控除額）に影響を及ぼし，他の年度の転入

6) サンプルサイズ437，複数回答可能
7) 株式会社Insight Techによる「「ふるさと納税」に関する実態調査」より
8) 財政力指数とは，地方公共団体の財政力を表す指数で，基礎財政収入額を基礎財政需要額で除して得た数値の過去3年間の平均値のことをいう。（令和2年度総務省地方財政状況関係資料　地方公共団体の主要財政指標より）
9) 第1節で示したふるさと納税制度の意義①～③のうち，政府及び先行研究では②に着目していることが多いため，本稿でも同様に②と関連する自治体支援及び地元貢献に着目して分析を行った。

率は影響を及ぼさないと暗黙のうちに仮定しており，明らかに不適切である。

そこで，本節では，5 年分（2016 年～ 2020 年）の市区町村[10] パネルデータを用いて，尾内（2016）で実施された分析を最新年度に更新するとともに，前述した問題点を考慮した分析を新たに実施する。

(1) 変数の定義

推定式は，自治体の控除額を被説明変数としたものを用いる（推定式①）。また，分析モデルは個別効果及び時間効果を考慮した固定効果モデルを採用することとする。

推定式①

$$f(\text{控除額}) = \beta_1 \text{財政力指数} + \beta_2 ln(\text{転入率}) + \beta_3 ln(\text{人口}) + \beta_4 ln(\text{1人当たり所得}) + \beta_5 \text{高齢者割合}$$

表 1　各変数の説明（第 3 節用）

属性	変数名	詳細	出典元
被説明変数	f（控除額）	個人住民税の寄附金税額控除の対象となる寄附金のうち，「都道府県・市区町村に対する寄附金」の控除額を逆双曲線正弦関数で変換した値	総務省「住民税控除額の実績等」
自治体支援・地元貢献	財政力指数	各自治体の財政力の強さを表す指数	総務省「地方財政状況調査」
	ln（転入率）	（転入者数 / 住民基本台帳に基づく人口）× 100 年度の取り方に関しては第 3 節（1）1）参照	総務省「市区町村別人口，人口動態，及び世帯数表」
自治体状況	ln（人口）	住民基本台帳に基づく人口（その年の 1 月 1 日時点）の自然対数値	総務省「市区町村別人口，人口動態，及び世帯数表」
	ln（1 人当たり所得）	課税対象所得を所得割納税義務者数で除した値の自然対数値	総務省「市区町村別人口，人口動態，及び世帯数表」
	高齢者割合	住民基本台帳に基づく総人口に占める 65 歳以上人口の割合	総務省「市区町村別人口，人口動態，及び世帯数表」

資料出所：総務省各種統計データを参考に筆者作成。
注）転入率の導出で用いた住民基本台帳に基づく人口に関して，2013 年以前はその年の 3 月 31 日時点の人口，2014 年以降はその年の 1 月 1 日時点の人口を表している。

まず，被説明変数について，尾内（2016）では控除額を自然対数値に変換しているが，これは控除額の金額が各自治体でばらつきが大きいためだと考えられる。しかし，表 2 に関して控除額の最小値に着目すると，0 となっているため，尾内（2016）と同様に控除額の自然対数値を用いた場合，一部の自治体が分析対象から除外されてしまう。そこで，本稿では，控除額を逆双曲線正弦関数により変換した値を用いることにした。変換値 f は（控除額）と表記している[11]。逆双曲線正弦関数は，控除額が 0 から

[10] ここでいう市区町村とは，全国の市町村に東京 23 区を加えた計 1741 の自治体のことをいい，政令指定都市の特別区は含まれていない。なお，本分析の対象期間内に市町村合併は実施されていない（最後の市町村合併は 2014 年に実施されている）。

[11] 以下，逆双曲線正弦関数による変換値は全て $f(x)$ と表記する。

表 2　基本統計量（第 3 節用）

		控除額（百万円）	財政力指数	転入率（%）	人口（千円）	1 人当たり所得（百万円）	高齢者割合（%）
2016 年	平均値	57.5	0.5	4.05	73.6	2.83	31.3
	中央値	5.25	0.45	3.68	25.1	2.74	30.8
	標準誤差	239	0.29	1.65	187	0.54	6.91
	最小値	0	0.05	1.55	0.17	1.98	14.3
	最大値	5367	2.11	17	3729	11.1	60
2017 年	平均値	87.6	0.51	4.11	73.5	2.86	32.1
	中央値	7.25	0.45	3.75	25	2.76	31.5
	標準誤差	410	0.29	1.63	188	0.55	7.02
	最小値	0	0.06	1.59	0.16	1.97	15
	最大値	9908	2.15	18	374	11.2	60.6
2018 年	平均値	117	0.51	4.06	73.4	2.89	32.7
	中央値	9.62	0.45	3.71	24.7	2.8	32.3
	標準誤差	546	0.29	1.61	188	0.57	7.15
	最小値	0	0.06	1.57	0.17	2.01	14.8
	最大値	13104	2.18	17.8	374	11.3	61.5
2019 年	平均値	122	0.51	4.02	73.2	2.91	33.3
	中央値	10.2	0.46	3.67	24.3	2.8	33
	標準誤差	563	0.29	1.6	189	0.59	7.29
	最小値	0	0.06	1.56	0.16	2.06	15.1
	最大値	13850	2.21	17.8	375	122	62
2020 年	平均値	155	0.51	3.97	73	2.91	33.9
	中央値	14	0.46	3.63	23.9	2.82	33.6
	標準誤差	705	0.29	1.59	189	0.56	7.45
	最小値	0	0.07	1.54	0.17	2.12	14.8
	最大値	16951	2.21	17.9	376	11.6	63.5

資料出所：総務省各種統計データを参考に筆者作成（表 1 参照）。
注）転入率は表 3 {2} 列で用いた 1 年前から 37 年前の人口及び転入者数を考慮した転入率のことをいう。

