

松 山 大 学 論 集
第 31 卷 第 5 号 抜 刷
2 0 1 9 年 12 月 発 行

所有者不明土地に対する事前対策
—— 家計調査を用いた実証分析 ——

功 刀 祐 之

所有者不明土地に対する事前対策

—— 家計調査を用いた実証分析 ——

功 刀 祐 之^{*†}
小 柳 巴 菜^{*}
久保井 みのり^{*}
長 野 宏 紀^{*}
西 岡 雅 貴^{*}
岩 田 和 之^{*}

要 旨

近年、所有者不明土地が社会問題化している。これを受け、2019年には所有者不明土地に対する事後的対策の法整備がなされたものの、所有者不明土地の発生を未然に防ぐ事前対策は未だに整備されていない。そこで、本研究では家計調査を用いて所有者不明土地に対する事前対策を模索することを目的とする。家計調査は2019年7月に実施し、計1,382名から回答を得ることができた。この回答を分析したところ、①家庭内の会話が充実している人ほど、②社会とのつながりが深い人ほど、③相続関連制度をよく知っている人ほど、④父親が他界した人、⑤過去に親族間で相続トラブルを経験した人ほど、⑥過去に家族の介護を経験した人ほど、自身が相続する土地を把握していることが確認された。したがって、これらの6つの結果を活用すれば、土地の相続を円滑化することができると言える。例えば、①については、食育や働き方改革といっ

* 松山大学経済学部

† corresponding author : Eメール kunugi.yu@gmail.com

た家族と過ごす時間を確保するような施策が、間接的に所有者不明土地の抑止につながることになる。本研究のように、個票を用いてどのような人が土地相続を十分に認識しているのかといった分析はこれまで行われてこなかった。そのため、これから所有者不明土地問題の事前対策を構築していく上で、本研究のような実証分析を蓄積していく必要がある。

1. はじめに

日本は人口密度の高い国である。国別の国土面積順位では21位となっているものの、モナコやシンガポール、マルタ等の国土の小さな国（面積が1万km²未満）を除くと9位にまで上昇する。さらに、日本は山間部の多さから、国土のうち人の住める地域（可住地面積）の割合は約27.3%に過ぎず、イギリス（約84.6%）、フランス（約72.5%）、ドイツ（約66.7%）と比べても著しくその割合が低い。そのため、他国よりも相対的に利用可能な土地の希少性が高くなる。その結果、土地の有効活用が強く求められてきた。

しかしながら、近年、誰が所有しているのかわからない土地、いわゆる所有者不明土地が社会問題化している。後述する所有者不明土地の利用の円滑化等に関する特別措置法（以下、所有者不明土地法）第2条では、所有者不明土地を「相当な努力が払われたと認められるものとして政令で定める方法により探索を行ってもなおその所有者の全部又は一部を確知することができない一筆の土地」と定義している。つまり、一部でも所有者の所在が確認できない場合には、その土地は所有者不明土地として扱われることとなる。

このような所有者不明土地は410万ヘクタールに相当するとの推計（所有者不明土地問題研究会、2017）もあり、この面積は九州の面積（368万ヘクタール）よりも大きいと複数のメディアが報じている¹⁾。そして、上記報告書の推定

1) 例えば、日経新聞「「所有者不明土地」解消へ一歩 法成立で一部売却可能に」（2019年5月17日報道）<https://www.nikkei.com/article/DGXMZO44919200X10C19A5EA3000/>（最終アクセス日2019年11月11日）

では、所有者不明土地の面積は今後拡大し、2040年頃には約720万ヘクタールにまで拡大すると予想している。

所有者不明土地がどのような場所で発生しているのかについては、複数省庁の報告書で報告されている。国土交通省(2016)は約62万筆の地籍調査を行ったところ、登記簿のみでは所有者が判明しないものが全体で20.1%存在することを示している。内訳としては、都市部で14.5%、農地で16.9%、林地で25.6%等となっており、都市部においても所有者不明土地が発生していることが示されている。別の調査である法務省(2017)では、全国10カ所の約10万筆の相続登記を調査したところ、最後の登記から50年以上経過しているものが、大都市で6.6%、中小・中山間地域で26.6%にも及ぶことを指摘している。したがって、この調査でも、所有者不明土地が大都市で発生していることが示されている。また、農林水産省(2016)は相続未登記農地が47.7万ヘクタール、相続未登記のおそれのある農地が45.8万ヘクタール、合計で93.4万ヘクタールの農地が所有者不明土地となっていることを示している。この面積は全農地の約20%にも相当する。このように、所有者不明土地は地方部だけの問題ではなく、都市部においても発生しているし、宅地だけではなく、農地や林地でも発生している。

所有者不明土地は社会に様々な弊害をもたらすことになる。例えば、土地の所有者を探索するための費用や、所有者不明土地の管理費用、その土地の税の未納といった直接的な費用だけではなく、所有者不明土地の存在によって公共事業や収用手続きが阻害されてしまうという金銭的外部不経済も存在する。さらに、その土地に上物がある場合にはその倒壊リスクや景観の阻害、さらには外来種駆除の困難化(小久保, 2014)といった(技術的)外部不経済もある。所有者不明土地問題研究会(2017)は所有者不明土地にかかわるこれらの社会的総費用は2017年から2040年の間に合計で5兆9,100億円(年間3,100億円)にも上ると推定している。また、国土交通省(2019)では、四国地域内95自治体のうち、35の自治体が所有者の所在地不明等により用地取得事務が難航

