

Discussion Paper Series

**RIEB**

Kobe University

DP2020-J13

**ふるさと納税の構造推定 \***

神戸大学経済経営研究所ジュニアリサーチフェロー

**深澤 武志**

2020年9月28日改訂

\*本ディスカッションペーパーは令和元年度兼松賞の受賞論文です。

\*この論文は神戸大学経済経営研究所のディスカッション・ペーパーの一つである。

本稿は未定稿のため、筆者の了解無しに引用することを差し控えられたい。



**神戸大学 経済経営研究所**

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

# ふるさと納税の構造推定\*

深澤 武志†

## 概要

本研究では、ふるさと納税に関する理論モデルを構築し、モデルにおけるパラメータを構造推定することで、近年問題になっている、ふるさと納税の返礼品競争が社会厚生に与える影響のシミュレーションを行った。その結果、まず、2019年に導入された、返礼割合の上限を3割とする規制については、総余剰の観点から一定のプラスの影響をもたらすものの、それではまだ不十分であり、返礼割合をより低水準に抑えることが総余剰最大化の観点から最適である可能性があることが示された。次に、各自治体が収入最大化を目的として返礼割合を設定する形で返礼品競争が激化し、ナッシュ均衡が達成された場合、返礼割合は平均して約6割強となり、総余剰が最適な場合と比べて約1,500億円減るといふ、社会厚生観点から望ましくない状態になることが明らかになった。

---

\* 本論文は、神戸大学経済経営研究所の令和元年度兼松賞を受賞した。また、本論文の執筆にあたっては、大橋弘、小川光、林正義、別所俊一郎、若森直樹の各先生方、また、兼松賞の審査における匿名の査読者より有益なコメントをいただいた。ここに感謝申し上げます。なお、この論文は神戸大学経済経営研究所のディスカッションペーパーの中の一つである。本稿は未定稿のため、筆者の了解なしに引用することを差し控えられたい。

† 東京大学大学院経済学研究科修士課程、神戸大学経済経営研究所ジュニア・リサーチフェロー  
連絡先：fukasawa3431@gmail.com

# 1 はじめに

他国に類を見ない、ふるさと納税制度が日本で開始されてから、約 10 年が経過した。この間、ふるさと納税の普及とともに、様々な問題点が浮かびあってきた。その一つが自治体間の返礼品競争である。

ふるさと納税では、納税者は、全国の自治体を選んで寄付することができる。日本の一部の自治体は過疎などで慢性的な財源不足に悩まされており、ふるさと納税は納税者の主体的な行動による、地方間格差是正の方法として期待されていた。

制度開始当初は、自治体に寄付をした場合でも、せいぜい感謝状が贈られてくる程度であったが、2010 年代に入ると、地元の特産品を返礼品として送る自治体が現れ始めた。すると、返礼品を用意していない自治体には寄付が集まりにくくなったため、自治体は競って返礼品を用意するようになった。さらには、一部の自治体は地場産品でない、金銭性の高い商品まで提供するようになった。

この返礼品競争を理解するうえで欠かせないのが、返礼割合である。返礼割合とは、寄付した金額に対する、返礼品の価額を指す。返礼割合が高ければ高いほど納税者にとって得であるので、納税者は返礼割合の高い自治体を選ぶようになる。自治体側もそれを受け、自自治体が選ばれるよう、返礼割合を高くするようになる。

このような背景から、総務省は、2019 年 6 月から、返礼割合を 3 割以下に強制し、さらに制度の趣旨に添わないと考えられる、地場産品でない豪華な返礼品を用意することを禁じた。加えて、それに従わなかった一部自治体を制度の対象から排除することを決定した。これにより、返礼品競争に一応の歯止めがかけられ、問題は解決したように見える。しかし、果たしてこれが最適な決定なのだろうか。まず、返礼割合を 3 割以下に設定することが自治体には求められているが、「3 割」という値の根拠は不明である。返礼品の用意は、当然自治体にとって負担になるため、もし、自然に寄付が集まるのであれば、返礼割合を 0 に設定するのが望ましい。一方、納税者にとっては、返礼割合が高い方が望ましいことは言うまでもない。この観点からいえば、返礼割合を 10 割に設定することが最適である。このように、返礼割合の変化は、自治体と納税者の間で相反する利得の変化をもたらす。

本稿は、本当に 3 割という返礼割合の上限が最適なのか、経済学的なフレームワークを用いて検証しようとするものである。具体的には、納税者のふるさと納税に関する効用関数を設定し、それに基づいてふるさと納税に関する需要関数のパラメータを構造推定する。そのうえで、この需要関数をもとに、返礼割合を何割に設定する場合に税収が最大となるのか、また、税収と納税者余剰<sup>\*1</sup>を合わせた総余剰を最大とするには返礼割合を何割に設定すればよいのか、シミュレーションを行う。

ふるさと納税に関して忘れてはならないのは、一部の自治体がある納税者から寄付を得られたとしても、それは、税額控除により、その納税者の住む市町村、都道府県、国の税収の減少を伴うことを意味する点である。通常、ふるさと納税について考える場合は、寄付総額に目が向きがちであるが、それは他の自治体からの財源の流出を伴っているという意味で、「税収」の指標として適当でない。代わりに本研究では、国、都道府県、市町村を合わせた、統合政府の考え方を導入し、その収入を考える。ふるさと納税は、財政的に豊かな都市部から、財政的に苦しい地方の過疎地域への一種の財源移転と考えることもできるが、その財源配分は、制度的には地方交付税制度によってもコストゼロで達成することができる。そこで本稿では、地方交付税に対してふるさと納税制度の優位性がどの程度あるのかも検証する。

得られた主要結果は以下の通りである。まず、2019 年に導入された、返礼割合の上限を 3 割とする規制については、総余剰の観点から一定のプラスの影響をもたらしている。ただ、それではまだ不十分で

<sup>\*1</sup> ふるさと納税者を、ふるさと納税市場における消費者と考えれば、消費者余剰ともいえるが、以下、納税者余剰との呼称を用いる。

あり、返礼割合をより低水準に抑えることが、総余剰最大化の観点からより望ましいことが示された。次に、各自治体が収入最大化を目的として返礼割合を設定する、ナッシュ均衡が達成された場合、返礼割合は平均して約6割となり、統合政府収入が3,000億円強の大幅な赤字になるために、納税者余剰を合わせた総余剰を考えても、返礼割合0のケースと比べて、社会厚生が1,000億円以上減少するという、社会厚生観点から望ましくない状態になることが明らかになった。

ふるさと納税については、いくつかの先行研究がある。西村慶友(2017)では、全国の973市町村へのアンケートの結果をもとに、どのような自治体が寄付を集めているのかを推計し、寄付先の選択が、利他的な動機とともに、返礼品の価額に影響を受けていることを示している。橋本恭之(2016)では、Yamamura et al.(2018)では、2008年から2015年にかけての全国の自治体のデータを用いて、寄付や利他的動機という観点から検証している。

これらの論文では、返礼割合がふるさと納税における需要の動向に一定の影響を与えていることを示しているが、本研究の貢献は、ふるさと納税の需要動向を理論モデルに基づいて構造推定することで、政策変更に伴う影響等をシミュレーションできることにある。2019年6月からの、返礼割合の3割規制の妥当性についても、理論的フレームワークに基づいて確認できる。

ふるさと納税やそれに伴う返礼品競争については、公共経済学の分野で活発に研究がなされてきた、政府間競争と寄付という、二つの側面を持つ。

政府間競争の実証研究では、Brueckner(2003)をはじめとして、各自治体が他の自治体の行動を所与として最適化行動をとる結果、ナッシュ均衡が達成されるとの理論モデルの下、多くの先行研究で空間計量経済学的方法を用いて自治体の戦略変数についての反応関数の推計がなされてきた。Fukasawa et al.(2020)は、ふるさと納税の各自治体の返礼割合設定行動の反応関数を推計し、そのパラメータ推計値を用いてふるさと納税に関する厚生評価を行っている。その結果、返礼品競争が厚生に悪影響を及ぼすことを、シミュレーションにより確認している。

本稿も、政府間競争を扱った実証研究であることに変わりはないが、上記のフレームワークとは異なる。具体的には、必ずしも自治体の最適化行動によりナッシュ均衡が達成されていることを推計に際しては仮定しない\*2。

政府間競争を構造推定アプローチを用いて定量的に評価した研究としては、Epple and Sieg(1999)など、居住地選択に関するものが存在する。これらの研究では、一般均衡的な枠組みを用いて、公共財に対する選好などの各種パラメータの推計を行っている。そのほか、Ossa(2014)では、各国政府の関税設定行動について、関税競争が起き、ナッシュ均衡が達成された場合、また協調的に関税を設定した場合の厚生の変化について、定量的評価を行っている。

本研究における需要関数の推計は、実証産業組織論でしばしば用いられる、市場の需要関数の推計方法に則る。ふるさと納税については、現時点では個々の納税者レベルでのデータは入手可能でないが、各自治体が集めた寄付の件数や金額といった、集計データが利用可能である。そこで、Berry et al.(1995)で提示された、集計データによる需要関数の推計方法を基本的に用いる。ただ、ふるさと納税については、離散的な自治体の選択だけでなく、寄付額の選択という、連続的な選択も含まれるため、単純な離散選択モデルでなく、離散連続選択モデルをまずは採用することが必要となる。この種の研究には、個人レベルのデータを用いて推計を行った、Hendel(1999)などがある。Bjornerstedt and Verboven(2016)では、離散連続選択モデルについてのフレームワークを示したHanemann(1984)をもとに、ある商品の購入金額が、コブダグラス型の効用関数の下では、ある商品の購入金額が所得の一定割合になる性質を利用し、集計データを用いた離散連続選択モデルの推計方法を提示している。一方、ふるさと

\*2 逆に、納税者の効用最大化を仮定したうえで、各自治体が収入最大化の意味で最適化行動をとり、ナッシュ均衡が達成されたらばどのような状況になるかを、シミュレーションする。

納税の場合、通常の市場とは意味合いが大きく異なるが、寄付金額が所得にほぼ比例する形となっている。そこで、本研究では、その性質を利用して、パラメータの推定が可能な形でモデルを展開し、構造推定を行う。