乖離していれば，自然対数値と同じように解釈ができる（詳しくは，Bellemare et al.（2019）を参照していただきたい）[12]。

次に説明変数について，推定式①では尾内（2016）と同様に財政力指数と転入率を用いる。これらの変数の解釈は第 3 節冒頭で述べた尾内（2016）と同様の予測をしている。また，第 3 節冒頭で述べた問題点を解決するため，転入者数に関して 1 年前の転入率から 37 年前の転入率をすべて考慮するようなモデルで推定を行う[13]。具体的には，1 年前から 37 年前の総転入者数を 1 年前から 37 年前の総人口で除したものを転入率として用いる。

その他，各自治体の状況を表す説明変数として，先行研究に倣い，人口の自然対数値，1 人当たり所

[12] 逆双曲線正弦関数とは，$f(x)=\ln(x+(x^2+1)^{1/2})$ と表せる関数で，$f(x)=\ln(x)$ と近似した分布をとるが，$x=0$ のときに関数を定義できる点でと異なる。

[13] 入手できた最も古いデータである 1979 年の転入者数のデータは，分析年度中で最も古い年度である 2016 年の 37 年前の転入者数のデータにあたるため，転入率の考慮期間は 1 年前から 37 年前とした。

得の自然対数値及び高齢者割合を用いて，各地方公共団体の基本的な状況をコントロールする。

なお，本分析で用いる各変数の詳細に関しては表 1，データの基本統計量は表 2 を参照していただきたい。

(2) 推定結果と解釈

表 3　ふるさと納税の制度意義に関する推定結果（被説明変数：控除額）

	{1}	{2}	{3}	{4}
財政力指数	−0.0318 (0.1832)	0.0137 (0.1765)	0.0595 (0.1737)	0.0637 (0.1749)
ln（転入率）【18 年前】	−0.0268 (0.0236)			
ln（転入率）【1 ～ 37 年前】		−2.4485*** (0.2238)		
ln（転入率）【1 ～ 20 年前】			−1.7886*** (0.2050)	
ln（転入率）【21 ～ 37 年前】			−0.7811*** (0.1437)	
ln（転入率）【1 ～ 10 年前】				−0.7500*** (0.2131)
ln（転入率）【11 ～ 20 年前】				−0.8645*** (0.1343)
ln（転入率）【21 ～ 30 年前】				−0.4832*** (0.1120)
ln（転入率）【31 ～ 37 年前】				−0.3890*** (0.0758)
ln（人口）	0.2762** (0.1104)	0.1178 (0.0910)	0.1092 (0.0901)	0.1090 (0.0908)
ln（1 人当たり所得）	0.0606 (0.1932)	0.0966 (0.1948)	0.104 (0.1927)	0.1175 (0.1949)
高齢者割合	−0.0036 (0.0088)	−0.0153* (0.0082)	−0.0155* (0.0082)	−0.0155 (0.0082)
個別効果	Yes	Yes	Yes	Yes
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes
調整済み決定係数	0.0104	0.0395	0.0432	0.0416
サンプルサイズ	8705	8705	8705	8705

注）*，**，*** はそれぞれ 10%，5%，1%有意であることを表す。括弧内はクラスターロバスト標準誤差を表す。調整済み決定係数は With-in による決定係数を表す。データ分析では，5 年分（T=5）にわたる 1741 自治体のデータを用いた。

推定結果は表 3 の通りである。表 3 の見方について，まず尾内（2016）の再現として｛1｝列では，説明変数に財政力指数と 18 年前の転入率だけを用いた。｛2｝列では，18 年前の転入率に代わり，第 3

節（1）1）で定義した転入率を新たに説明変数に用いて，考慮できる全ての年度の転入率を推定に反映させた。

｛1｝列について，尾内（2016）の分析結果と同様に，財政力指数及び転入率は控除額に有意な影響を与えていないという結果が得られた。

｛2｝列について，財政力指数及び転入率のいずれにおいても，控除額に対する有意な正の影響は確認できず，したがって，ふるさと納税制度において自治体支援及び地元貢献という側面は十分には機能していないという結論が得られた。

｛2｝列では，全期間の転入率を 1 つの変数により推定を行ったが，転入率の定義の仕方については期間の区切り方を変えることで様々な変数の取り方が考えられる。そこで，表 3 の｛3｝列では 20 年ごとに，｛4｝列では 10 年ごとに転入率を定義し，それぞれの場合について推定式①を用いて推定を行った。

財政力指数については，｛3｝，｛4｝列のいずれにおいても財政力指数に関する有意な結果は得られなかった。転入率に関しては，｛2｝列と同様に控除額に対する有意な負の影響が確認されたが，少なくとも有意な正の影響は確認されなかった[14)]。以上より，転入率の定義方法を変化させても，ふるさと納税制度における自治体支援及び地元貢献という機能は十分ではないという結論に至り，推定式①による分析の頑健性が確認された[15)]。

4. ふるさと納税の受け手に関する分析

第 3 節では，尾内（2016）に倣い，被説明変数に控除額を用いた。一方で，自治体支援の側面を明確に検証するには，財政力が乏しい自治体に寄附金が届いているかに着目する必要があり，同様に，地元貢献の側面に関して明確に検証するには，地元から転出した人々が転出元に寄附をしているかに着目する必要がある。ここで，両者に共通するのは，ふるさと納税の受け手となる自治体に焦点を当てる必要があるということである。しかし，控除額を被説明変数とした分析では，寄附金の受取先の自治体についてまで考慮することができておらず，制度意義を明確に検証しているとは言い切れない。以上の理由から，被説明変数を控除額以外の指標に見直す必要があると考え，本節では被説明変数を各自治体の寄附金受領額に変更した。

本節の流れは，まず，ふるさと納税制度が本来の意義を達成しているかどうかに関して受け手の視点から分析を実施する。その上で，返礼品ダミー，返礼率等新たな説明変数を推定式に加え，寄附金受領

14) 転入率は控除額に対し有意な負の影響を与えており，地元貢献と真逆の結果が確認されたが，その理由について，本稿では解釈できておらず，今後の研究に期待したい。

15) 転入率を区切る年数を 10 年及び 20 年以外の年数に変化させた場合においても，いずれも控除額に対する有意な正の影響は確認されなかった。

額の決定要因が何であるかを深掘りしていく。

分析に用いるデータ及び分析モデルは，第 3 節の分析と同様に，5 年分（2016 ～ 2020）の市区町村のパネルデータ[16]を用いて，個別効果及び時間効果を考慮した固定効果モデルを採用している。なお，被説明変数である寄附金受領額の値が 0 となる自治体の数は非常に少なくため，Yamamura et al.（2017）が実施したトービットモデルによる分析は本稿では取り扱わない（第 5 節でも同様）[17]。