したことを明らかにしている。

こうした経緯もあり、2018年6月に所有者不明土地法が制定された。この法律では「所有者不明土地を円滑に利用する仕組み」、「所有者の探索を合理化する仕組み」、そして「所有者不明土地を適切に管理する仕組み」の3本の柱からなっている。これらの仕組みを一見してもわかるように、この法律は所有者不明土地が発生した後の問題を解決することを目的としている。

所有者不明土地法はいわゆる事後対策を策定した法律であるため、所有者不明土地の発生を未然に防ぐ事前対策としての効力は全くない。したがって、いかに事後対策で所有者不明土地を解消していったとしても、それを上回るスピードで所有者不明土地が発生してしまうと、所有者不明土地は依然として増加していくことになる。そのため、所有者不明土地が発生しないようにするための事前対策が求められている。

そこで、本研究では所有者不明土地に対する事前的対策を模索、提案することを目的とする。所有者不明土地の主要因の一つに、相続手続きが適切になされていないことがある。現在、相続登記の義務化が議論されているが、それだけでは不十分となる可能性がある。なぜなら、日本では地域社会の住民同士が土地所有者を相互に認識していたという文化的・歴史的背景があるため、単に登記義務化だけでは実効性に疑問が残るからである(丹上, 2018)。堀川(2018)も大都市などの土地の価値の高い地域では登記の義務化は有用である一方で、土地の価値が低い地方部では、登記に応じる人は少ないだろうと述べている。そのため、都市部で議論されている登記義務化の効果は地方部ではほとんどないかもしれない。また、どのような家計が土地相続に消極的であるのかというような分析も知る限り存在しない。そのため、どのような施策で土地相続のインセンティブを高めることができるのかを明らかにすることは、実効性のある事前対策を立案する上で非常に重要となる。本研究はこの目的に対し、インターネットによる家計調査を用いて定量的検証を試みる初の研究である。

本研究の構成は以下である。第2節では関連する研究を概観すると共に、本

研究での分析モデルを説明する。第3節で分析に用いているデータについて説明し、第4節で分析結果を紹介する。最後の第5節で結論を述べる。

2. 既存研究と分析モデル

2.1. 既存研究

2011年3月の東日本大震災がきっかけとなり、所有者不明土地が取り上げられるようになったと言われている（上村，2017）。そのため、所有者不明土地問題に関する研究がなされたのは近年になってからである。そして、その多くは所有者不明土地が存在しているという前提（つまり、事後的な意味）で、法的あるいは制度的側面の問題の提示、および解決策の提示を試みる研究となっている。例えば、岩崎（2017）は固定資産税の免税点（課税標準金額が土地については30万円）以上である場合は、固定資産税の賦課徴収に向けた地方税の改正や所有権移転登記の義務化などを提案している。また、免税点を下回る経済的価値の低い土地については、行政法上の強制執行措置の新設や住民からの土地の寄付受入れなどを提案している。松尾（2017）は土地の取用手続きの簡素化、取用手続き外で所有者不明土地の所有権を取得する方法の作成が所有者不明土地の解消に資するとしている。特に、後者については民間の積極的な介入を促す可能性もあるとしている。このような事後対策についての法的・制度的提案は散見され、その一部については既述した所有者不明土地法に導入されている。

堀川（2018）は、免税点未満の経済的価値の低い土地については、固定資産税がかかっていないため、土地所有者はわざわざ登記をすること（そんな土地を所有していることさえ知らない可能性）もしないため、それらの土地は将来的に所有者不明土地になると述べている。つまり、いかに出口となる事後的対策を特別措置法で策定したとしても、依然として所有者不明土地が発生する素地は残されたままである。そのため、所有者不明土地の発生を抑止するような施策も導入していく必要がある。

しかし、どのようにして所有者不明土地の発生を未然に防ぐのかについてはほとんど研究がなされていない。議論されているとしても、登記の義務化や登記をするインセンティブを付与する必要がある(岩崎, 2017)といったような、定性的な議論に留まっているのが現状である。この背後には、価値がゼロでない土地が相続されないという状況を想定していなかったため、これまでほとんど議論されてこなかったという経緯がある。そのため、どのような属性を持つ家計が土地の相続手続きを怠る可能性があるのか、どのようなインセンティブを付与することで相続手続きを取るようになるのかなど、定量的な検証を通じた事前対策を模索していくことが望まれる。所有者不明土地問題はメディアなどで大きく取り上げられたものの、緊急を要する課題ではない可能性もある(板垣, 2017)ため、こうした定量的検証を蓄積していくことが必要であろう。

さらに、日本でも行政機関が行う政策の評価に関する法律が2002年に施行されている。同法第9条では研究開発、公共事業、政府開発援助、その他政令で定めるものについて、事前評価の実施を義務付けている。所有者不明土地問題に対して、登記の義務化や登記へのインセンティブ付与などの制度設計といった事前対策を提案するのであれば、それに先立ちどのような影響があるかといった政策評価を実施する必要があるだろう。横尾(2019)でも、エビデンスに基づく政策立案が必要であると述べている。