寄付については、寄付金獲得競争（ファンドレイジング）に焦点を当てた研究（Rose-Ackerman (1982), Castaneda et al. (2008)）や、寄付の価格弾力性（寄付と寄付控除制度との）を推計したもの（Duquette (2016)）など、公共経済学的な観点からの多くの先行研究が存在する。そのほか、アメリカにおける、国への寄付という制度についての研究も存在する（Li et al. (2011)）。ふるさと納税については、寄付の対象こそ、自治体という、通常想定される非営利団体とは異なる団体ではあるが、ファンドレイジングとかなり似通った状況がみられ、それらの研究とも関連がある。

寄付に関して、本研究とフレームワークが類似する実証研究は、ほとんど存在しないが、唯一の例外として Sieg and Zhang (2012) がある。この研究では、寄付の対象を差別化された財ととらえて、個人レベルのデータを用いて寄付者の需要関数の構造推定を行っている。<sup>\*3</sup>

## 2 ふるさと納税制度の概要

本節では、ふるさと納税制度について例を用いて概観する。

いま、自治体 B <sup>\*4</sup> に居住する納税者 P が、自治体 A に 30,000 円だけ寄付するケースを考える。ここで、自治体 A は、返礼割合 4 割（価額：30,000×0.4=12,000 円）の返礼品を用意しているとする。すると、自治体 A は、30,000 - 12,000=18,000 円分の収入を得る。

ふるさと納税制度では、寄付をした分は、所得に応じた上限以下であれば、寄付額から 2,000 円を差し引いた額が、所得税と住民税を合わせた額から控除される。上のケースでは、納税者 P は 30,000 円寄付したので、28,000 円分が控除されることとなる。このことは、納税者 P の居住する自治体 B の住民税税収と国の所得税税収が、合わせて 28,000 円減少することを意味する。

図 1 にその模式図を示した。また、これをより一般的なケースでまとめたのが、表 1 である。注意されたいのは、自治体 A が寄付により財源を得たとしても、自治体 A と自治体 B、国を合わせた統合政府で考えると、収入は  $2,000 - donate \cdot p$  にとどまり、この値は返礼割合  $p$  が高ければマイナスになりうるということである。

<sup>\*3</sup> なお、この研究では、寄付先の複数選択を取り入れてパラメータの推定を行っている。ただ、その計算には多大な時間を要しているようである。本来、multiple discrete choice の問題も考慮されてしかるべきであろうが、個票レベルのデータが入手可能でないこと、またシミュレーション等でモデル設定が必要以上に複雑になってしまうことを踏まえ、この問題には深く立ち入らないこととする。

<sup>\*4</sup> ふるさと納税制度では、寄付による税額控除により、国の所得税収入のみならず、居住している市町村と都道府県の住民税収入が減る。その意味で、「自治体 B」には、厳密には自治体 P の住む市町村と都道府県の二つが含まれる。

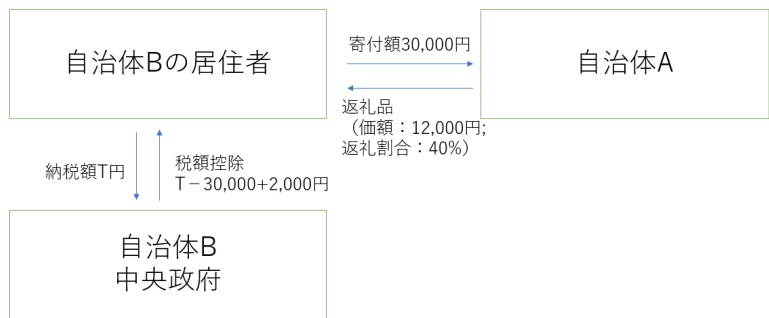


図1 ふるさと納税制度の概略図

注：自治体 B に居住する納税者が、自治体 A にふるさと納税するケースを考える。

	利得 (円)	
自治体 B の居住者	$donate \cdot p - 2,000$	
自治体 A	$donate \cdot (1 - p)$	$2,000 - donate \cdot p$
自治体 B + 中央政府	$-donate + 2,000$	

表1 各経済主体の利得

注：自治体 B の居住者が自治体 A に寄付をするケースを考える。 $donate$  はその寄付金額を、 $p$  は自治体 A の返礼割合を表す。

### 3 モデル

本節では、ふるさと納税に関する重要な事柄を説明しうる、理論モデルを展開する。本節に登場する主体は以下の4つである。

- 納税者
- 地方自治体
- 中央政府
- 生産者

これらの主体間には、図2のような相互関係がある。

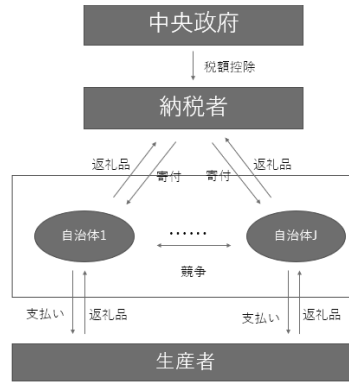


図2 ふるさと納税制度における各主体の相互関係

### 3.1 納税者

#### 3.1.1 納税者の効用最大化問題

納税者  $i$  の効用最大化問題は以下のように書ける\*5

$$\begin{aligned} \max U_i = & \phi_i \ln \left( c_i + \sum_{j=1}^J donate_{ij} \cdot p_j \right) \\ & + \sum_{j=1}^J 1[donate_{ij} > 0](\zeta_j - \kappa + \epsilon_{ij}) + \epsilon_{i0} \end{aligned} \quad (1)$$

$$s.t. \quad c_i \leq y_i - T_i - \sum_{j=1}^J donate_{ij} \quad (2)$$

$$T_i = T_i^{(0)} - \left( \sum_{j=1}^J donate_{ij} \right) \quad (3)$$

$$T_i^{(0)} \approx ty_i \quad (4)$$

$$\sum_{j=1}^J donate_{ij} \leq M(y_i) \approx sy_i \quad (5)$$

ここで、 $i$  は個人（納税者）を、 $j$  は各地方自治体を、 $y_i, c_i, T_i$  は所得、消費、税負担額を、 $donate_{ij}$  は自治体  $j$  への納税額を表す。また、 $p_j$  は自治体  $j$  の返礼割合を、 $\epsilon_{ij}$  は誤差項を表す。

ふるさと納税しない場合の税負担額  $T_i^{(0)}$  は、所得にほぼ比例すると考えられ、 $T_i^{(0)} \approx ty_i$  と書き表せる。 $t$  が税率（所得税率 + 住民税率）を表す。また、 $M(y_i^{(0)})$  はふるさと納税できる上限の金額であり、税制上、ほぼ所得に比例しているため、 $M(y_i) \approx sy_i$  と書ける。

また、上の効用関数における、 $p_j \cdot donate_{ij}$  は受け取る返礼品の価額を表す。 $\zeta_j$  は、自治体  $j$  がもつ特性（自治体  $j$  を納税先として選ぶ場合の追加の効用）を、 $\kappa$  はふるさと納税をあえてすることによる負担感を表す。

\*5 本来、ふるさと納税制度を通して寄付をする場合は、2,000 円の負担金が課せられる。したがって、第 3 式は、正確には  $T_i = T_i^{(0)} - \left( \sum_{j=1}^J donate_{ij} - 2,000 \right)$  となる。ただ、その額は所得等に比べると小さく、ほとんど無視でき、またモデルの複雑化を招くので、ここでは省略する。代わりに、2,000 円に伴う負担は、ふるさと納税に伴う負担感を表す  $\kappa$  に含まれると考える。

したがって、効用関数の第1項は金銭的な効用を、第2項はふるさと納税に伴う非金銭的な効用を表す。

上の定式化で、パラメータ  $\phi_i$  については個人間でばらつきがあることを許容している。これは、人により金銭的な効用と非金銭的な効用の重みづけが違うことが、十分考えるためである。

### 3.1.2 離散連続選択モデルの導入

ここで、単純化、またパラメータの推計の都合上、各納税者が1つの自治体を選択して納税する状況を考える。このとき、以下の制約式が追加される。

$$\sum_{j=1}^J 1[\text{donate}_{ij} > 0] \leq 1 \quad (6)$$

したがって、納税者は、制約式(2)~(6)の下で、効用関数(1)を最大化することになる。

このとき、この問題は、以下の問題に置き換えることができる。

$$\max_{j \in \{0, 1, \dots, J\}} \max_{c_i, \text{donate}_{ij}} U_{ij} \quad (7)$$

$$s.t. \quad c_i \leq \tilde{y}_i \quad (8)$$

$$\text{donate}_{ij} \leq \gamma \tilde{y}_i \quad (9)$$

但し、

$$U_{ij} = \phi_i \ln(c_i + \text{donate}_{ij} \cdot p_j) + \zeta_j - \kappa + \epsilon_{ij}$$

$$U_{i0} = \phi_i \ln c_i + \epsilon_{i0}$$

$$\tilde{y}_i \equiv (1-t)y_i$$

$$\gamma \equiv \frac{s}{1-t}$$

であり、 $\tilde{y}_i$  はふるさと納税しない場合の可処分所得と解釈できる。

これは、納税者がまず各自治体へ納税する場合の納税額を決定し、そのうえでどの自治体に納税するか、もしくはふるさと納税しないのかを決定するという定式化である。

この最適化問題を  $j = 1, \dots, J$  について部分的に解くと、寄付金額について、以下の最適化条件が得られる。

$$\text{donate}_{ij}^* = \gamma \tilde{y}_i \quad (10)$$

すなわち、ふるさと納税する場合は、制度上可能な最大の金額だけ寄付するのが最適となり、寄付金額は所得の一定割合  $\gamma$  で近似される。

したがって、最適化問題は、以下の間接効用関数を用いた離散選択モデルに帰着される。

$$\max_{j \in \{0, 1, \dots, J\}} u_{ij} \quad (11)$$

但し、



$$u_{ij} = \phi_i \ln(\tilde{y}_i) + \phi_i \gamma p_j + \zeta_j - \kappa + \epsilon_{ij} \quad (12)$$

$$u_{i0} = \phi_i \ln(\tilde{y}_i) + \epsilon_{i0} \quad (13)$$

であり、 $\gamma$ が十分小さいことを踏まえ、\*6 1次のテイラー近似  $\ln(\tilde{y}_i + \gamma \tilde{y}_i p_j) = \ln(\tilde{y}_i) + \ln(1 + \gamma p_j) \approx \ln(\tilde{y}_i) + \gamma p_j$  を用いている。