（1）基本推定（制度意義の検証）

本分析では，被説明変数を寄附金受領額とした以下の式を推定する。ここで，被説明変数との整合性から，転入率を転出率に変更している点に注意していただきたい。

推定式②

f(寄附金受領額)＝β_1財政力指数＋$\beta_2 ln$(転出率)＋$\beta_3 ln$(人口)＋$\beta_4$ln(1人当たり所得)＋β_5高齢者割合

表 4　各変数の説明（第 4 及び 5 節用）

属性	変数名	詳細	出典元
被説明変数	f（寄附金受領額）	寄附金受領額を逆双曲線正弦関数で変換した値	総務省「受入額の実績等」
地元貢献	ln（転出率）	（転出者数 / 住民基本台帳に基づく人口）× 100 年度の取り方に関しては第 3 節（2）参照	総務省「市区町村別人口，人口動態，及び世帯数表」
返礼品	返礼品ダミー	各年度について，寄附者に返礼品を提供している自治体の場合には 1，そうでない自治体の場合には 0 と定義する。	総務省「受入額の実績等」
	返礼率	（返礼品調達に係る費用 / 寄附金受領額）× 100	総務省「受入額の実績等」
広報	f（広告費）	ふるさと納税に係る PR 活動に要した費用を逆双曲線正弦関数に変換した値	総務省「受入額の実績等」
使途選択	使途選択権ダミー	各年度について，寄附者がふるさと納税の使途を選択できる自治体の場合には 1，そうでない自治体の場合には 0 と定義する。	総務省「受入額の実績等」
	クラウドファンディングダミー	各年度について，クラウドファンディング型のふるさと納税を導入している自治体の場合には 1，そうでない自治体には 0 と定義する。	総務省「受入額の実績等」

資料出所：総務省各種統計データを参考に筆者作成。
注）転出率の導出で用いた住民基本台帳に基づく人口に関して，2013 年以前はその年の 3 月 31 日時点の人口，2014 年以降はその年の 1 月 1 日時点の人口を表している。
注）第 4 節で用いる変数のうち，財政力指数及び自治体状況に関する変数に関しては，第 3 節で用いた変数と同様であるため，表 1 を参照していただきたい。

16)　被説明変数である寄附金受領額は，2016 年，2018 年，及び 2019 年について，それぞれ 8 自治体，5 自治体，1 自治体のデータが欠損しているため，分析に用いたサンプルのサイズは 8705（＝ 5 × 1741）より少ない点に留意していただきたい（第 5 節の分析においても同様）。

17)　本稿の分析の対象期間において，寄附金受領額の値が 0 となった自治体の数は，2016 年は 3 自治体，2017 年は 1 自治体，2018 年は 2 自治体，2019 年は 1 自治体，2020 年は 0 自治体と非常に少ない。

表 5　基本統計量（第 4 及び 5 節用）

		寄附金受領額（百万円）	転出率（%）	返礼率（%）	広告費（千円）	返礼品ダミー	使途選択権ダミー	クラウドファンディングダミー
2016年	平均値	162	4.44	27.3	1761	0.94	0.94	0.11
	中央値	34.2	4.07	28.9	28.4	1	1	0
	標準誤差	469	1.55	19.1	8288	0.23	0.23	0.31
	最小値	0	2.04	0	0	0	0	0
	最大値	7333	18.9	307	178045	1	1	1
2017年	平均値	208	4.38	28.9	3171	0.96	0.95	0.14
	中央値	44.4	4.02	29.8	97.2	1	1	0
	標準誤差	630	1.54	15.8	14954	0.19	0.23	0.34
	最小値	0	2.03	0	0	0	0	0
	最大値	13533	18.8	297	245414	1	1	1
2018年	平均値	292	4.34	26.4	2782	0.96	0.96	0.11
	中央値	54	3.98	28.2	100	1	1	0
	標準誤差	1593	1.52	13.8	12959	0.19	0.2	0.31
	最小値	0	2.02	0	0	0	0	0
	最大値	49753	18.7	341	207334	1	1	1
2019年	平均値	2777	4.3	24.3	1914	0.97	0.96	0.11
	中央値	70.2	3.94	27	0	1	1	0
	標準誤差	764	1.51	9.51	11992	0.17	0.19	0.32
	最小値	0	2.01	0	0	0	0	0
	最大値	18497	18.7	164	360567	1	1	1
2020年	平均値	378	4.26	24.3	2143	0.98	0.97	0.15
	中央値	111	3.9	26.9	0	1	1	0
	標準誤差	904	1.49	7.41	10174	0.14	0.17	0.36
	最小値	0.02	2.01	0	0	0	0	0
	最大値	13526	18.5	58.4	203553	1	1	1

資料出所：総務省各種統計データを参考に筆者作成。
注）転出率は表 6｛5｝列で用いた 1 年前から 37 年前の人口及び転出者数を考慮した転出率のことをいう。
注）返礼率について第 4 節（2）1）の分析で定義した外れ値は除外していない。
注）第 4 節で用いる変数のうち，財政力指数，人口，1 人当たり所得，及び高齢者割合に関しては，第 3 節で用いたものと同様であるため，表 2 を参照していただきたい。

被説明変数である寄附金受領額については，控除額の場合と同様の理由から，逆双曲線正弦関数により変換した値を変数として用いる。また，被説明変数の変更に伴い財政力指数の解釈が推定式①とは異なり，自治体支援が機能していれば，財政力の弱い自治体であるほど寄附を受けやすくなり，財政力指数と寄附金受領額の間には負の関係が存在すると予測される。また，地元貢献が機能していれば，転出率が高いほど転出先から転出元への寄附が増え，転出率と寄附金受領額の間には正の関係が存在すると予測される。なお，転出率は転入率と同様に 1 年前から 37 年前の総転出者数を人口合計で除したものを用いる。また，転入率と同様の理由から，自然対数値を用いる。