2.2. 分析モデル

調査によって「実際に土地相続手続きをしなかった人」、または「するつもりがない人」を明らかにすることは困難である。なぜなら、所有者不明土地問題に関しては、非意図的に手続きをしなかった人、つまり相続すべき土地の存在を知らなかった人数が多いと考えられるからである。さらに、調査によって「相続手続きを取るつもりがない」といった後ろめたい回答をする人は少ないかもしれない。したがって、土地相続手続きについて直接的に質問することは実態把握の点からは望ましくない。

そこで、本研究での調査では、「親から相続する予定の土地の存在を認識しているか」という土地の認識度合いを尋ねることとする。 i 番目の人の親から相続する予定の土地の認識度合いを R_i^* とする。Estadillo et al.(2001) は家族構成等が土地の相続に影響することを示している。そのため、この R_i^* は自身の性別や、兄弟の有無、所得水準などの様々な要因 (X) が影響すると考えられる。そこで、 R^* を被説明変数とする(1)式のような単純線形モデルを考える。

$$R_i^* = aX_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、ベクトル a は推定すべきパラメータを、 ε は誤差項を表している。

説明変数ベクトル (X) としては、性別ダミー、年齢、家庭内会話度合い、社会関係資本、長男ダミー、兄弟姉妹の人数、両親の生存、経験、相続関連制度認識、所得ダミー²⁾、学歴ダミー³⁾、就業形態ダミー⁴⁾、住居形態ダミー⁵⁾、都道府県ダミーである。回答者本人の年齢だけではなく、その両親の年齢も説明変数として必要かもしれない。しかし、回答者本人の年齢とその両親との年齢の相関係数が極めて高いため⁶⁾、多重共線性の発生が懸念される。そのため、両親の年齢は説明変数として用いないこととする。

家庭内会話度合いは、「あなたは、ふだんの家族間（1親等以内のみ）の会話は十分であると感じますか。最もお気持ちに近いものをお選びください。」

2) 所得ダミーはその所得水準に応じて次のように分けている。1：収入は無い、2：200万円未満、3：200～300万円未満、4：300～400万円未満、5：400～500万円未満、6：500～700万円未満、7：700～1000万円未満、8：1000～1500万円未満、9：1500万円以上、10：答えたくない、の10種である。

3) 学歴ダミーは「中学校」、「高等学校」、「短大・高等専門学校」、「大学」、「大学院」、「その他」の6種類である。

4) 就業形態ダミーは、「正規社員・職員」、「パート・アルバイト・契約社員」、「派遣・請負」、「事業を営んでいる」、「家業を手伝っている」、「家で仕事をしている（内職・フリーランスなど）」、「学生」、「専業主婦・主夫」、「無職（学生・専業主婦・主夫を除く）」、「その他」の10種である。

5) 住居形態は以下の5種である：「戸建（自己所有）」、「戸建（賃貸）」、「集合住宅（自己所有）」、「集合住宅（賃貸）」、「その他」。

6) 回答者の年齢と父親の年齢との相関係数は0.89、回答者の年齢と母親の年齢との相関係数は0.90である。

という質問の回答を用いている。選択肢は5段階（1：不十分である～5：十分である）である。

社会関係資本については、Saito et al. (2017) の計測方法を用いている。「あなたは現在、ボランティアにどの頻度で参加していますか。」といった、社会とのかかわりに関する11の質問を行い、それぞれ「はい」、「いいえ」で回答してもらっている。そして、「はい」の数の合計を社会関係資本の値としている。そのため、社会関係資本は最小で0、最大で11の値をとる。

土地の相続に関連すると考えられる回答者の4つの経験を尋ねている。それらは、「相続の際の親族間でのトラブル」、「ご家族(1親等以内)の介護」、「国・県・自治体からの土地収用」、「自治体へ所有土地を寄付すること」の4つである。これらはすべて、過去に経験したことがあれば1、そうでないなら0をとるダミー変数である。

相続関連制度の変数は相続にかかわる5つの用語をそれぞれどの程度知っているかという程度の合計値である。5つの用語として、「遺言書と遺書の違い」、「遺言書の書き方」、「相続放棄手続き」、「所有者不明土地問題」、「相続税の計算法」を用いている。回答者はそれぞれの用語に対して、1：全くわからない～5：十分に理解している、の5段階で回答してもらっている。そのため、相続関連制度認識の変数は最小で5、最大で25となる変数である。

真の相続すべき土地の認識度合い R^* は直接観察することができないため、(1)式を直接推定できない。そこで、本研究では「あなたは、両親から受け継ぐ（相続する）権利のある土地の存在についてどの程度把握していますか。」という質問をし、回答者は6つの選択肢、5段階（1：全くわからない～5：完全に把握している）に加えて、6（受け継ぐ土地が無い）の中から1つを選んでもらっている。受け継ぐ土地が無い人については、所有者不明土地の発生原因となりえないことから、分析からは除外している。この5段階から選んでもらう回答を R とすると、 R と R^* との間には(2)式のような関係が成立する。

$$\begin{aligned}
 R &= 1 \text{ if } R^* < \mu_1 \\
 R &= 2 \text{ if } \mu_1 \leq R^* < \mu_2 \\
 &\dots \\
 R &= 5 \text{ if } \mu_4 \leq R^*
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