### 3.1.3 モデルの解釈

以上の効用最大化問題では、まずふるさと納税額が所得のみに依存する定式化となっていた。これは、例えば、納税者が自身の所得に応じてまず納税額を 30,000 円と決め、その 30,000 円をどの自治体にふるさと納税しようかと決めるような状況であり、一定の妥当性があると考えられる。

また、間接効用関数を確認すると、返礼割合  $p_j$  が含まれており、返礼割合が高い自治体ほど納税先として選ばれやすいということがモデルに取り込まれている。

### 3.1.4 離散選択モデル

以上の定式化の下で、納税者  $i$  が自治体  $j$  に納税する確率  $s_{ij}$  と、ふるさと納税しない確率  $s_{i0}$  は、以下ようになる。

$$s_{ij} = \Pr(u_{ij} > u_{ik} \quad \forall k \in \{0, 1, \dots, J\} - \{j\})$$

$$s_{i0} = \Pr(u_{i0} > u_{ik} \quad \forall k \in \{1, \dots, J\})$$

この確率は  $\epsilon_{ij}$  の分布により決まる。例えば、 $\epsilon_{ij}$  が Gumbel 分布に従うと仮定すると、確率  $s_{ij}$  は以下ようになる。

$$s_{ij} = \frac{\exp(\phi_i \gamma p_j + \zeta_j - \kappa)}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(\phi_i \gamma p_k + \zeta_k - \kappa)}$$

である。また、納税者が  $i$  がふるさと納税しない確率  $s_{i0}$  は、

$$s_{i0} = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(\phi_i \gamma p_k + \zeta_k - \kappa)}$$

となる。

次に、個人レベルではなく、集計された寄付額、すなわち寄付総額について考える。

このとき、自治体  $j$  への寄付総額の期待値は、以下のように表される。

$$\begin{aligned} E(\text{Donate}_j) &= N \int s_{ij}(\nu) \cdot \text{donate}_j(y) d\nu d\tilde{y} \\ &= N \int s_{ij}(\nu) d\nu \cdot \int \text{donate}_j(y) d\tilde{y} \\ &= s_j \cdot N \int \gamma \tilde{y} d\tilde{y} \\ &= \gamma \tilde{Y} s_j \end{aligned} \quad (14)$$

\*6  $\gamma$  はおおそ、所得金額に占めるふるさと納税金額の割合を表している。算出方法等は後述するが、 $\gamma$  の値は約 0.01 であり、十分小さい。

### 3.1.5 納税者余剰

本小節ではふるさと納税の存在による納税者余剰の増加分を導出する。  
各選択肢の間接効用関数は以下の通りであった。

$$\begin{aligned} u_{ij} &= \phi_i \ln(\tilde{y}_i + \gamma \tilde{y}_i \cdot p_j) + \zeta_j - \kappa + \epsilon_{ij} \\ u_{i0} &= \phi_i \ln(\tilde{y}_i) + \epsilon_{i0} \end{aligned}$$

$u_{ij}$  が自治体  $j$  に納税する場合の効用、 $u_{i0}$  がふるさと納税しない場合の効用を表す。

いま、ふるさと納税制度が廃止され、ふるさと納税しないという選択肢しか取れなくなる仮想的な状況を考えよう。すると、自治体  $j$  にふるさと納税していた個人  $i$  の効用水準を保つために、必要な補償額  $\Delta e_i$  は、以下を満たす。

$$\phi_i \ln(\tilde{y}_i + \Delta e_i) + \epsilon_{i0} = \phi_i \ln(\tilde{y}_i + \gamma \tilde{y}_i \cdot p_j) + \zeta_j - c + \epsilon_{ij}$$

ここで、 $\ln(\tilde{y}_i + \Delta e_i)$  について 1 次のテイラー展開  $\ln(y_i + \Delta e_i) \approx \ln(y_i) + \frac{\Delta e_i}{y_i}$  を両辺に施すと、以下のように変形される。

$$\Delta e_i = \frac{\tilde{y}_i}{\phi_i} [\gamma p_j \phi_i + \zeta_j - c + (\epsilon_{ij} - \epsilon_{i0})]$$

ただ、上式で誤差項  $\epsilon_{ij}, \epsilon_{i0}$  は観測されない。また、個人  $i$  が具体的にどの自治体を選んだのかも明らかでない。そこで、Small and Rosen (1981) と同様、確率的な評価を行う。すなわち、 $\Delta e_i$  の期待値は、

$$\begin{aligned} E(\Delta e_i) &= \int \max_{j=0,1,\dots,J} \left[ \frac{\tilde{y}_i}{\phi_i} [\gamma p_j \phi_i + \zeta_j - c + (\epsilon_{ij} - \epsilon_{i0})], 0 \right] dF(\epsilon) \\ &= \frac{\tilde{y}_i}{\phi_i} \int \max_{j=0,1,\dots,J} [V_{ij} + (\epsilon_{ij} - \epsilon_{i0}), 0] dF(\epsilon) \\ &= \frac{\tilde{y}_i}{\phi_i} \ln \left( 1 + \sum_{j=1}^J \exp(V_{ij}) \right) \end{aligned} \quad (15)$$

但し、

$$V_{ij} = \gamma p_j \phi_i + \zeta_j - c$$

である。

これを、全納税者について、和をとると、ふるさと納税制度に関する補償変分  $\Delta CS$  は、以下のように表される。

$$\Delta CS = \sum_i \frac{\tilde{y}_i}{\phi_i} \ln \left( 1 + \sum_{j=1}^J \exp(V_{ij}) \right) \quad (16)$$

以下、この値のことを、納税者余剰と称す。

## 3.2 各自治体の収入

本節では、ふるさと納税における、各自治体の返礼割合と収入との関係について考える。  
 先述の通り、各自治体への寄付額の期待値は、以下のように書ける。

$$E(\text{Donate}_j) = \gamma \sum_i y_i s_{ij}$$

しかし、自治体が返礼品を送る場合、寄付総額の一定割合  $p_j$  は失われることになる。また、返礼品の送付や、ふるさと納税に関する業務に携わる追加の職員の雇用などでも、追加の出費が必要となる。ここでは、返礼品の送付などにかかる寄付 1 件当たりの限界費用を  $mc_j$  としよう。すると、各自治体のふるさと納税による収入は以下ようになる\*7。

$$\begin{aligned} E(\text{Revenue}_j) &= \text{Donate}_j - \text{Donate}_j \cdot p_j - N s_j \cdot mc_j - FC_j \\ &= \gamma Y s_j - \gamma Y s_j p_j - N s_j \cdot mc_j - FC_j \\ &= \gamma Y \left( 1 - p_j - \frac{N}{\gamma Y} mc_j \right) s_j - FC_j \\ &\equiv \gamma Y (1 - p_j - \widetilde{mc}_j) s_j - FC_j \end{aligned} \quad (17)$$

この式からは、自治体の返礼割合設定行動における、トレードオフの関係が確認される。すなわち、返礼割合  $p_j$  を高めると、より当該自治体に寄付をする納税者が増え、 $s_{ij}$  は上昇する。一方で、より多くの割合を返礼品の用意に充てなければならないために、 $1 - p_j - \widetilde{mc}_j$  の値は小さくなる。その結果、返礼割合  $p_j$  を単純に高くすれば収入が増えるという関係にはならない。これは、通常の市場における企業の価格設定と同様の状況である。ふるさと納税の場合、 $1 - p_j$  の値が通常の市場における価格に相当する。

## 3.3 統合政府収入

次に、国と地方自治体（市町村、都道府県）を合わせた、統合政府の収入について考える。ふるさと納税制度で見落としてはならないのは、仮にある自治体が寄付を集めたとしても、それは他の自治体の財源流出を伴っているということである。しばしばふるさと納税では寄付総額が注目がされがちであるが、ふるさと納税制度では、寄付総額が多くなっても、その大半が税額控除の対象となるため、統合政府で考えると収入がほとんど増えない。また、返礼品への出費を増やしたことによる寄付総額の拡大は、統合政府の収入をさらに減少させる。ふるさと納税の一つの目的は、都市部から過疎地域への財政支援とされるが、日本には地方交付税制度があり、理論的には、ふるさと納税により達成される地方間の財源移転を、地方交付税の調整によりコストなしに達成することができる。その意味で、統合政府の収入の観点からふるさと納税を考える必要がある。

ふるさと納税制度では、寄付金額から 2,000 円を引いた金額が所得税、住民税から税額控除される。したがって、国と都道府県、市町村を合わせた統合政府の収入  $\Delta GS$  は、以下のように表せる。

\*7 ここでは、ふるさと納税制度による財源の流入のみを考慮していて、当該自治体に住む納税者が他の自治体にふるさと納税することによる、財源の流出については考えていない。ただ、現行制度では、地方交付税制度下の交付団体は、税収減少分の 75% が地方交付税の増加により補填される。また、不交付団体については 70 ほどと、数は多くない。その意味で、流出分を無視することによる問題はさほど大きくはない。

$$\Delta GS = 2,000 \times Ns_j - \sum_j (Donate_j \cdot p_j + Ns_j \cdot mc_j + FC_j) \quad (18)$$

### 3.4 生産者余剰

ここまでの議論では、政府（国・市町村）と納税者のみが存在し、生産者の存在を考慮していなかった。ただ、各自治体が返礼品を用意する場合、その返礼品は生産者から購入したものであり、生産者は生産者余剰を得ることとなる。

自治体  $j$  の返礼品生産者の生産者余剰は、以下のように表すことができる。

$$\Delta PS_j = Q_{1j} \cdot P_j + \Delta Q_{2j} \cdot P_j - MC_j \cdot (Q_{1j} + \Delta Q_{2j})$$

但し、

- $Q_{1j}$ : 自治体（ふるさと納税）向け生産数量
- $Q_{2j}$ : 民間向け生産数量
- $P_j$ : 財価格
- $MC_j$ : 限界費用