他の変数に関しては，推定式①と同様である（変数の詳細な定義は表 4，基本統計量は表 5 を参照していただきたい。また，返礼品，広報，及び使途選択に関する変数は本節（2）及び（3）の分析にて使用する）。

表 6　ふるさと納税の制度意義に関する推定結果（被説明変数：寄附金受領額）

	{5}	{6}	{7}
財政力指数	−0.1450 (0.9664)	0.0137 (0.1765)	−0.0241 (0.9656)
ln（転出率）【1 ～ 37 年前】	−0.5073 (1.1434)		
ln（転出率）【1 ～ 20 年前】		−0.9148 (0.9253)	
ln（転出率）【21 ～ 37 年前】		0.0138 (0.7672)	
ln（転出率）【1 ～ 10 年前】			0.1701 (0.6397)
ln（転出率）【11 ～ 20 年前】			−0.8075 (0.6517)
ln（転出率）【21 ～ 30 年前】			−0.2334 (0.5766)
ln（転出率）【31 ～ 37 年前】			0.4047 (0.5014)
ln（人口）	0.5460** (0.2740)	0.5289* (0.2728)	0.5665* (0.2810)
ln（1 人当たり所得）	−0.1242 (0.3965)	−0.1111 (0.3964)	−0.1174 (0.3961)
高齢者割合	0.0069 (0.0271)	0.0076* (0.0271)	0.0124 (0.0272)
個別効果	Yes	Yes	Yes
時間効果	Yes	Yes	Yes
調整済み決定係数	0.0014	0.0017	0.0022
サンプルサイズ	8691	8691	8691

注）*，**，*** はそれぞれ 10%，5%，1%有意であることを表す。括弧内はクラスターロバスト標準誤差を表す。調整済み決定係数は With-in による決定係数を表す。データ分析では，5 年分（T＝5）にわたる 1741 自治体のデータを用いた。

推定式②に対応する推定結果は表 6 の通りである。{5} 列では先ほど定義した転出率を用いて，考慮できる全ての年度の転出率を分析に反映させた。また，{6} 列では 20 年ごとに，{7} 列では 10 年ごとに区切り転出率を定義して分析を実施した。

{5} ～ {7} 列の全てにおいて，財政力指数及び転出率はいずれも寄附金受領額に対し有意な正の影響を与えておらず，推定式①による分析と同様に，自治体支援及び地元貢献の側面は十分に機能していないという結論が得られた。一方で，転出率による寄附金受領額への有意な負の影響は確認されなかった点で，推定式①による分析に比べて，直感と整合的な結果が得られたといえる。

以上より，第 3 節の分析と本分析の結果を通して，ふるさと納税制度における寄附金は，自治体支援や地元貢献といった制度意義に準じた要因で決定されていないことが明らかとなった。

（2）追加検証（決定要因の深掘り）

第 3 節及び本節（1）の分析の結果，制度意義に準じた要因はふるさと納税の重要な決定要因ではないこと，すなわちふるさと納税制度は本来の意義を十分に果たしていないという結論が得られた。そこで，各自治体の寄附金受領額は，自治体支援や地元貢献以外でどのような要因からもたらされるのかという疑問が生じる。なお，第 1 節で述べたように，尾内（2016）をはじめ，複数の先行研究にて，返礼品の提供の有無や返礼品の種類が寄附金受領額の重要な決定要因であるとしている。

そこで，ここからは，新たに返礼品に関する説明変数を追加し，寄附金受領額の決定要因を深掘りしていく。

1）変数の定義

以下では，本節（1）の推定式②に，返礼品ダミー，返礼率，使途選択権ダミー，クラウドファンディングダミー，及び広告費を説明変数に追加した推定式③を用いて分析を行う。

推定式③

$$f(\text{寄附金受領額}) = \beta_1 \text{返礼品ダミー} + \beta_2 \text{使途選択権ダミー} + \beta_3 \text{クラウドファンディングダミー} + \beta_4 \text{返礼率} + \beta_5 f(\text{広告費}) + \beta_6 \text{財政力指数} + \beta_7 ln(\text{転出率}) + \beta_8 ln(\text{人口}) + \beta_9 ln(\text{1人当たり所得}) + \beta_{10} \text{高齢者割合}$$

本分析を実施するにあたり新たに追加した説明変数の詳細を述べる（新たな変数の定義については，表 4 の属性列の返礼品，広報，使途選択を参照）。

まず，返礼品に関して返礼品ダミーを用いて返礼品を提供するか否かによる影響を考慮する。一方で，返礼品による競争が激化している近年では，95%以上の自治体が返礼品の提供を実施しているため[18)]，返礼品提供の有無のみならず，返礼品を提供している自治体間での返礼品の量や質の差異が重要な要因になりつつあると考えられる。そこで，尾内（2016）と同様に，返礼品ダミーのみならず，返礼率も説明変数に追加する。返礼率は，その定義（表 4 参照）から，返礼品の量を増やすあるいは質を高めると，その値は増加するため，返礼品の量や質を考慮するための代理変数となり得ると考えられる。ただし，データ取得の都合上，尾内（2016）のように，返礼率を寄付金額別及び返礼品の種類別に分類した分析は実施していない。

返礼品は，寄附者視点からすると寄附に対する還元率と言い換えることができ，ゆえに，還元率の高い返礼品を設定している自治体に寄附が集まると考えられ，寄附金受領額と返礼品ダミー及び返礼率の間には正の関係が存在すると予測される。一方で，第 1 節で述べた通り，近年ではほとんどの自治体が返礼品を提供しているため，返礼品ダミーよりも返礼率の方が寄附金受領額に対しより強い正の影響をもたらすと予測される。