この μ_k ($k = 1, 2, 3, 4$) は観察不可能な相続すべき土地の認識度合い R^* を 5 段階に区切る閾値であり、同時に推定すべきパラメータである。(1)式における誤差項が正規分布に従うと仮定すると、推定すべき方程式は(3)式のように書くことができる。

$$P(R_i = k) = \Phi(\mu_{k-1} \leq aX_i < \mu_k) \tag{3}$$

これは順序プロビットモデルとして知られており、最尤法によってパラメータを推定する。

3. 分析に使用するデータ

分析に用いるデータは家計調査である。2019年7月にリサーチ会社に委託し、インターネットを通じて1,382人から回答を得ることができた。本研究では親からの相続に注目することから、両親のうちいずれかがご健在である人を調査対象としている。また、両親の他界あるいはご健在の影響を識別するため、回答者の年齢は30歳以上としている。所有者不明土地問題は地方部のほうが深刻であるため、回答者の居住地が大都市圏に偏らないよう、回答者の半数は三大都市圏（東京都、大阪府、愛知県）以外に住んでいる人としている。ただし、全回答者1,382人のうち、相続する土地への認識が「6：受け継ぐ土地が無い」と回答した人は分析から除外するため、分析対象となる観測数は927へと減少する。

分析に用いる変数の記述統計は表1に載せている。分析対象である相続土地の認識度合いは、平均で3.5となっていることから、平均的にはやや把握している傾向にあるといえる。しかし、それを性別で分けてみると大きな差がでる。

男性に限定すると、認識の平均値は約 3.85 に増加し、女性に限定するとその平均値は約 3.21 に減少する。そして、t 検定を行うと、2 つの平均値の間には 1 %水準で有意な差が存在することも示された。つまり、女性に比べて男性のほうが相続する土地をよく把握しているといえる。フィリピンを事例とした Estadillo et al. (2001) では、親は息子には土地を残し、娘には教育投資を行う傾向にあることを指摘している。フィリピンでの結果が日本に当てはまるかどうかは議論の余地があるものの、日本でも同様の結果となっていることが推察される。

回答者のうち、約 52%が男性であり、約 42%が長男である。そして、回答者を除いた兄弟姉妹は約 1.3 人、父親と母親がご健在の回答者はそれぞれ約 54%、約 81%となっている。相続の際に何らかのトラブルを経験した人は約 9%、ご家族の介護の経験は約 20%であり、残りの 2 つの土地収用と土地の寄付を経験している人は非常に少なく、それぞれ約 2%、約 1%となっている。

表 1 記述統計

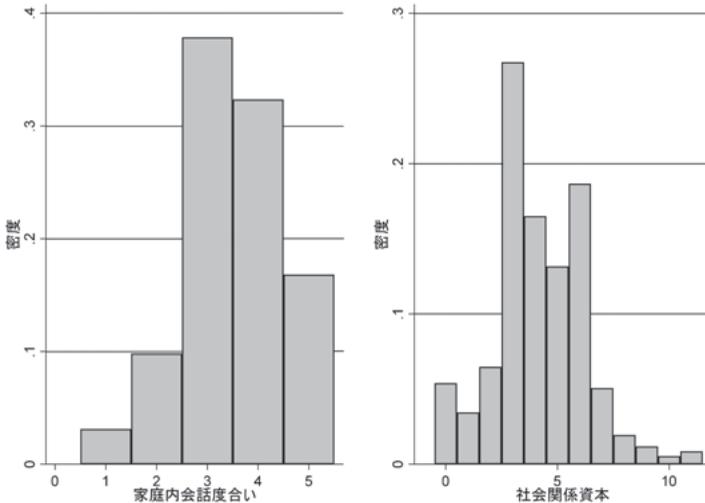
変 数	平均	標準偏差	最小	最大
相続土地の認識 (R)	3.546	1.369	1	5
性別ダミー (男性 = 1)	0.524	0.5	0	1
年齢	51.953	9.638	30	83
家庭内会話度合い	3.499	0.986	1	5
社会関係資本	4.17	2.058	0	11
長男ダミー	0.416	0.493	0	1
兄弟姉妹人数 (本人除く)	1.261	0.825	0	7
父親ダミー	0.543	0.498	0	1
母親ダミー	0.807	0.395	0	1
経験：相続の際の親族間でのトラブル	0.09	0.286	0	1
経験：ご家族の介護	0.196	0.397	0	1
経験：国・県・自治体からの土地収用	0.018	0.134	0	1
経験：自治体への土地の寄付	0.011	0.103	0	1
相続関連制度認識	11.965	5.282	5	25

注) 観測数は 927 である。

家庭内会話度合いは平均で約3.5となっている。この変数は5段階で尋ねている変数であるため、やや十分であると回答している人の割合が高いことがわかる。図1には両変数の分布も載せており、この図からも1(不十分である)の回答は約3%, 2を選んだ人は約10%と低い割合となっていることが示されている。

社会関係資本の平均は約4.2となっており、多くの人が社会とのつながりが希薄であることが示されている。最大値11となった人は8人(全体の約1%), 10となった人は5人(全体の約1%)しかおらず、高いスコアを示す人は極めて少ないことがわかる。