である。

このとき、ふるさと納税の存在による生産者余剰の増加分は、

$$\Delta PS_j = Q_{1j} \cdot P_j + \Delta Q_{2j} \cdot P_j - MC_j \cdot (Q_{1j} + \Delta Q_{2j})$$

となる。 $Q_{1j}$  はふるさと納税の返礼品向け生産分を表し、 $\Delta Q_{2j}$  はふるさと納税向け需要の増加に伴う民間需要の減少（クラウドアウト効果）を表す。

なお、自治体  $j$  は返礼品を金額  $Donate_j \cdot p_j$  で購入しているため、等式  $Q_{1j} \cdot P_j = E(Donate_j) \cdot p_j$  が成立する。

ここで、マークアップ率を  $\mu_j = \frac{P_j}{MC_j}$  で定義する。また、クラウドアウトの大きさの程度は、ふるさと納税の返礼品向け需要にほぼ比例することが想定されることから、 $\Delta Q_{2j} \approx \lambda_j Q_{1j}$  との仮定をおく\*8。

このとき、ふるさと納税制度に伴う、自治体  $j$  に所在し、自治体  $j$  に返礼品を提供している生産者の生産者余剰（利潤）の増加分は、以下のように表せる。

$$\begin{aligned} \Delta PS_j &\approx (1 + \lambda_j) Q_{1j} (P_j - MC_j) \\ &= (1 + \lambda_j) \frac{\mu_j - 1}{\mu_j} E(donate_j) p_j \\ &\equiv \theta_j E(Donate_j) p_j \end{aligned}$$

### 3.5 総余剰

ふるさと納税を厚生評価する場合は、納税者余剰、統合政府収入、生産者余剰の3つを足し合わせた、総余剰に注目する必要がある。総余剰は、以下のように書き表せる。

$$\Delta TS = \Delta CS + \Delta GS + \sum_j \Delta PS_j \quad (19)$$

\*8 クラウドアウトを考える場合、 $\lambda > 0$  であることが想定される。ただ、ふるさと納税による返礼品の提供が、地域の特産品の知名度を高め、需要を増やす可能性もあり、その場合は  $\lambda$  は正になる可能性もある。

### 3.6 自治体間競争のナッシュ均衡

#### 3.6.1 収入最大化

では、他の自治体の行動は所与とした場合、返礼割合をどれだけの水準に設定するのがその自治体にとって最適なのだろうか。まず、自治体が自身の収入の最大化を図る場合、返礼割合設定行動に関する収入最大化問題は以下のように定式化される。ただし、計算の簡略化のため、また、通常の市場における価格との比較しやすくするため、返礼割合  $p_j$  ではなく、 $\tilde{p}_j = 1 - p_j$  を用いて記述する。

$$\max_{\tilde{p}_j \in (-\infty, 1]} Revenue_j = \gamma Y (\tilde{p}_j - \widetilde{mc}_j) s_j (\tilde{p}_1, \dots, \tilde{p}_2, \dots, \tilde{p}_J) \quad (20)$$

ここで、通常の市場と異なるのは、返礼割合を 0 未満にして、納税者から追加で金銭を受け取ること、すなわち  $p_j$  をマイナスにすることができないという点である。このことから、 $\tilde{p}_j$  の値として設定しうる範囲としては、 $-\infty$  から 1 までの範囲となる。

1 階条件は次の通りである：

$$\tilde{p}_j = \min \left\{ \widetilde{mc}_j - \left( \frac{\partial s_j}{\partial \tilde{p}_j} \right)^{-1} s_j, 1 \right\} \quad (21)$$

$\tilde{p}_j$  の範囲の取りうる値の制約から、上記のような形になる。

自治体がこの式を満たすよう返礼割合を設定すれば、その自治体は、他自治体の行動を所与として、収入を最大化していることになる。

いま、全自治体が、他の自治体の行動を所与として収入最大化を達成しているとしよう。この状態こそが、ナッシュ均衡に他ならない。

#### 3.6.2 広義のナッシュ均衡

ふるさと納税において各自治体が返礼品を用意する場合、基本的にその返礼品は自市町村内の企業が生産したものであることが大半である。その場合、自治体はふるさと納税を通じた寄付者への返礼品の提供を通して、追加の需要を自市町村にもたらし、地域経済の活性化につながっている。そのため、各自治体は、自身の収入のみならず、自市町村経済に与える影響を踏まえて返礼割合を設定する状況が想定できる。その場合、各自治体の最大化問題は以下のように書き直すことができる。

$$\begin{aligned} \max_{p_j \in (0, \infty]} E(Revenue_j) + \Delta PS_j &= (E(Donate_j) - E(Donate_j) \cdot p_j - N s_j \cdot mc_j) + \theta_j E(Donate_j) p_j \\ &= \gamma Y (1 - (1 - \theta_j) p_j - \widetilde{mc}_j) s_j \end{aligned} \quad (22)$$

第 1 項は自治体の収入で、第 2 項は自市町村内の生産者余剰の増加分である。この最適化問題の解が、広義のナッシュ均衡である。

## 4 データ

本研究では、総務省が集計、公表している、「ふるさと納税に関する現況調査」のデータを用いる。このデータセットには、以下の情報が含まれる。

- 各自治体の寄付受け入れ件数

- 各自治体の寄付受け入れ総額
- 各自治体がふるさと納税に関して費やした費用
  - － 返礼品の調達に要した費用
  - － 宣伝・広報に要した費用
  - － その他費用（返礼品の送付に要した費用、決済等に要した費用など）
- ふるさと納税をした納税者数

本研究で最も重要なデータである、返礼割合については、返礼品の調達に要した費用を 寄付受け入れ総額で除すことで得られる。また、一部の推計では、各自治体の特性（人口構成、財政状況など）を表す変数や、災害発生ダミーを用いている。サンプルは、2015 年から 2018 年にかけての 1788 市区町村（ふるさと納税を受け入れている、1741 全市町村と東京 23 区、47 都道府県）で、サンプル数は  $1788 \times 4 = 7152$  である。表 2 に、推計に際して用いた、ふるさと納税に関する主要データの記述統計量を示している。なお、近年の返礼割合の平均と寄付総額を描いたグラフを、図 3 に示した。寄付総額については近年増え続けている。一方、返礼割合の平均については、2017 年をピークとしていて、2018 年は 2017 年より少し低下している。これは、2017 年頃から、総務省が、強制力はないものの、返礼割合を 3 割以下にとどめるよう何度も通達を出したことによると考えられる。また、図 4 に各年度の返礼割合の度数分布を示した。特に 2018 年データで、返礼割合が 0.3、すなわち 3 割をこらうじて下回る水準に集中している点は特筆に値する。データの詳細については、補論 B を参照されたい。

	平均	標準偏差	最小値	最大値
寄付件数（件）	9,203	75,359	0	5,321,000
寄付総額（円）	1.86 億	8,90 億	0	4.98 億
返礼割合（小数表示）	0.253	0.181	0	4.48
広告宣伝に要した費用（百万円）	2.1	10.9	0	245

表 2 ふるさと納税に関する記述統計量

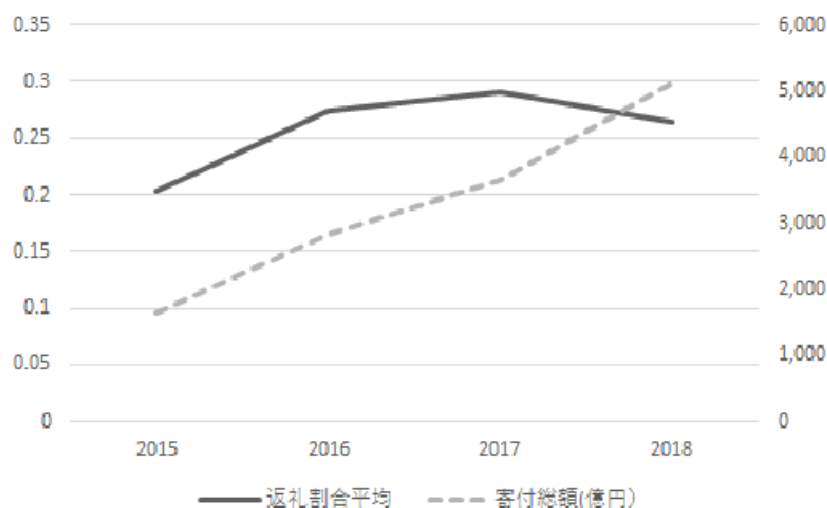


図 3 近年の返礼割合と寄付総額の動向

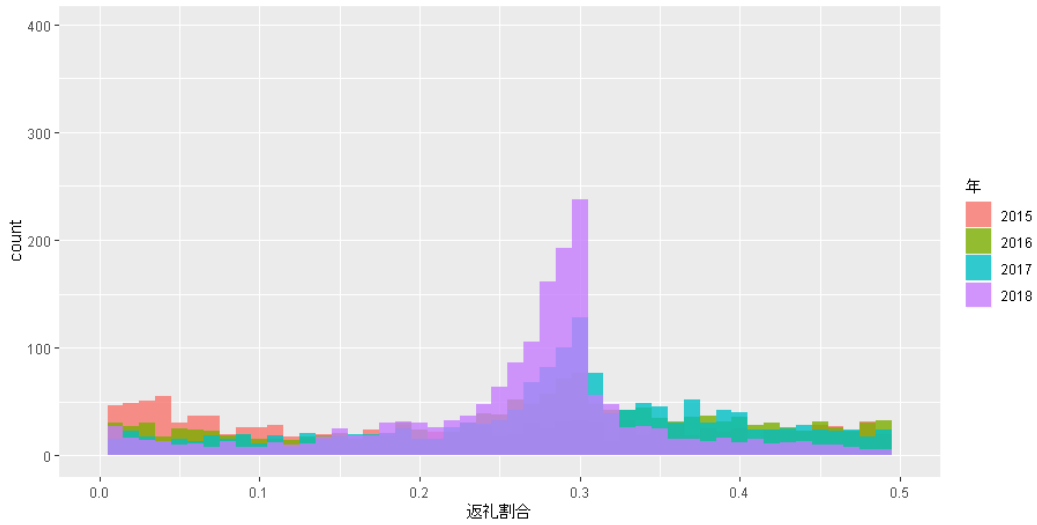


図4 返礼割合の各年度の度数分布

## 5 推計方法

### 5.1 パラメーター一覧

本研究、特にシミュレーションで必要となるパラメータは以下の通りである。

1. 納税者の効用関数のパラメータ： $\phi_i, \xi_j, c$
2. 税制上のパラメータ： $\gamma$
3. 各自治体の費用： $mc_j, FC_j$
4. 返礼品の生産者に関するパラメータ： $\theta_j$