ここからは，返礼品より重視はしないものの寄附金受領額への影響を考える上で外すことのできない

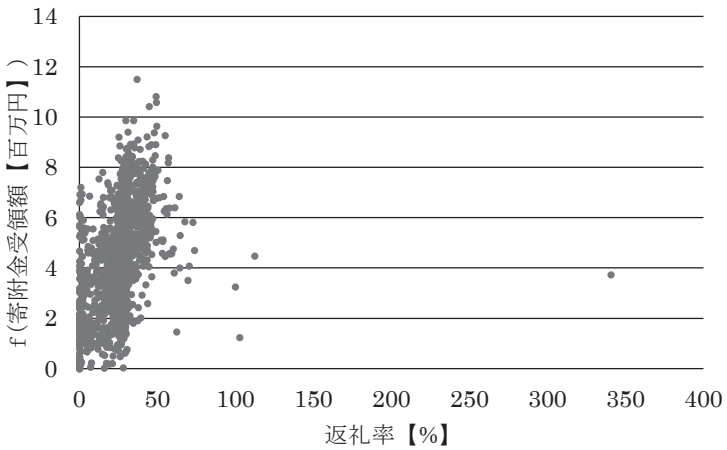
18) 2017 年以降，返礼品を提供している自治体の割合は 95%を超えている。

要因について説明をする。尾内（2016）及び Yamamura et al.（2017）では，寄附者が自治体に対し寄附金の使途を選択する権利を有する場合に 1 をとるダミー変数（以下，使途選択権ダミーと表記する）を説明変数に含め，有意な正の影響を確認している。そこで，まず，使途選択としては，使途選択権ダミーを用いる。また，これに類する指標として新たにクラウドファンディングダミーを用いることとした。クラウドファンディング型のふるさと納税は各自治体が実施したい事業等を打ち出した上で寄附を募るという仕組みであることから，一般的なふるさと納税とは異なる影響があるのではないかと考え，説明変数に追加した。

もう 1 つの要因として広報による影響も考慮する。尾内（2016）では，広報に関する説明変数にポータルサイトに掲載している自治体の場合に 1 をとるダミー変数を用いて分析を行い，有意な正の影響を確認しているが，各自治体のポータルサイト掲載の有無に関するデータの入手が困難であったため，本稿では，広報に関する指標として，広告費を用いる。ここでいう広告費とは，各種ふるさと納税ポータルサイトへの登録料やその他広告掲載に係る費用のことをいう。したがって，このような広報活動を積極的に実施した方が広く寄附を集めることができると考えられ，寄附金受領額と広告費の間には正の関係が存在すると予測される。なお，広告費は各自治体間のばらつきが大きく，かつ 0 円を示す自治体も存在するため（表 5 の最小値を参照），寄附金受領額と同様に，逆双曲線正弦関数で変換した値を用いる。

財政力指数，転出率及びその他のコントロール変数については本節（1）の分析と同様である。

図 3　2018 年度の返礼率と寄附金受領額の散布図（外れ値を含む）



資料出所：総務省各年度「受入額の実績等」を参考に筆者作成。
注）横軸は返礼率【%】，縦軸は寄附金受領額【百万円】を逆双曲線正弦関数で変換した値を表す。

変数の基本統計量は表 5 の通りである。返礼率に着目すると，返礼率が規制される前の 2018 年以前

に関して，最大値が平均値や中央値に比べて異常に高いことがわかる。このように，返礼率に関しては，他の自治体に比べて異常に高い値をとる自治体が一定数存在しており，中には返礼率が 100%を超える（すなわち，返礼品調達に受領額以上の費用を支出している状態）自治体もある。このことは，図 3 の散布図からも読み取ることができる（2016 年及び 2017 年の分布状況に関しても，2018 年の分布と大きく変わりはない）。これらの異常値を分析に含めると推定精度を下げることが懸念される。そこで，本分析では各年度について返礼率を標準化し，その値が 3 を超える自治体を外れ値とみなし，分析対象から除外して推定を行うこととした。また，クラウドファンディングダミーの平均値に着目すると，クラウドファンディング型のふるさと納税を導入している自治体は 10%強にすぎず，現段階では全国的に普及しているとはいえない。

2）推定結果と解釈

表 7　ふるさと納税の決定要因に関する推定結果（被説明変数：寄附金受領額）

	{8}	{9}
返礼品ダミー	0.6687*** (0.1707)	0.3096** (0.1530)
使途選択権ダミー	0.2175*** (0.0745)	0.1407** (0.0695)
クラウドファンディングダミー		0.1578*** (0.0335)
返礼率		0.0206*** (0.0017)
ln（広告費）		0.0473*** (0.0046)
ln（人口）	0.6095** (0.2741)	0.6260*** (0.2409)
ln（一人当たり所得）	−0.1297 (0.3980)	−0.0634 (0.4103)
高齢者割合	0.0197 (0.0274)	0.0361 (0.0255)
財政力指数	−0.1719 (0.9281)	0.0309 (0.8654)
ln（転出率）	−0.4012 (1.1354)	0.0392 (0.0573)
個別効果	Yes	Yes
時間効果	Yes	Yes
調整済み決定係数	0.0157	0.0956
サンプルサイズ	8691	8667

注）*，**，*** はそれぞれ 10%，5%，1%有意であることを表す。括弧内はクラスターロバスト標準誤差を表す。調整済み決定係数は With-in による決定係数を表す。データ分析では，5 年分（T=5）にわたる 1741 自治体のデータを用いた。

推定結果は表 7 の｛8｝｛9｝の通りである。｛8｝列では，尾内（2016）及び Yamamura et al.（2017）にて共通して用いられている返礼品ダミー及び使途選択権ダミーを用いて，先行研究の分析を最新年度のデータを用いて再現したものである。｛9｝列は，｛8｝列の推定に返礼率，クラウドファンディングダミー及び広告費を説明変数に追加した推定結果である。

まず，返礼品に関して解釈する。｛8｝列における返礼品ダミーの結果から，返礼品を提供していない自治体が新たに提供した場合に，寄附金受領額が約 67%上昇するという大きな影響が確認された。一方で，｛9｝列では，返礼率が説明変数に追加されたことで，返礼品提供の有無による影響は約 31%まで減少した。代わって，返礼率に関しては，1%上昇すると寄附金受領額が約 2.06%上昇することが確認され，かつその正の影響は有意なものであった。したがって，返礼品に関しては，提供の有無による影響のみならず，量や質による影響も重要であるといえる。