図1 家庭内会話度合いと社会関係資本の分布



注) 観測数は927である。

4. 相続する土地への認識に関する分析結果

4.1. 基本モデルの推定結果

(3)式を順序プロビットモデルによって推定した結果を表2に載せている。表では3つの推定結果が示されており、モデル(1)は全サンプル927人のデータを用いた推定結果であり、モデル(2)と(3)はそれぞれ男性、女性のみのサンプルを用いて分析した結果を示している。性別を固定しているため、モデル(2)と(3)からは性別ダミーが欠落し、それに加えてモデル(3)では長男ダミーが欠落することになる。

いずれのモデルにおいても、年齢の係数が有意にプラスとなっている。このことは、年齢が高い人ほど、相続する土地の存在を認識していることを意味する。回答者の年齢が高いことは、その両親の年齢も高いことと同意である。そのため、この結果は回答者の年齢が高い人については、両親の他界が現実味を帯びてきており、彼ら彼女らは土地相続の可能性を検討し始めていることを表していると考えられる。

家庭内会話度合いについては、モデル(1)と(2)で相続する土地の存在認識に有意なプラスの影響を与えていることが示された。したがって、男性に対しては、その家庭内での会話が十分であるほど、相続土地を把握していることとなる。一方で、女性は家庭内の会話の度合いと土地相続の把握とは無関係であることが示されている。したがって、家庭内の会話を促すような施策を導入することで、間接的に土地相続の把握を高めることができる。そして、この認識の改善が将来の所有者不明土地の抑制につながることとなる。

社会関係資本の係数は全てのモデルで有意な結果が得られている。つまり、社会とのつながりが深い人ほど相続する土地を十分に認識していることになる。既述した、日本での地域住民同士で土地所有者を相互認識してきたという歴史的背景(丹上, 2018)が、この結果につながったと推察される。家庭内のコミュニケーションだけでなく、地域社会とのコミュニケーションを促進し、

表2 基本モデルの推定結果

	(1)		(2)		(3)	
	全サンプル 係数	標準誤差	男性のみ 係数	標準誤差	女性のみ 係数	標準誤差
性別ダミー (男性=1)	0.0767	0.166				
年齢	0.0327***	0.0055	0.0317***	0.0080	0.0385***	0.0065
家庭内会話度合い	0.0951**	0.0373	0.184***	0.048	0.0714	0.0762
社会関係資本	0.122***	0.0231	0.127***	0.0251	0.111***	0.0278
相続関連制度認識	0.0829***	0.0106	0.0741***	0.0116	0.103***	0.016
長男ダミー	0.471***	0.137	0.445***	0.128		
長男ダミー×兄弟姉妹人数	-0.156**	0.0651	-0.124	0.0807		
父親ダミー	-0.216***	0.0672	-0.221*	0.115	-0.0817	0.106
母親ダミー	0.126	0.0968	0.0999	0.122	0.207	0.136
経験：相続の際の親族間でのトラブル	0.224*	0.122	0.0561	0.205	0.393**	0.182
経験：ご家族の介護	0.303***	0.111	0.623***	0.178	0.0536	0.15
経験：国・県・自治体からの土地取用	-0.0581	0.252	-0.312	0.311	0.438	0.506
経験：自治体への土地の寄付	-0.122	0.274	-0.145	0.616	-0.486	0.438
/μ ₁	2.806***	0.58	1.445***	0.519	9.110***	0.762
/μ ₂	3.247***	0.597	1.964***	0.51	9.559***	0.798
/μ ₃	4.134***	0.58	2.976***	0.522	10.43***	0.818
/μ ₄	4.817***	0.598	3.741***	0.553	11.09***	0.853
対数尤度	-1175.4		-551.3		-581.1	
疑似決定係数	0.16		0.19		0.16	
カイ二乗値 (尤度比検定)	440***		252***		218***	
観測数	927		486		441	

注) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。標準誤差は都道府県でクラスター化したものを用いている。所得ダミー, 学歴ダミー, 就業形態ダミー, 居住形態ダミー, 都道府県ダミーの結果は紙面の節約のため割愛している。それらの結果は要望に応じて公開可能である。

住民の地域社会とのつながりを深める方法も所有者不明土地問題解決に対して有用であることが明らかになった。

相続関連制度をよく理解している人ほど相続土地の認識が高いことも示されている。この変数は5つの相続関連制度・用語の理解度の単純合計値であるため、どの制度・用語の理解度が相続土地の認識に強く影響するかは不明である。しかし、これらの相続にかかわる制度や用語の理解度を高めるような広報・教育活動を行うことでも所有者不明土地の発生を抑制することができることは示された。近年は高齢者の終活も周知され始めてきている他方で、その子ども世

代（本研究では平均年齢が52歳）に対する相続にかかわる制度・用語の広報・教育活動も併せて行っていくことが望ましい。

長男ダミーとそれと兄弟姉妹人数との交差項はともに1%水準で有意に土地相続認識に影響を与えていることも確認された。したがって、長男ほど相続する土地のことをよくわかっている一方で、長男であっても兄弟姉妹が多い人ほど相続土地への認識が薄まることも示された。日本では「家の面倒を見るべき」のような長男責任規範もあるとされ（坂本，1990）ることから、長男の認識度が高くなっていると考えられる。ただし、法定相続分は子ども（回答者の兄弟姉妹）の人数で配分されることから、兄弟姉妹が多くなると相続分が少なくなり、結果として相続土地の認識が薄れるのではないかと推察される。