本節では、これらのパラメータの推計方法を説明する。但し、最後のパラメータ  $\theta_j$  については今回のデータからは推計、算出できないので、シミュレーションは適当に値をカリブレートして行う。

### 5.2 効用関数

#### 5.2.1 計量モデル

前章での議論を踏まえると、納税者は以下の離散選択モデルに従うと定式化できる。

$$\max_{j \in \{0, 1, \dots, J\}} u_{ij} \tag{23}$$

$$\begin{aligned} u_{ijt} &= \phi_i \ln(\tilde{y}_{it}) + \alpha_i p_{jt} + X_{jt} \beta + \xi_j - \kappa_t + \epsilon_{ijt} \\ u_{i0t} &= \phi_i \ln(\tilde{y}_{it}) + \epsilon_{i0t} \end{aligned}$$

但し、 $\alpha_i = \phi_i \gamma$  とおいている。本論では、ベースのケースとして、 $\alpha_i$  に heterogeneity を仮定しないケース、すなわち、全ての  $i$  について、 $\alpha_i = \alpha$  が成立するケースを考える。

## 5.2.2 ネスト

ふるさと納税については、空間的な競争の側面も持つ。近接する自治体ほど、より強い代替関係にあることが考えられるためである\*9。しかし、Berry (1994) による方法では、ネストの階層を導入しておらず、したがって、空間的な距離にかかわらず、全自治体が同程度に代替されうることになる。この定式化は、ふるさと納税のような、空間的な競争の側面も持つ需要関数の推定に際しては問題が生じる可能性がある。

そこで、本研究では、nested logit model を用いる。結果は次節に掲載している。なお、Grigolon and Verboven (2014) に従い、ランダム係数に加えてネストを導入した、Nested logit random coefficient (NLRC) model を用いた推計も頑強性の確認のために試みた。その方法、結果等については、補論 C を参照されたい\*10。ネストとしては、国内の 8 地域区分 (北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州) を用いる。

## 5.2.3 内生性

需要関数の推計に際し、一般に問題になるのが、内生性の問題である。通常の市場では、企業は需要の動向を踏まえて価格を決定する。需要が多い製品の場合は、企業は価格を吊り上げる一方、需要が少ない場合は、企業は価格を引き下げて需要を増やそうとする。このような場合、需要関数における誤差項と、価格が相関することになり、推計に際しては内生性の問題が生じる。したがって、操作変数等を用いてこの問題に対処する必要が出てくる。ふるさと納税の場合についても、この内生性の問題は十分考えうる。寄付の集まりにくい自治体ほど返礼割合を高めに設定する可能性があるためである。そのため、この問題に対処する必要がある。本稿では、この問題に、パネルデータと固定効果を導入することで対処する。

ふるさと納税の需要の情報については、直近 4 年分のデータを入手することができるため、パネルデータを構築することができる。そのうえで、需要に影響を与えうる各自治体の特性を表す誤差項を固定効果として導入する。この項は前述の理由から、返礼割合と相関しうるが、固定効果として処理することで、内生性の問題を回避し、返礼割合の係数についても一貫性を持った推定値を求めることができる\*11。

## 5.2.4 推計式

ネストと固定効果を導入する場合、Berry (1994) における議論を用いると、推計式は以下のように書き表せる。

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) = \alpha p_{jt} + X_{jt}\beta + c_j - \kappa_t + \rho \ln(s_{j|g,t}) + \xi_{jt} \quad (24)$$

$g$  はネスト (各地域) を表す。 $s_{jt}$  は、 $t$  年において、全納税者に占める、自治体  $j$  に寄付した納税者の割合を、 $s_{0t}$  は、全納税者に占める、ふるさと納税しなかった納税者の割合を、 $s_{j|g,t}$  は地域  $g$  中の、

\*9 例えば、近接する自治体ほど、提供する返礼品も似通ってくる 경우가多く、その場合代替関係は強くなる。

\*10 Nested Logit Random coefficient モデルについては、その他、寡占的な状況の下でのラッファーカーブについて再考、構造推定した、Miravete et al. (2018) などでも用いられている。

\*11 固定効果を導入しても、各年の需要動向に応じて自治体が臨機応変に返礼割合を変える可能性は否定できない。ただ、自治体の場合については、一般の企業とは異なり、その年の 3 月頃までにふるさと納税の返礼品提供に関する予算を作成、成立させ、その予算の枠内で行動すると考えられる。そのため、自治体については一般の企業と比べて裁量の余地は小さく、固定効果を導入すれば、内生性の問題は解消できると考えられる。



自治体  $j$  のシェアを表す。  $X_{jt}$  には、災害ダミーや広告宣伝費用といった変数が入る。

以上の定式化の下、パラメータ  $\{\alpha, \beta, \rho, c_j, \kappa_t\}$  を GMM により推定する。

### 5.2.5 操作変数

返礼割合の内生性の問題には固定効果を導入することで対処するが、ネストのパラメータの推定には、追加の操作変数が必要となる。

本研究では、先行研究における知見に従い、以下の操作変数を用いることとする。

- 同一地域内競争自治体の特性 (返礼割合、広告費用、災害ダミー) のそれぞれの和
- 同一地域内の自治体の数

## 5.3 $\gamma$ の算出

前節では  $\alpha_i = \phi_i \gamma$  を求めたものの、効用関数における重要なパラメータである  $\phi_i$  については、識別されない。そこで、別途求める必要がある。ここでは、 $\gamma$  を別の方法で求めることにより、 $\phi_i$  を求める。

モデルの節で述べたとおり、各自治体の寄付受け入れ金額 (期待値) については、以下の式が成り立っていた。

$$E(\text{Donate}_j) = \gamma \tilde{Y} s_j$$

この等式を、すべての自治体について和をとると、

$$E\left(\sum_j \text{Donate}_j\right) = \gamma \tilde{Y} \sum_j s_j \quad (25)$$

となる。上式の左辺はふるさと納税寄付総額の合計の期待値を表すが、ここで、期待値が実際のデータと一致すると仮定する\*12。すなわち、以下を仮定する。

$$E\left(\sum_j \text{Donate}_j\right) = \sum_j \text{Donate}_j$$

すると、以下の式が得られる。

$$E\left(\sum_j \text{Donate}_j\right) = \gamma \tilde{Y} \sum_j s_j \quad (26)$$

与式において、左辺は寄付総額であり、観測可能である。さらに、右辺の  $\tilde{Y}$  は可処分所得であることから観測可能であり、さらに  $\sum_j s_j$  は全納税者人口に占めるふるさと納税した人の人数の割合であることから観測可能である。したがって、与式から、 $\gamma$  の値を算出することができる。

本研究では、 $\tilde{Y}$  (可処分所得) として、総務省「市町村税課税状況等の調」における、各市町村の「総所得金額等」の合計から、住民税収と所得税収の合計を差し引いた値 (約 156 兆円) を用いる。その結果、 $\gamma = 0.0154$  と算出された。

\*12 個別の自治体レベルでみると、期待値は実際のデータと一致しないが、総計すると一致すると考える。

## 5.4 費用関数

### 5.4.1 計量モデル

ふるさと納税に関しては、各自治体が費やした費用は項目別に詳細に公開されている。ここでは、返礼品調達以外にかかる費用に注目する。返礼品調達以外の費用としては、返礼品の送付や、事務処理、ふるさと納税に携わる職員の追加の雇用などが挙げられるが、寄付が1件増えると費用が何円増えるのか、また固定的な費用は何円かかっているのかについては、明らかではなく、推計を必要とする。

自治体  $j$  における  $t$  年の返礼品調達以外のコスト  $C_{jt}$  は、以下のように書き表せる。

$$C_{jt} = mc_j \cdot N_{jt} + FC_{jt} \quad (27)$$

但し、 $mc_j$  が寄付1件あたりの限界費用（返礼品調達コスト以外）、 $FC_{jt}$  がふるさと納税受け入れに伴う固定費用である。また、 $n_{jt}$  が寄付件数を表し、 $n_{jt} = N_{jt}$  を満たす。限界費用については、全ての年度で同じ値をとると仮定している。これらについては、以下のように分解することができる。

$$FC_{jt} = \overline{FC_j} + u_{jt}^{(0)} \quad (28)$$

$$mc_j = \overline{mc} + u_j^{(1)} \quad (29)$$

まず固定費用についての式は、固定費用の年度による変動を表す。また、限界費用についての式は、自治体によって事務処理等の効率度が異なり、寄付1件を処理するのに必要なコストが異なることを表している。このとき、 $C_{jt}$  についての式は以下のように変形できる。

$$\begin{aligned} C_{jt} &= (\overline{mc} + u_j^{(1)}) \cdot N_{jt} + \overline{FC_j} + u_{jt}^{(0)} \\ &= \overline{mc} n_{jt} + u_j^{(1)} N_{jt} + \overline{FC_j} + u_{jt}^{(0)} \end{aligned} \quad (30)$$

上式で、 $C_{jt}, n_{jt}$  のみが観測できる。この状況で、各費用の値の推計を試みる。

### 5.4.2 推計式

推計式は以下の通りである。

$$C_{jt} = \eta_j N_{jt} + \overline{FC_j} + u_{jt}^{(0)} \quad (31)$$

この式の推計に際しては、まず、 $demean$  をとることで  $\overline{FC_j}$  を除き、以下の式を得る。

$$\widetilde{C}_{jt} = mc_j \widetilde{N}_{jt} + u_{jt}^{(0)} \quad (32)$$

この式は、Linear mixed model の形をとっている。そこで、 $mc_j \sim N(\overline{mc}, \sigma_1^2), u_{jt}^{(0)} \sim N(0, \sigma_0^2)$  の仮定の下、最尤法により上式を推定する。