次に，使途選択及び広報に関して解釈する。｛8｝｛9｝列における使途選択権ダミーの結果から，使途選択権を導入することで，寄附金受領額に対して 14%～ 22%ほどの有意な正の影響が確認された。また，使途選択権の導入方法の一形態として，クラウドファンディング型のふるさと納税を実施すると，寄附金受領額がさらに約 15.8%も増加することがわかり，有意な正の影響を与えていることが｛9｝列から確認された[19]。一方で，広告費については，｛9｝列より，有意な正の影響は確認されたものの，広告費が 1%上昇しても寄附金受領額の増加は僅か約 0.047%にとどまり，他の変数に比べても微小な影響であった。これは，広報活動は，それを通じて人々にふるさと納税の実施や返礼品の存在を知らせる，すなわち人々による寄附を間接的に促すものであるのに対し，返礼品の提供や使途選択権の付与は，ある自治体が提供している返礼品がほしい，災害復興のために寄附をしたいなどといった人々による寄附行動を直接的に促すものであるという性質の違いから生じた差であると考えられる。したがって，広報に関して，決定要因としての重要性は，返礼品及び使途選択に比べ，明らかに小さいといえる。なお，転出率の区切り方を変更させた場合にも，推定結果は表 7 とほぼ同様となった。

5. 返礼率規制による構造変化の可能性

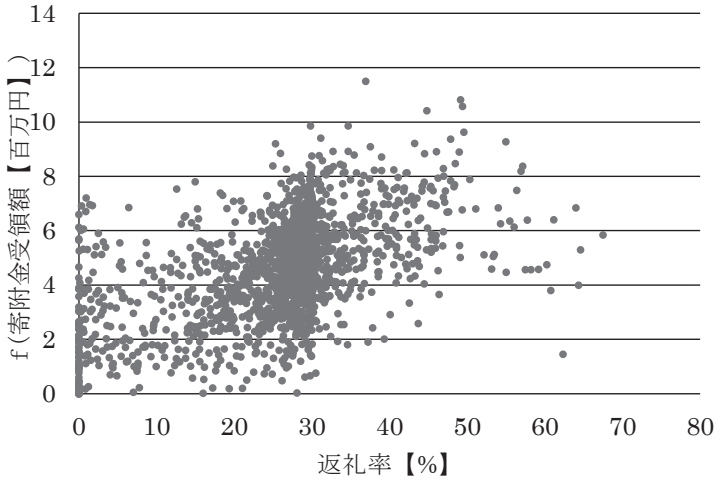
(1) 構造変化の可能性とチャウ検定

第 4 節の分析の結果，返礼品に関しては，提供の有無のみならず，提供する返礼品の量や質も寄附金受領額の重要な決定要因であることがわかった。一方で，第 2 節（2）で述べたように，2019 年に返礼率が 3 割を超える自治体に対して，同割合を 3 割以下にすることを求める規制が設けられた。そ

[19] 事業種別に分類して詳細な分析も実施した。市民活動・文化振興，医療・衛生，教育・子育て，地域・観光及び安全・災害支援の 5 種類についてダミー変数を用いた。他の変数は人口及び 1 人あたり所得の自然対数値，高齢者割合を用いた。分析モデルは個別効果及び時間効果を考慮した固定効果モデル。サンプルサイズは 8667。安全・災害支援ダミーが 5%水準で有意な正の影響が確認された。

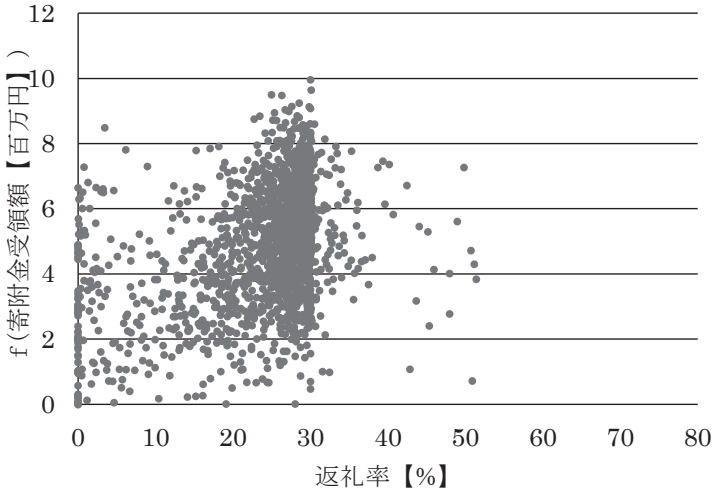
れにより，ふるさと納税制度における各自治体の返礼品をめぐる環境に大きな影響を及ぼすことになったと考えられる。

図 4　2018 年度の返礼率と寄附金受領額の散布図（外れ値を除くデータ）



資料出所：総務省各年度「受入額の実績等」を参考に筆者作成。
注）横軸は返礼率【%】，縦軸は寄附金受領額【百万円】を逆双曲線正弦関数で変化した値を表す。
注）返礼率を標準化しその値が 3 を超える自治体を外れ値とみなし，分析から除外した。

図 5　2019 年度の返礼率と寄附金受領額の散布図（外れ値を除くデータ）



資料出所：総務省各年度「受入額の実績等」を参考に筆者作成。
注）横軸は返礼率【%】，縦軸は寄附金受領額【百万円】を逆双曲線正弦関数で変化した値を表す。
注）返礼率を標準化しその値が 3 を超える自治体を外れ値とみなし，分析から除外した。

図 4 及び図 5 は，2018 年及び 2019 年について，横軸に返礼率（%），縦軸に寄附金受領額（百万円）の逆双曲線正弦関数変換値を設定した散布図である。これによると，2018 年以前に返礼率が 30%を超えている自治体が，2019 年以降明らかに 30%付近に密集するように分布していることが分かる。ここから，2019 年以降，返礼率が寄附金受領額に与える影響に何らかの変化が生じ，推定式③のパラメータに構造変化を生じさせた可能性が疑われる。そこで，本節では，返礼率規制にともなう構造変化の可能性を検証することで，ふるさと納税に関する現況をより適切に分析に反映することを試みた。分析に用いるデータ及び分析モデルは，これまでと同様に，5 年分（2016 ～ 2020）の市区町村のパネルデータを用いて，個別効果及び時間効果を考慮した固定効果モデルを採用する。また，第 4 節に引き続き，推定式③を用いることとする（詳細な変数の定義及び基本統計量は全て第 4 節と同様であるため，表 4 及び表 5 を参照していただきたい）。