父親ダミーの係数はマイナス方向に有意である（女性回答者の場合は非有意）一方で、母親ダミーは非有意となっている。つまり、父親が健在である（父親ダミー＝1）と、その子（回答者）の相続土地への認識は弱まり、父親が他界している（父親ダミー＝0）と、認識が強まる。したがって、父親の他界がきっかけとなり、子どもの相続する土地（等）への認識が芽生えるのではないかと考えられる。一方で、母親ダミーは非有意であることから、父親のような影響は存在せず、母親が健在かどうかはその子どもの土地への認識とは無関係であることが示された。

4つの経験については、「親族間でのトラブル」、「家族の介護」の係数があり有意となった。ただし、前者については女性回答者が、後者については男性回答者のみの相続土地認識に影響を与えることが示されている。したがって、過去に相続の際に何らかのトラブルを経験した女性と過去に家族の介護を経験した男性は、相続する予定の土地に対する認識が高くなる。男性については、長男責任規範（坂本，1990）などもあることから、親の介護を経験しているのではないかと推察される。

4.2. 頑健性の確認

4.1節では基本モデルの推定結果を説明した。一方で、所有者不明土地問題は都市部よりも地方部のほうが深刻化する可能性が高いことから、都市部と地方部では大きな差が見られる可能性もある。そこで、4.2節では、頑健性確認のために2つの追加分析を行う。それらは第1に都市部と地方部とで相続する土地への認識について差が見られるかどうかについての分析であり、第2に土地認識への回答として6（受け継ぐ土地が無い）を選んだ人の扱いを変更した分析である。

表2より、相続土地の認識は平均で3.546となっている。これを都市部（東京都、大阪府、愛知県）に限定すると平均値は3.530となり、地方部（3都府県以外）の平均は3.561となる。この2値の間には統計的な差は見られず（ $p=0.73$ ）、単純な比較では都市と地方との間で相続土地への認識差は確認できない。

そこで、4.1節と同様に都市部と地方部とでサンプルを分け、それぞれ別個に(3)式を推定する。その結果が表3である。モデル(4)が都市部、モデル(5)が地方部の推定結果であり、それぞれサンプルサイズは467と465と約半分ずつとなっている。これは調査の設計として、3大都市圏の回答者数を半数としていることに起因する。推定結果を見ると、全体的な傾向として表2のモデル(1)の結果と大きな違いは見られず、また、都市部と地方部でも相続する土地への認識に影響を与える要因も大差はない。

差が見られる変数は、「長男ダミー×兄弟姉妹人数」と「父親ダミー」、「経験：親族間でのトラブル」、「経験：土地収用」の4つである。都市部では兄弟姉妹人数が増えると土地認識が低下する一方で、地方部ではそのような傾向は確認されていない。都市部と地方部での回答者本人を除いた兄弟姉妹人数はそれぞれ1.22人と1.31人であり、片側検定となるため強くは言えない（ $p=0.05$ ）が、都市部よりも地方部の兄弟姉妹人数が多いことが示された。したがって、都市部の兄弟姉妹が1人増えたときの影響は、もともと兄弟姉妹人数の多い農

表3 地域別の推定結果

	(4)		(5)	
	都市部		地方部	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別ダミー (男性 = 1)	-0.0421	0.255	0.25	0.206
年齢	0.0331***	0.0104	0.0338***	0.0063
家庭内会話度合い	0.0460**	0.0224	0.155***	0.0595
社会関係資本	0.128***	0.0381	0.136***	0.0379
相続関連制度認識	0.0785***	0.0223	0.0888***	0.0092
長男ダミー	0.364**	0.172	0.482**	0.209
長男ダミー × 兄弟姉妹人数	-0.182***	0.0383	-0.0869	0.136
父親ダミー	-0.256***	0.0691	-0.185	0.125
母親ダミー	0.0367	0.0624	0.235	0.199
経験：相続の際の親族間でのトラブル	0.162	0.212	0.365**	0.166
経験：ご家族の介護	0.220**	0.103	0.356*	0.208
経験：国・県・自治体からの土地収用	-0.205***	0.0493	0.0717	0.444
経験：自治体への土地の寄付	0.0214	0.382	-0.328	0.614
/μ ₁	2.231***	0.682	3.317***	1.074
/μ ₂	2.628***	0.717	3.816***	1.081
/μ ₃	3.572***	0.669	4.673***	1.085
/μ ₄	4.195***	0.733	5.453***	1.046
対数尤度	-585.3		-573.7	
疑似決定係数	0.16		0.18	
カイ二乗値 (尤度比検定)	210***		259***	
観測数	467		465	

注) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。標準誤差は都道府県でクラスター化したものを用いている。所得ダミー, 学歴ダミー, 就業形態ダミー, 居住形態ダミー, 都道府県ダミーの結果は紙面の節約のため割愛している。それらの結果は要望に応じて公開可能である。