この推定により、 $mc_j$  の予測値が得られ、(32) 式と合わせて  $FC_j = \overline{FC_j} + u_{jt}^{(0)}$  の予測値が得られる。前者が自治体  $j$  の限界費用、後者が自治体  $j$  の  $t$  年の固定費用に相当する。

## 6 推計結果

### 6.1 効用関数

	(1)	(2)
	Nest	base
返礼割合	1.799*** (0.243)	3.281*** (0.423)
広告費用 (百万円)	0.007*** (0.002)	0.015*** (0.003)
広告費用 (百万円) 2 乗項	-0.003*** (0.199)	-0.007 (0.346)
2015 関東東北豪雨ダミー	0.588** (0.262)	0.901 (1.151)
2016 熊本地震ダミー	0.437*** (0.001)	0.833 (0.001)
2016 台風 10 号ダミー	0.061 (0.143)	-0.019 (1.206)
2017 九州北部豪雨ダミー	0.174 (0.172)	-2.252 (7.738)
2018 大阪北部豪雨ダミー	0.3 (0.378)	-0.075 (0.538)
2018 西日本豪雨ダミー	0.228* (0.117)	0.589*** (0.138)
2018 北海道地震ダミー	0.686** (0.315)	0.976 (2.459)
$\rho$ (nest)	0.417*** (0.013)	
sample	7088	7088

表 3 需要関数推計結果

注：上段の値が点推定値を、下段の括弧内の値が標準偏差を表す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ、1%, 5%, 10% 有意を表す。

効用関数のパラメータの推計結果は、表 3 の通りである。表の 1 列目に nested logit model の結果、2 列目に nest のない、logit model の推計結果を掲載している。返礼割合にかかる係数についてはいずれもプラスに有意となっている。また、災害ダミーについても、西日本豪雨など、一部についてプラスに有意になっている。

## 6.2 費用関数

表4に限界費用と固定費用の平均値の推計結果を、図5に限界費用の平均値の推計結果を示した。限界費用については、寄付1件当たり3000円程度、という推計結果になっている。固定費用については、ばらつきが大きく、平均値で見るとマイナスになっている<sup>\*13</sup>。

	mean
mc	3639.282*** (145.443)
FC	-1193632* (-678459.1)
sample	7152

表4 費用関数推計結果

注：上段の値が点推定値を、下段の括弧内の値が標準偏差を表す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ、1%, 5%, 10% 有意を表す。

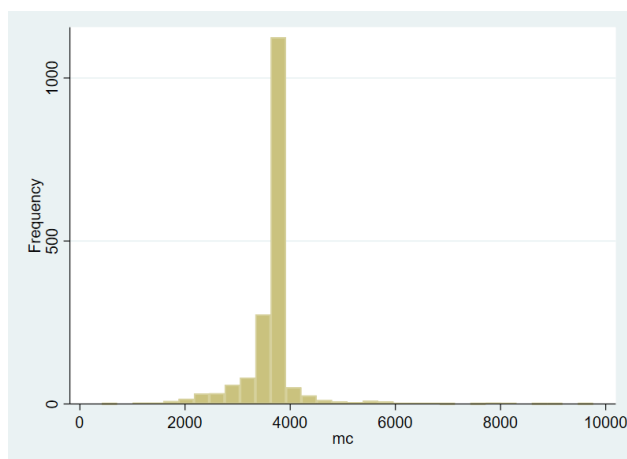


図5 限界費用推計値の分布

<sup>\*13</sup> なお、固定費用を0として限界費用を推計した場合も、結果はほとんど変わらなかった。また、限界費用、固定費用を0として後述のシミュレーションを行った場合も、シミュレーション結果はほとんど変わらなかった。その意味で、ここでの推計結果はさほどシミュレーションの結果に影響を与えてはいない。

## 7 シミュレーション

本節では、推計されたパラメータをもとに、ふるさと納税に関する各種厚生の評価、またシミュレーションを行う。パラメータは、基本的に推計された値を用いるが、先述の通り  $\theta_j$  は今回のデータからは知りえない。そこで、いくつかの適当な値  $\theta_j = 0, 0.2, 0.4$  を試すこととする\*<sup>14</sup>。なお、各自治体の特性を表す項については、2018年時点のものを用いる。また、広告宣伝費がすべての自治体について0円の状況、また、災害が発生しなかった仮想的な状況\*<sup>15</sup>を仮定する。

### 7.1 2019年6月の制度変更の影響

まず、2019年6月に行われた、政府による返礼割合3割規制、及び、一部自治体の除外がもたらした影響を確認する。結果は、表5の通りである。表からは、3割規制の導入によって、納税者の余剰は減少するものの、日本政府、地方自治体の収入増加分がそれを上回り、総余剰は増加していることが確認される。したがって、3割規制の導入は、社会厚生観点から意義が認められる。一方で、一部自治体の除外は、納税者余剰を大きく減少させ、総余剰で見ても減少している点は、特筆に値する。

	2018年時点	3割規制のみ	3割規制+一部自治体除外
納税者余剰	3019億円	2771億円	2585億円
統合政府収入	-914億円	-496億円	-400億円
生産者余剰： $\theta = 0.2$	336億円	256億円	239億円
総余剰： $\theta = 0$	2105億円	2275億円	2185億円
総余剰： $\theta = 0.2$	2441億円	2531億円	2424億円
寄付受け入れ総額	4852億円	4501億円	4234億円

表5 2019年6月の制度変更の影響

### 7.2 最適な返礼割合

次に、社会厚生観点から、返礼割合をどの程度に設定するのが最適であるのか、検討を行う。図6に、返礼割合と各余剰の関係を、図7に返礼割合と総余剰の関係を示している。納税者余剰、生産者余剰については、返礼割合について単調増加である一方、地方自治体と政府の収入の合計は単調減少となっている。総余剰については、生産者余剰の発生度合いを表すパラメータ  $\theta$  の値に大きく依存するが、 $\theta = 0$  の場合は返礼割合が0の場合、最も総余剰が大きくなる。 $\theta = 0.2$  であっても、総余剰を最大にする返礼割合は15%程度である。

\*<sup>14</sup> もし戦術のクラウドアウト効果や返礼品の宣伝効果を考えなければ、 $\theta$  の値は、マークアップ率（＝価格÷限界費用）に依存する。マークアップ率がもし1.2であるとすると、 $\theta = 0.167$  になる。その意味で、その意味で、 $\theta = 0.2$  付近の値を試すことは妥当と考えられる。

\*<sup>15</sup> 2018年には、西日本豪雨と、北海道地震が発生しており、それに伴い被災地の自治体が多く寄付を集めたが、その災害がなかったとした場合の状況である。

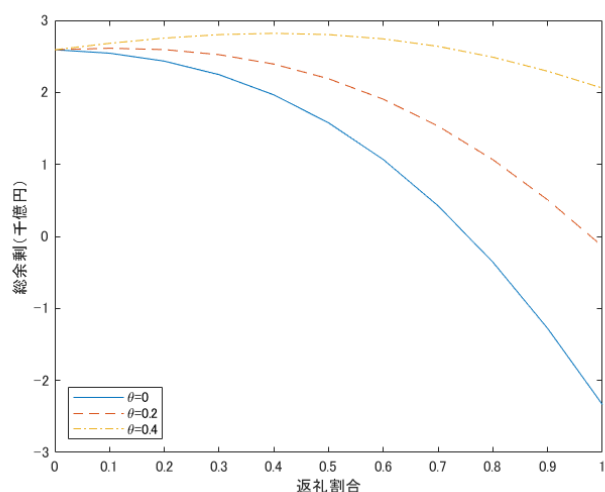


図7 返礼割合と総余剰の関係

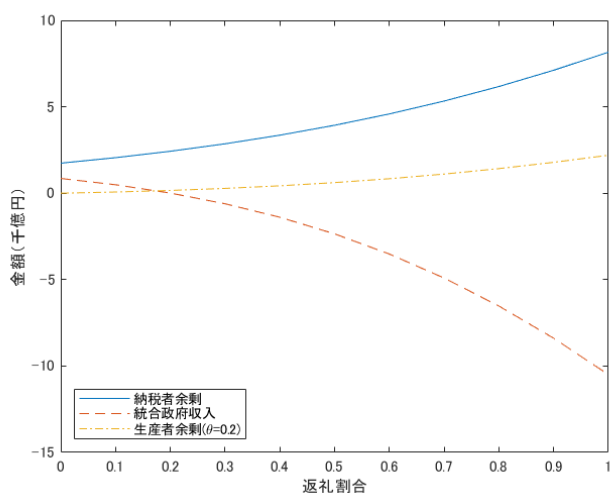


図6 返礼割合と各余剰の関係

### 7.3 ナッシュ均衡

ここまでは、納税者の効用最大化のみを仮定し、自治体の行動について、特に仮定を置いてこなかった。そこで次に、自治体が他の自治体の行動を所与として自身の利得を最大化するべく返礼割合を設定し、ナッシュ均衡が達成されたらどうなるのか、確認する。結果は、6の通りである。表の1列目は、各自治体が自身の収入（寄付金収入から返礼品費用やその他諸経費を引いた額）を最大化するべく返礼割合を設定する場合の結果である。2列目は、各自治体が自身の収入のみならず、その自治体内に所在する返礼品の生産者の余剰のことも考えて返礼割合を設定した場合の結果を表す<sup>\*16</sup>。3列目には、比較のため、最適な返礼割合0のケースを載せてある。

<sup>\*16</sup> なお、パラメータ  $\theta = 0.2$  として考えている。

	ナッシュ均衡 (自治体収入最大化)	ナッシュ均衡 (地域経済活性化)	最適な返礼割合
返礼割合平均	0.5937	0.8231	0
返礼割合標準偏差	0.0196	0.0244	-
納税者余剰	4486 億円	6318 億円	1738 億円
統合政府収入	-3357 億円	-6849 億円	854 億円
生産者余剰: $\theta=0.2$	807 億円	1485 億円	0 億円
総余剰: $\theta=0$	1129 億円	-531 億円	2592 億円
総余剰: $\theta=0.2$	1936 億円	954 億円	2592 億円
寄付受け入れ総額	6861 億円	9064 億円	2837 億円