構造変化が生じたか否かを検証するため，チャウ検定を行った結果，F 値は 6.01 であり，有意水準 1%で帰無仮説（すべてのパラメータに構造変化はなし）が棄却された。よって，返礼率規制が敷かれた 2019 年以降，推定式③のパラメータに構造変化が発生したといえる。

(2) 推定結果と解釈

構造変化の発生を反映した推定結果は，表 8 の｛10｝列の通りである。説明変数 D は，2019 年以降なら 1 をとり，2018 年以前なら 0 をとるダミー変数を表す。

｛10｝列のダミー変数 D との交差項に着目すると，返礼率について有意な負の影響が確認された。よって，構造変化が生じる前の 2018 年以前では，返礼率が 1%上昇すると，約 2.09%寄附金受領額が増加すると推定されたが，構造変化が生じた 2019 年以降では，返礼率が 1%上昇すると，寄附金受領額は約 1.16%増加する（0.0209－0.0093 を計算することで導出される）と推定され，寄附金受領額への影響が大きく減少した。一方で，返礼品ダミーは，構造変化前では返礼品を提供していない自治体が提供を始めると，その影響は有意ではなかったが，ダミー変数 D との交差項に着目すると，構造変化後の寄附金受領額の上昇割合は，変化前に比べて 47.57%増加していることがわかる。したがって，まず，返礼率規制により，自治体が提供することができる返礼品の量や質に制約が生じ，これらで差別化を図ることが困難になったため，返礼率の回帰係数が減少したと考えられる。そして，自治体の返礼率の分布が狭まり，返礼品を提供している自治体間の差が縮小したことで，返礼品を提供している自治体とそうでない自治体間の差の重要性が相対的に高まったため，返礼品ダミーの回帰係数が有意になったと考えられる。よって，返礼率規制後，返礼品にお金を費やすほど寄附金を受け取ることができるという構造は変化し，返礼品競争という制度意義からかけ離れた問題が改善の方向に向かっているといえる。また，このように推定値の有意性やその値の大小も変化することから，今後ふるさと納税に関する分析を行う上でこのような構造変化を考慮する重要性も指摘したい。

返礼品以外の属性について，広告費では，ダミー変数 D との交差項に着目すると，構造変化後は，

表 8　構造変化に関する推定結果（被説明変数：寄附金受領額）

	{10}
返礼品ダミー	0.2218 (0.1571)
使途選択権ダミー	0.1594 ** (0.0708)
クラウドファンディングダミー	0.1359 *** (0.0428)
返礼率	0.0209 *** (0.0017)
ln（広告費）	0.0551 *** (0.0050)
ln（人口）	0.5108 ** (0.2321)
ln（一人当たり所得）	0.0720 (0.4086)
高齢者割合	0.0424 (0.0264)
財政力指数	0.4039 (0.8768)
ln（転出率）	0.0279 (1.1275)
D ×返礼品ダミー	0.4757 *** (0.1336)
D ×使途選択権ダミー	0.0765 (0.1085)
D ×クラウドファンディングダミー	0.0368 (0.0613)
D ×返礼率	−0.0093 *** (0.0029)
D × *ln*（広告費）	−0.0180 *** (0.0054)
D × *ln*（人口）	0.0826 *** (0.0223)
D × *ln*（一人当たり所得）	−0.4924 ** (0.2074)
D ×高齢者割合	−0.0087 * (−0.0047)
D ×財政力指数	−0.0914 (0.1192)
D × *ln*（転出率）	0.0294 (0.0882)
個別効果	Yes
時間効果	Yes
調整済み決定係数	0.1083
サンプルサイズ	8667

注）*，**，*** はそれぞれ 10%，5%，1%有意であることを表す。括弧内はクラスターロバスト標準誤差を表す。調整済み決定係数は With-in による決定係数を表す。データ分析では，5 年分（T=5）にわたる 1741 自治体のデータを用いた。

広告費が 1%増加したときの寄附金受領額の増加割合が構造変化前に比べて約 0.018%減少していることが有意な結果として示されている。これは，返礼率規制により，返礼品をアピールした広告の実施が規制前に比べて難しくなり，結果として広告の効果が弱まったためと考えられる。

このように，返礼品をはじめ広報に関しても構造変化が確認された一方で，ふるさと納税の制度意義である自治体支援及び地元貢献の側面に関しては，財政力指数及び転出率とダミー変数 D との交差項に有意な影響が見られなかったことから，返礼率規制により，構造変化が生じたとは言い切れない。実際に，財政力指数及び転出率とダミー変数 D との交差項について，チャウ検定[20]を実施すると，F 値は 0.41 となり，帰無仮説（財政力指数及び転出率に構造変化はなし）が採択された[21]。したがって，返礼率規制は，返礼品等の側面には効果を発揮したものの，自治体支援及び地元貢献といった制度意義の側面には効果が発揮されたとはいえない。

6. 総括

本研究ではまず各自治体をふるさと納税の出し手と受け手の見方に分けて，ふるさと納税はその制度が目指す目的や制度意義に沿った寄附行動がなされているのかという分析を行った。そこでは，地域経済指標や人口移動といった変数の有意性が確認されず，ふるさと納税制度本来の意義等に沿った寄附行動が行われているとは必ずしもいえないと考えられる。特に人口移動については先行研究において詳細に分析されていなかったことから，本研究において，現状のふるさと納税制度における寄附は寄附者が彼らの生まれ育った故郷に対して寄附を行っているとは必ずしもいえないということが明らかになった。次に，返礼率や使途選択といったふるさと納税制度の仕組みとなる変数をモデルに組み込んだ推定モデルを用いて現状のふるさと納税制度における各自治体の寄附金受領額の決定要因について分析を行った。そこでは，寄附者の寄附に対するリターンが大きい自治体ほど寄附を集めているという有意な結果が示された一方で，2019 年における返礼品に係る規制により構造変化が認められ，その影響が低下したという結果も得られた。これは，政府が 2019 年に実施した規制が一定程度効果を出していることを定量的に示せた点において，政府が進めるふるさと納税制度改革の中での本規制が有効的であったという政策の定量的な効果検証を，本稿を通じて確認でき本稿の研究意義を示すものとなったと考える。なお，制度意義の側面に関しては構造変化が見られなかったことから，当該規制がふるさと納税制度を本来の意義の方向に軌道修正するほどの効果は有していたとはいえない点も指摘しておきたい。