村部で1人増えたときの影響よりも大きいかもしれない。このことが、「長男ダミー × 兄弟姉妹人数」の係数の有意差に表れていると考えられる。

「父親ダミー」については、都市部のみで有意な係数が得られている。東京都などの大都市圏は単身世帯割合が高く、単身世帯を含んだ核家族世帯（つまり、親と同居をしていない世帯）割合が高い。このことは、都市部は地方部よりも普段から親とのコミュニケーションが十分でない可能性がある。そのため、都市部では父親の他界をきっかけとして相続土地の認識が向上するかもしれない。一方で、地方部では普段から親と接する機会が多いため、父親の他界は土

表 4 回答の扱いを変更した場合の推定結果

	(6)		(7)		(8)	
	全サンプル		男性のみ		女性のみ	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別ダミー (男性=1)	-0.0957	0.145				
年齢	0.0255***	0.0044	0.0308***	0.0063	0.0224***	0.0047
家庭内会話度合い	0.0902***	0.0265	0.165***	0.0415	0.0820	0.0511
社会関係資本	0.0507**	0.0232	0.0753***	0.0228	0.0220	0.0295
相続関連制度認識	0.0391***	0.0043	0.0449***	0.0079	0.0352***	0.0082
長男ダミー	0.331***	0.100	0.342***	0.109		
長男ダミー×兄弟姉妹人数	-0.0604	0.0463	-0.0673	0.0485		
父親ダミー	-0.372***	0.0731	-0.408***	0.115	-0.291***	0.103
母親ダミー	-0.0868	0.0832	-0.0834	0.110	-0.0792	0.101
経験：相続の際の親族間でのトラブル	0.236**	0.114	-0.00131	0.183	0.391**	0.195
経験：ご家族の介護	0.158**	0.0796	0.351***	0.124	0.0506	0.111
経験：国・県・自治体からの土地収用	0.186	0.187	-0.0713	0.299	1.000***	0.372
経験：自治体への土地の寄付	-0.216	0.235	0.0480	0.518	-0.900	0.583
/μ ₁	0.477	0.544	0.931**	0.460	0.247	1.012
/μ ₂	0.823	0.533	1.381***	0.419	0.565	1.018
/μ ₃	1.472***	0.529	2.208***	0.400	1.130	1.006
/μ ₄	1.887***	0.520	2.747***	0.390	1.475	1.007
対数尤度	-1591.4		-693.3		-845.1	
疑似決定係数	0.16		0.15		0.08	
カイ二乗値 (尤度比検定)	312***		240***		144***	
観測数	1,382		688		694	

注) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。標準誤差は都道府県でクラスター化したものを用いている。所得ダミー, 学歴ダミー, 就業形態ダミー, 居住形態ダミー, 都道府県ダミーの結果は紙面の節約のため割愛している。それらの結果は要望に応じて公開可能である。

地認識のトリガーとならなかったのではないかと推察される。

過去の経験については、地方部のみ親族間でのトラブルが、都市部のみ土地収用の経験が、現在の相続土地への認識に影響を与えていることがわかった。都市部では土地の価値が高いことから、過去に土地収用を経験すると、親から受け継ぐ土地に対して関心が高まるのではないかと考えられる。また、親族間で相続についてトラブルを経験してもしなくても、都市部では土地の価値が高いことから、そもそも土地に対して関心を持っている一方で、地方部ではトラブルをきっかけとして関心を持つようになる可能性が反映したかもしれない。

次に、回答の扱いを変更した場合の分析を行う。推定結果は表4に載せている。4.1節の基本モデルでは、相続土地の認識は5段階で測っており、6（受け継ぐ土地が無い）と回答した人は分析から除いていた。一方で、「受け継ぐ土地が無い」ということを「完全に把握している」とも捉えることができる。そこで、ここでは6（受け継ぐ土地が無い）と回答した人を5（完全に把握している）と見なして分析する。そのため、基本モデルでの927サンプルから1,382サンプルへと観測数が増加している。

この推定結果の傾向は表2の基本モデルの推定結果と同じである。異なる点としては、「長男ダミー×兄弟姉妹人数」の係数が非有意となったこと、女性のみモデル(8)の疑似決定係数が低くなってしまっていること（その結果を受けて閾値の μ が非有意となったかもしれない）の2点である。したがって、「家庭内の会話の促進」、「社会とのつながりの向上」、「相続関連制度の教育・啓蒙」、「父親の他界」、「親族間のトラブル」、「家族の介護」は依然として相続する土地への認識改善に寄与することが示された。

5. 結 論

近年、所有者不明土地が社会問題化しており、すでにその総面積は410万平方キロメートルにも及んでいるとの指摘もある（所有者不明土地問題研究会、2017）。対策をとらなければ、その面積はさらに拡大していくことも予想される。この所有者不明土地が存在すると、土地収用の難航による公共事業の阻害、土地管理不可による景観の悪化、災害復興の妨げ、外来種対策が不十分になる、といった様々な弊害（外部不経済）が発生する。そのため、2019年からは所有者不明土地対策法が施行された。同法は所有者不明土地の処理・管理の簡便化を目的とした事後法である。そのため、所有者不明土地が発生しなくなるような事前対策の側面は持ち合わせていない。所有者不明土地の発生を抑制するような制度が存在しないことから、所有者不明土地の総面積は増加し続ける可能性がある。