表 6 ナッシュ均衡と最適な返礼割合との比較

まず、各自治体の収入最大化のもとでは、返礼割合は 6 割程度にまで上昇する。各自治体が返礼品の生産者のことも考える場合、さらに返礼割合は上がり、8 割程度にまで達する。これらの場合、寄付受け入れ額や納税者余剰は大幅に増加するものの、国と自治体の収入の合計がそれ以上に減少し、大幅な赤字となる。 $\theta = 0.2$  の場合の総余剰で比べると、返礼割合 0 のケースでは 2,592 億円の社会厚生が見込めるのに対して、ナッシュ均衡が達成された、競争的な状況では、1,936 億円ないし 954 億円と、社会厚生は大きく減少する。つまり、自治体間の返礼品競争が激化すると、協調的な最善のケースに比べて最終的に 1,000 億円近くの厚生損失が発生してしまうことが確認される。

2019 年 6 月の返礼割合 3 割規制の下では、最悪なシナリオとしてのナッシュ均衡が達成されることは通常考え難い。その意味では、3 割規制は競争的なナッシュ均衡に陥るのを食い止めた、という意味で一定の意義がある。ただ、前節での最適な返礼割合の議論の通り、3 割というのが最適な水準であるかについては、議論の余地がある。今後も、様々な観点から議論、再考されてしかるべきであろう。

#### 7.4 ふるさと納税の義務付け

現時点では、ふるさと納税は個人の自発的な参加に基づいている。ただ、現時点ではふるさと納税した人の割合は 2 割ほどにとどまる。では、すべての納税者にふるさと納税を通じた寄付を義務付けたとしたらどうなるのだろうか。

結果は、表 7 のとおりである。制度への参加率は仮定上 100% になることから、寄付総額も大幅に増えている。しかし、納税者余剰が何よりも減少し、マイナスにまで落ち込んでいる。

もちろん、ふるさと納税を全納税者に義務付ければ、納税者が税金の使い道により関心を持つなどの、納税者としての意識向上といったプラスの影響も十分考えられる。ただ、こうしたプラスの影響は余剰分析では測ることができない。総余剰の減少分をそうしたプラス面が上回る場合に限り、ふるさと納税の全納税者への義務付けは正当化されよう。

	強制参加	2018年時点
納税者余剰	-18289 億円	3019 億円
統合政府収入	-8397 億円	-914 億円
生産者余剰： $\theta=0.2$	1661 億円	336 億円
総余剰： $\theta=0$	-26685 億円	2105 億円
総余剰： $\theta=0.2$	-25024 億円	2441 億円
寄付受け入れ総額	23962 億円	4852 億円

表7 ふるさと納税義務付けの場合のシミュレーション結果

## 7.5 寄付金額の上限設定について

これまでのシミュレーションでは、 $\gamma$  は算出された値を用いて、寄付金額の上限は所与となっていた。ただ、この  $\gamma$  の値は税制上決まるパラメータであり、寄付金額の上限という税制変更により  $\gamma$  の値を容易に操作することができる。そこで、今度は  $\gamma$  の値を現在の値から変化させることで、すなわち寄付金額の上限を変化させることで、各余剰がどう変化するかを確認する。

結果は図8の通りである。現在の上限のレベルからさほど変化させないうちは、総余剰は若干減少傾向にあるもののそこまで大きな変化はない。ただ、寄付金額上限を2倍など大幅に増やしていくと、総余剰が1兆円近い規模で減少してしまう。ふるさと納税の上限については、2015年に2倍に引き上げられたが、さらなる上限引き上げは社会厚生上望ましくない。

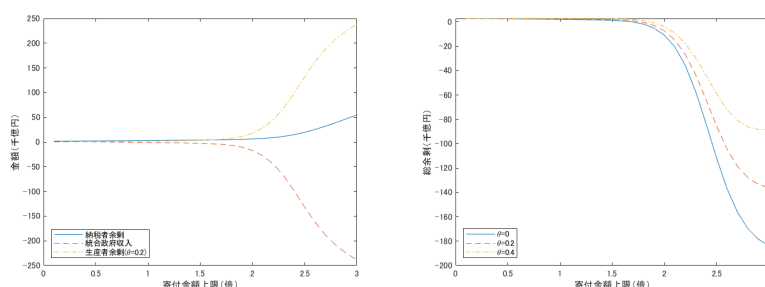


図8 寄付金額の上限と余剰の関係

## 7.6 国内の財源配分について

以上の議論では、自治体、政府の収入を合計して考えていて、国内の各自治体間の財源配分について一切考えてこなかった。ただ、ふるさと納税は本来、過疎地域など、財源が不足している自治体を財政的に支援する目的があったとされており、ふるさと納税による国内自治体間の財源配分についても検討する必要がある<sup>\*17</sup>。

結果は、表8の通りである。ここで、「返礼割合3割ケース」は、すべての自治体が返礼割合を3割に設定する仮想的なケースを考えている。

まず、現状としては、過疎地域への寄付は全体の半分ほどであり、必ずしも過疎地域に寄付が集中しているわけではないということが確認される。また、「返礼割合3割ケース」のケースであっても、過疎

\*17 費用便益分析では、政策の分配効果も重要視される。



地域の収入が増えることはない。その意味で、財源の不足した過疎地域への財政移転という意味では、返礼割合 3 割規制は必ずしも効果を発揮しているとは言えない。

	2018 年時点		返礼割合 3 割ケース	
	過疎地域	非過疎地域	過疎地域	非過疎地域
寄付受け入れ金額	2407 億円	2453 億円	2266 億円	2371 億円
自治体収入	1568 億円	1607 億円	1586 億円	1660 億円
自治体数	787	1001	787	1001

表 8 ふるさと納税制度に伴う地方間財源配分

## 7.7 地方交付税制度との比較

ふるさと納税制度の大きな目的は、自治体間の財源の移転である。ただ、日本では、財源移転を目的とした制度として、地方交付税制度をはじめとした制度が既に存在する。そこで、本節の最後に、ふるさと納税制度を地方交付税制度と比較する。

まず、ふるさと納税制度の長所としては、寄付行動を通して納税者の効用を上げることができる点があげられよう。地方交付税制度では、単に国が一定の方式に従って配分を行うだけであり、納税者の効用を上げることはできない。今回のシミュレーション結果からは、返礼割合が 0 であっても、納税者余剰は 1700 億円に達する。この額は、寄付行動による効用増加分と解釈できる。

また、自治体による返礼品購入によって、また、ふるさと納税制度を通じた宣伝効果等を通して、生産者の余剰が増加する。ただ、この効果については、単に政府が民間の商品を買い上げているのと大きくは変わらず、この方式が最適である保証はない。

以上の 2 点が、地方交付税制度と比較した場合のふるさと納税の優位な点である。しかしながら、デメリットもいくつか存在する。まず、これまで何度も触れてきた、返礼品に伴う自治体間競争の存在である。また、財源の不確実性も問題となる。ふるさと納税制度では、どのくらいの寄付金収入を見込めるのかを、ぶれの小さい形で予測するのは難しい<sup>\*18</sup>。また、都市部の自治体など、ふるさと納税制度に伴い財源が流出する自治体の側についても、財源流出の規模に不確実性が存在する。そのため、財源の不確実性の観点から、財政運営に支障をきたす場合が考えうる。

このように、ふるさと納税制度は、プラスの面とマイナスの面を併せ持つ。財源の不確実性の問題は、本論文で定量化した議論を行わなかったが、プラスの面がマイナスの面を上回る場合、ふるさと納税制度は正当化されよう。

## 8 おわりに

本稿では、ふるさと納税に関する納税者の行動を表すモデルをもとに、効用関数のパラメータを計量モデルを用いて推計し、そのうえで各種シミュレーションを行った。まず得られた結果は、計量モデルをもとにすると、2019 年 6 月に導入された、返礼割合の 3 割規制については、一定のプラスの効果をもたらすものの、生産者余剰を考えない場合、全自治体が協調して返礼割合を 0 にすることができれば、より総余剰を高めることができることが明らかになった。

<sup>\*18</sup> とはいえ、今回本論文で展開した推計方法を用いれば、ある程度の見当はつけることができる。

また、自治体はまだ必ずしも収入最大化をできているとは限らず、もし3割規制が存在せず、各自治体が最適化行動をとりナッシュ均衡が達成された場合には、返礼割合が6割程度にまで上がることも示された。この場合、最適な場合と比べて総余剰は1,000億円強減少するという結果が得られた。

さらに、地方間の財源配分の方法として、地方交付税制度との比較を行ったところ、返礼割合が0であれば、納税者の効用を高められるという意味から、ふるさと納税は一定の優位性を持つことも示された。

以上の結果からは、返礼品競争は政府の収入のみならず、社会厚生観点からも望ましくなく、縮小させていくことが必要との結論が導かれる。

3割規制については、望ましくないナッシュ均衡に陥るのを食い止めるという意味で、大きな意義があるが、よりよい選択肢がないかについては、再考されてしかるべきであろう。

最後に、この研究における課題を記す。まず、本研究では、生産者余剰の発生度合いについて、適当なデータが存在しないことから、パラメータを適当においてシミュレーションを行った。ただ、図7などで示されているように、生産者余剰の重みづけは、最適な返礼割合を考えるうえで大きな影響を与える。したがって、このパラメータの値の妥当性は、今後検討されるべき課題である。

また、本研究の構造推定モデルは、いくつかの仮定（納税者が一つの自治体を選ぶという想定など）に基づいていた。これらの仮定が正しくない場合、推計結果にはある程度のバイアスが生じることになる。ただ、自治体レベルの集計データを用いる限り、これらの仮定を用いないと、パラメータの識別、推計は難しくなるが、より適当な方法がないかについては、今後の課題である。なお、この問題については、納税者の個票レベルのデータが入手できれば、必ずしもこれらの仮定によらず、より柔軟な推計を行うことができる可能性がある<sup>\*19</sup>。その意味で、ふるさと納税に関する、納税者の個票レベルのデータが入手可能になることが望まれる。

## 補論 A ナッシュ均衡の算出について

シミュレーションの節での、ナッシュ均衡の算出は、Petrin (2002) 等と同様、以下のように行った。4.3節で述べたとおり、1から各自治体の最適な返礼割合を引いた値  $P_j^*$  は、

$$P_j^* = \min \left\{ mc_j - \left( \frac{\partial s_j}{\partial P_j} \right)^{-1} s_j(P_j^*), 1 \right\}$$