---

[20] すべてのパラメータの交差項に関してチャウ検定を実施した場合，財政力指数及び転出率の構造変化の発生の有無に関係なく，返礼率等の影響で帰無仮説が棄却されてしまうため，財政力指数及び転出率の交差項のみでチャウ検定を実施している。

[21] 転出率の区切り方を 10 年及び 20 年に変化させ，同様にチャウ検定を実施した場合についても，F 値はそれぞれ 0.48，0.54 となり，帰無仮説が採択された。

現行のふるさと納税は制度意義に沿っていないとの結果を踏まえ，この制度意義を達成させるための我々の提言としては，クラウドファンディング型のふるさと納税制度の活用を挙げる。クラウドファンディングについては，本稿で用いた変数のなかでも寄附金受領額に対して影響を与える重要な要因のひとつであることがわかった。そして，構造変化によって寄附金受領額に対する影響に変化が確認されなかったことを踏まえると今後も有意に影響を与える要因であると考えられる。また，Koch et al.（2015）によるとクラウドファンディングの成功要因のひとつとして，寄附を募るにあたってそのプロジェクトに関する情報を詳細に寄附者に開示しているかという点が挙げられている。本研究においても使途選択権ダミーやクラウドファンディング型のふるさと納税に関する詳細な分析の推定結果から，寄附者の寄附金の使い道がより明確であるということは，寄附へのハードルが下がり，結果的に寄附額をより効率的に募ることができるということが確認された。また，クラウドファンディング型のふるさと納税では，各自治体が実施したい事業をより詳細に公表した上で，その事業に対して共感した人が寄附をするといった行動が考えられる。このとき返礼品について寄附者が選択する余地は比較的なく，従来の返礼品競争といった問題点を解消することができると考える。

次に本稿の課題点を述べる。2008 年より始まったふるさと納税制度であるが，本稿では 2016 年から 2020 年までのデータでの分析となり，分析対象期間の短さが指摘される。それに加えて，返礼率規制後の分析対象期間が 2 期間しかないという点も，構造変化をより正確に捉える上では分析期間を確保した上での分析が求められるだろう。また，返礼品の物質的要因は返礼率と同様に決定要因として考慮すべき点であると考えられる。そして，政策提言で述べたクラウドファンディング型のふるさと納税についても，対象自治体が少ないという問題が挙げられると同時に本稿では成功要因等の分析を実施していないことから，ふるさと納税制度とクラウドファンディンのそれぞれの特徴を併せて考察する必要がある。本稿での課題点は他の先行研究にも通じる部分もあることから，今後の研究で解決されることを期待するとともに，ふるさと納税制度が意義に沿った運用につながることを切に願う。

参 考 文 献

〈論文〉

Bellemare et al.: “Elasticities and the Inverse Hyperbolic Sine Transformation”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 82(1), (July 2019)

Koch et al.: “Crowdfunding Success Factors: The Characteristics of Successfully Funded Projects on Crowdfunding Platforms”, Proceedings of the 23rd European Conference on Information Systems (ECIS 2015); Muenster, Germany.(July 2015)

Yamamura et al.: “Altruistic and Selfish Motivations of Charitable Giving: Case of the Hometown Tax Donation System (Furusato nozei) in Japan”, The Institute of Social and Economic Research Discussion Paper, No.1003 (April 2018)

石丸拓実「ふるさと納税制度における返礼割合が寄附行動に与える影響について　～兵庫県三田市の個票データでの条件付きロジット分析～」『KGPS review：Kansai Gakuin policy studies review』第 29 号（2022 年

3 月）pp.17−38
尾内速斗「ふるさと納税制度の意義と実態の乖離について」政策研究大学院大学まちづくりプログラム修了論文[22]（2016 年 2 月）pp.13−24
加藤慶一「ふるさと納税の現状と課題―九州地方における現地調査を踏まえて―」『国立国会図書館レファレンス』第 709 巻第 6 号（2010 年 2 月）pp.119−130
末松智之「ふるさと納税の返礼率競争の分析」『財政経済理論論文集』No.20A-04（通巻 340 号）（2020 年 3 月）pp.197−221
橋本恭之・鈴木善充「ふるさと納税制度の見直しの影響について」『関西大学経済論集』第 70 巻第 4 号（2021 年 3 月）pp.557−571
水田健一「「ふるさと納税」制度とその問題点―寄附金税制のあるべき姿―」『名古屋学院大学論集　社会科学篇』第 53 巻第 4 号（2017 年 3 月）pp.57−80
武者加苗「北海道市町村におけるふるさと納税受入額の決定要因分析」『札幌大学総合研究』第 11 号（2019 年 3 月）pp.49−57

〈講演・口頭発表〉
橋本恭之・鈴木善充「ふるさと納税制度の検証」『日本財政学会第 72 回大会』（2015 年 10 月）

〈ウェブサイト〉
総務省「ふるさと納税の理念」
http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/policy/
総務省「ふるさと納税に係る返礼品の送付等についての総務大臣通知」（2017 年 4 月 1 日）
https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/file/11307701.pdf
総務省「ふるさと納税ポータルサイト」統計データ
https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/furusato/archive/
総務省地方財政状況関係資料「地方公共団体の主要財政指標」
https://www.soumu.go.jp/main_content/000264701.pdf
齋藤経史「ふるさと納税の経済波及効果に関する分析」（2017 年 10 月）
https://www.change-jp.com/document/change_furusato_nozei_analysis_main.pdf
株式会社 Insight Tech「「ふるさと納税」に関する実態調査」『株式会社 Insight Tech　ニュースリリース』（2019 年 12 月）https://lab.insight-tech.co.jp/articles/177/

〈新聞記事〉
「少子化対策と税源偏在解消―『故郷寄附金控除』導入を」日本経済新聞，（2006 年 10 月 20 日朝刊，p.29）

[22] 2022 年 11 月時点で，政策研究大学院大学の修士論文は閲覧できない状況にあります。（最終アクセス日：2022/08/05）