そこで、本研究ではその事前対策の模索することを目的とする。すでに、不動産登記の義務化など一部の事前対策は議論されているものの、その実行性には疑問が投げかけられている。そこで、本研究では家計調査を用いて、どのような事前対策がありえるのかということをも明らかにする。

2019年7月に土地相続に関するインターネット調査を実施し、1,382名から回答を得ることができた。そのデータを分析した結果、①家庭内の会話が充実している人ほど、②社会とのつながりが深い人ほど、③相続関連制度をよく知っている人ほど、④父親が他界した人、⑤過去に親族間で相続トラブルを経験した人ほど、⑥過去に家族の介護を経験した人ほど、自身が相続する土地を把握していることが確認された。また、日本では長男責任規範といった文化が存在していることや、所有者不明土地は地方面でより問題視されているという指摘もあることから、男女別や地域別でも分析を行ったところ、上記6点の傾向は男女別、地域別にも大差がないことが確認された。

そのため、これら6つの結果を用いて、所有者不明土地の事前対策を作成していくことが望ましい。つまり、①家庭内の会話を促進するような制度については、食育や働き方改革など、家族と過ごす時間を確保するような制度を活用していくことが所有者不明土地の抑制につながることになる。同様に、②社会とのつながりを高めるような制度としては、地域の自治会や図書館、公民館といった地域インフラの利活用を、③については、相続関連制度についての啓蒙・広報活動が有用であろう。④～⑥については、その発生が外生的であることから、それぞれの事象が発生したタイミングで土地相続の認識を高めるような情報を提供することが望ましい。

本研究では家計調査を用いてどのような人が相続する予定の土地の存在を把握しているかを定量的に分析した。しかしながら、本研究にはいくつかの点での改善が必要であろう。第一に、親と本人とが同居している、あるいは近くに居住しているといった親との物理的距離は考慮すべき事項である。第二に、本研究は家計に対する事前対策を模索したが、自治体側が整備すべき事前対策

も存在する。例えば、土地寄付の受け入れ制度をどのように指定整備していくかなどがそれに相当する。このような自治体に対する事前対策の議論も必要である。今後はこれらの点も考慮した分析を実施していくことが望まれる。

謝 辞

本研究は2019年度の松山大学特別研究助成を受け執筆されたものである。また、岩田和之は科学研究費補助金（基盤研究（B）：18H03433）の助成を受けている。ここに記して謝意を表す。

参 考 文 献

- 岩崎政明（2017）所有者不明土地の法的課題，日本不動産学会誌，31(3)，17-22。
- 板垣勝彦（2017）地方自治と所有者不明土地問題，日本不動産学会誌，31(3)，9-16。
- 上村和也（2017）土地登記制度及び地籍調査が所有者不明土地に与える影響について，日本不動産学会誌，31(3)，91-99。
- 国土交通省（2016）所有者不明土地の実態把握の状況について。
<https://www.mlit.go.jp/common/001201304.pdf> よりダウンロード可能（最終アクセス2019年11月11日）。
- 国土交通省（2019）市町村における用地取得事務の実態等に関する調査結果。
- 小久保祐樹（2014）小笠原における所有者不明土地問題に関する法政策的解決手法の考案，小笠原研究年報，37，1-30。
- 坂本佳鶴恵（1990）扶養規範の構造分析－高齢者扶養意識の現在－，家族社会学研究，2(2)，57-69。
- 所有者不明土地問題研究会（2017）所有者不明土地問題研究会最終報告～眠れる土地を遣える土地に「土地活用革命」～。
http://www.kok.or.jp/project/pdf/fumei_land171213_03.pdf よりダウンロード可能（最終アクセス2019年11月11日）。
- 丹下健（2018）所有者不明土地問題等の原因・背景とその対策の方向（総論），Urban Study，67，28-43。
- 農林水産省（2016）相続未登記農地等の実態調査について。
http://www.maff.go.jp/j/study/souzoku_kento/01_shiryo/attach/pdf/kento_01-4.pdf よりダウンロード可能（最終アクセス2019年11月11日）。
- 法務省（2017）不動産登記簿における相続登記未了土地調査について。
<http://www.moj.go.jp/content/001226185.pdf> よりダウンロード可能（最終アクセス2019年11

月11日)。

堀川裕巳(2018)固定資産評価制度の問題点と誘発される所有者不明土地, 不動産学会誌, 31(4), 75-83。

松尾弘(2017)所有者不明土地問題への民事法による対応, 日本不動産学会誌, 31(3), 60-65。

横尾英史(2019)環境分野における「エビデンスに基づく政策立案」とは－日本の政策評価の現状と展望, 環境情報科学, 48(1), 25-29。

Estudillo, J. O., Quisumbing, A. R. and Otsuka, K. (2001) Gender Differences in Land Inheritance and Schooling Investments in the Rural Philippines, *Land Economics*, 77(1), 130-143.

Saito, M., Kondo, H., Aida, J., Kawachi, I., Koyama, S., Ojima, T. and Kondo, K. (2017) Development of an instrument for community-level health related social capital among Japanese older people: The JAGES Project, *Journal of Epidemiology*, 27, 221-227.