である。そこで、以下のような写像を考える。

$$V(P_j) = \min \left\{ mc_j - \left( \frac{\partial s_j}{\partial P_j} \right)^{-1} s_j(P_j), 1 \right\}$$

最適な  $P_j$  の値は、写像  $V(P_j)$  の不動点である。

そこで、 $P$  の初期値に対して写像  $V$  を何度も適用し、それを収束するまで続けることで、最適な  $P_j$  の値を求める。

ただ、Petrin (2002) で述べられている通り、この写像が縮小写像である保証はなく、したがって、 $V$  の繰り返し適用で収束しない可能性もある。また、解の一意性も必ずしも保証されないことには注意する必要がある。

<sup>\*19</sup> 但し、モデルが必要以上に複雑になる可能性は否めない。

求めた解が、収入を最小にする解でなく、収入を最大にする解であることを確認するため、Petrin (2002)と同様、2階条件を満たしていることは別途確認した。

## 補論 B データについて

本研究で用いたデータ、変数の出典は以下の通りである。

- ・ふるさと納税に関するデータ：総務省「ふるさと納税に関する現況調査」
- ・各自治体の財政状況に関するデータ：総務省「市町村別決算状況調」
- ・各自治体の人口構成に関するデータ：総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」
- ・災害ダミー：災害救助法適用地域であり、かつ、犠牲者の出ている自治体
- ・過疎地域ダミー：総務省が過疎地域自立促進特別措置法に基づき指定した自治体

災害ダミーについては、もちろん災害救助法適用地域とすることもできる。ただ、推計で試したところ、有意な結果とはならなかった。一方、災害による被害の大きかったという意味で、犠牲者の有無を条件に加えた災害ダミーを作成して推計を行ったところ、ある程度有意な結果となった。そこで、犠牲者の有無を条件に加えた災害ダミーを本論文において掲載した推計結果では用いている。

このような差が出る背景としては、次のように推論できよう。災害救助法が適用されるということは、当該自治体は、災害で被害を被り、財政的な支援も必要としている。ただ、災害等の各種報道では、被害の大きかった自治体を集中的に報道するため、報道されなかった自治体は、知名度も上がらず、十分寄付を集めることができない。そのため、災害救助法が適用されていても被害の程度の軽微な自治体については、災害のない場合とほとんど同じ程度の寄付しか集めることができず、被害の程度の軽微な自治体も含めたダミー変数の係数は有意にならなかった。

## 補論 C 頑強性の確認

本論では、効用関数のパラメータ  $\alpha$  が個人間で同一であることを仮定していた。本節では、頑強性の確認のため、係数に個人間の不均一性を導入した場合、すなわちランダム係数を導入した場合の結果を示す。

### C.1 推計式

ネストとランダム係数、固定効果を導入する場合、個人  $i$  が  $t$  年に自治体  $j$  に寄付する確率は、下のように表示される。

$$s_{ijt} = \frac{\exp\left(\frac{\delta_{jt} + \mu_{ijt}}{1-\rho}\right)}{\exp\left(\frac{I_{igt}}{1-\rho}\right)} \times \frac{\exp(I_{igt})}{\exp(I_{it})} \quad (33)$$

但し、

$$I_{igt} = (1-\rho) \ln \sum_{m=1}^{J_g} \exp\left(\frac{\delta_{mt} + \mu_{it}}{1-\rho}\right) \quad (34)$$

$$I_{it} = \ln \left( 1 + \sum_{g=1}^G \exp(I_{igt}) \right) \quad (35)$$

$$\delta_{jt} = \alpha p_{jt} + X_{jt} \beta + c_j - \kappa_t + \xi_{jt} \quad (36)$$

$$\mu_{ijt} = p_{jt} \nu_i \quad (37)$$

であり、 $g$  はネスト（各地域）を表す。

このとき、自治体  $j$  のマーケットシェアは、以下のように書ける。

$$s_{jt} = \int_{v_i} s_{ijt} dP_\nu(v_i) \quad (38)$$

$\nu$  については、正規分布  $\nu_i \sim N(0, \sigma^2)$  に従うと仮定する。

以上の定式化の下、パラメータ  $\{\alpha, \beta, \sigma, \rho, c_j, \kappa_t\}$  を GMM により推定する。

## C.2 推計結果

推計結果は以下のとおりである。比較のため、本論で示した、ランダム係数を導入しないケースも合わせて載せてある。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nest+Random coef.	Nest	Random coef.	Base
返礼割合	1.799 (1.315)	1.799*** (0.243)	3.281** (1.552)	3.281*** (0.423)
広告費用 (百万円)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.015*** (0.005)	0.015*** (0.003)
広告費用 (百万円) 2 乗項	-0.003** (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.001)
h27 関東東北豪雨ダミー	0.588** (0.265)	0.588** (0.262)	0.901 (1.151)	0.901 (1.151)
h28 熊本地震ダミー	0.437** (0.201)	0.437*** (0.199)	0.833** (0.36)	0.833** (0.346)
h28 台風 10 号ダミー	0.061 (0.144)	0.061 (0.143)	-0.019 (1.206)	-0.019 (1.206)
h29 九州北部豪雨ダミー	0.174 (0.173)	0.174 (0.172)	-2.252 (7.752)	-2.252 (7.738)
h30 大阪北部地震ダミー	0.300 (0.381)	0.300 (0.378)	-0.075 (0.539)	-0.075 (0.538)
h30 西日本豪雨ダミー	0.228* (0.123)	0.228* (0.117)	0.589*** (0.138)	0.589*** (0.138)
h30 北海道地震ダミー	0.686** (0.315)	0.686** (0.315)	0.976 (2.46)	0.976 (2.459)
$\sigma$ (random coefficient)	0.000 (209.375)		0.000 (48.453)	
$\rho$ (nest)	0.417*** (0.031)	0.417*** (0.013)		
sample	7088	7088	7088	7088

表 9 追加の需要関数推計結果

(注) 上段の値が点推定値を、下段の括弧内の値が標準偏差を表す。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ、1%, 5%, 10% 有意を表す。

1 列目がネストとランダム係数の両方、2 列目がネストのみ、3 列目がランダム係数のみ取り入れた結果で、4 列目が通常の logit model に相当する。

ランダム係数にかかる項については、値が限りなく 0 に近く、返礼割合にかかる係数の推計値もランダム係数を導入しない場合とほぼ同一である。ただし、標準偏差が大きくなっている。ランダム係数が限りなく 0 に近いことについては、返礼割合のばらつきが小さく、ランダム係数の項の識別が困難であることが一つの要因として考えられる。<sup>\*20</sup>

## 参考文献

- Berry, Steven, James Levinsohn, and Ariel Pakes. 1995. Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pages 841–890.
- Berry, Steven T. 1994. Estimating discrete-choice models of product differentiation. *The RAND Journal of Economics* pages 242–262.
- Bjornerstedt, Jonas and Frank Verboven. 2016. Does merger simulation work? evidence from the swedish analgesics market. *American Economic Journal: Applied Economics* 8(3):125–64.
- Castaneda, Marco A, John Garen, and Jeremy Thornton. 2008. Competition, contractibility, and the market for donors to nonprofits. *The Journal of Law, Economics, & Organization* 24(1):215–246.
- Duquette, Nicolas J. 2016. Do tax incentives affect charitable contributions? evidence from public charities' reported revenues. *Journal of Public Economics* 137:51–69.
- Epple, Dennis and Holger Sieg. 1999. Estimating equilibrium models of local jurisdictions. *Journal of political economy* 107(4):645–681.
- Fukasawa, Eiji, Takeshi Fukasawa, and Hikaru Ogawa. 2020. Intergovernmental competition for donations: The case of the furusato nozei program in japan. *Journal of Asian Economics* page 101178.
- Grigolon, Laura and Frank Verboven. 2014. Nested logit or random coefficients logit? a comparison of alternative discrete choice models of product differentiation. *Review of Economics and Statistics* 96(5):916–935.
- Hanemann, W. Michael. 1984. Discrete/Continuous Models of Consumer Demand. *Econometrica* 52(3):541.
- Hendel, Igal. 1999. Estimating multiple-discrete choice models: An application to computerization returns. *The Review of Economic Studies* 66(2):423–446.
- Li, Sherry Xin, Catherine C Eckel, Philip J Grossman, and Tara Larson Brown. 2011. Giving to government: Voluntary taxation in the lab. *Journal of Public Economics* 95(9-10):1190–1201.
- Miravete, Eugenio J, Katja Seim, and Jeff Thurk. 2018. Market power and the laffer curve. *Econometrica* 86(5):1651–1687.
- Ossa, Ralph. 2014. Trade wars and trade talks with data. *American Economic Review* 104(12):4104–46.

---

<sup>\*20</sup> 今回の設定に似たランダムなデータを発生させ、モンテカルロ実験を行ったところ、返礼割合のばらつきが小さいほどランダム係数が有意に推計できないという問題が確認された。

- Petrin, Amil. 2002. Quantifying the benefits of new products: The case of the minivan. *Journal of political Economy* 110(4):705–729.
- Rose-Ackerman, Susan. 1982. Charitable giving and “excessive” fundraising. *The Quarterly Journal of Economics* 97(2):193–212.
- Sieg, Holger and Jipeng Zhang. 2012. The effectiveness of private benefits in fundraising of local charities. *International Economic Review* 53(2):349–374.
- Small, Kenneth A and Harvey S Rosen. 1981. Applied welfare economics with discrete choice models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pages 105–130.
- Yamamura, Eiji, Yoshiro Tsutsui, and Fumio Ohtake. 2018. Altruistic and selfish motivations of charitable giving: The case of the hometown tax donation system (furusato nozei) in japan .
- 橋本恭之, 鈴木善充. 2016. ふるさと納税制度の現状と課題. 『会計検査研究』 会計検査院 (54):13.
- 西村慶友, 赤井伸郎, 石村知子. 2017. ふるさと納税 (寄附) のインセンティブに関する分析—個別自治体の寄付受入データによる実証分析. 日本地方財政学会研究叢書 (24):150–178.