

地域ボランティア活動の決定要因

- JGSS-2006 を用いた実証分析 -

奥山 尚子

大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程

Determinants of Volunteer Activities in Local Communities:
An Empirical Analysis Using JGSS-2006

Naoko OKUYAMA

Osaka School of International Public Policy

Osaka University

This paper examines what factors determine volunteer activities, especially focusing on local community-related activities. Previous empirical research has elucidated a variety of factors and motives of participating in volunteer activities. However, it is still a question whether such factors and motives can be the ones affecting the decision of committing to local volunteer activities of which participants can be also beneficiaries. Using a new micro data of the JGSS-2006, an econometric analysis reveals that depth of individual networking with local communities and composition of household increase the probability of participating in local volunteer activities. On the other hand, it shows that the attachment to local communities and economic and time constraints do not have explanatory power on the decision to volunteer. Also, the result suggests that the level of public services provided by government and people's views on public services affect their decision to volunteer.

Key Words: JGSS, volunteer activities, local communities

本稿は地域のボランティア活動への決定要因を実証的に明らかにしようとするものである。これまでの研究から、ボランティア活動への参加の意思決定には様々な要因や動機があることが実証的に明らかにされてきた。しかし、活動範囲がその地域に限定され、活動に参加する者と活動の便益を受ける者が同じであるような場合のボランティア活動への参加についても同じような要因や動機が働いているのだろうか。JGSS-2006 の個票データを用いた分析の結果、個人のネットワークの深さや世帯構成から生まれる地域社会とのつながりが地域のボランティア活動の参加を高めること、地域への愛着や活動参加に伴うコストは地域のボランティア活動の参加確率には影響を与えないことが明らかになった。また、政府の公共サービスへの供給水準や地域住民の公共サービスに対する意識や考え方によって、地域ボランティア活動への参加の意思決定がなされる可能性が示唆された。

キーワード：JGSS，ボランティア，地域社会

1. はじめに - 問題意識と先行研究 -

近年、ボランティア活動に対する理解や関心が高まり、活動参加の場や機会が増えているが、活動者の割合や活動頻度や参加の動機は分野ごとにならかなり異なっている。「社会生活基本調査」(2006年実施)によると、ボランティア活動者率は26.2%で、そのうち、まちづくりのための活動(12.0%)が最も多く、次いで自然や環境を守るための活動(6.5%)、安全な生活のための活動(5.5%)となっている(図1)(総務省統計局 Website)⁽¹⁾。またどのようなボランティア活動を通じて社会に役立ちたいと考えているのかについて、環境美化、リサイクル活動などの自然・環境保護に関する活動(37.9%)や防犯や防火活動などの地域活動(35.0%)とする人の割合が、他の活動に比べて高い(内閣府 Website)。

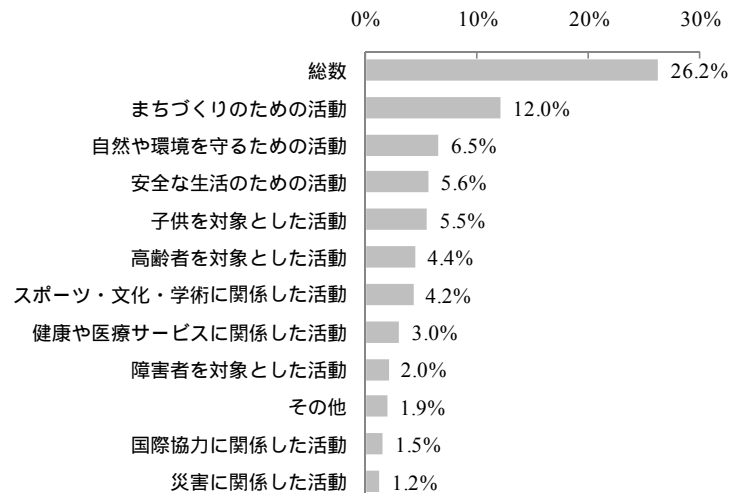


図1 分野別ボランティア活動者率(2006年)

出所：総務省統計局(Website)

こうした種類のボランティア活動は、特定の個人(高齢者や障害者や青少年など)を対象とした活動ではなく、地域性が強く、活動の便益が地域に限定され、より公共財的な性質を持つ活動といえる。さらに、活動参加において特殊な技能や経験などを必要とするものではなく、日常生活に密着し、比較的容易に参加しやすいと考えられる。ボランティア活動への参加における行動を分析するうえで、弱者救済、社会奉仕、相互扶助、行政補完、市民社会性などの様々な視点が考えられるが、地域のボランティア活動への参加に与える影響とはどのようにして説明されるのだろうか。地域のよりよい生活環境をつくり育むことを目的とし、豊かな地域社会・コミュニティづくりに対する関心と取り組みの一環として地域のボランティア活動が注目されるが、活動への参加はボランティアの本来の意味での自発的な行動といえるのか、あるいは異なる要素があるのか。本稿では、地域のボランティア活動への参加の決定要因について分析を行う。

ボランティア活動への参加について、これまでの先行研究における分析の焦点は大きく二つに大別される。ひとつは公共財としてのボランティア活動における利他的動機と利己的動機の問題であり、もうひとつはボランティア活動の消費的側面と投資的側面に着目した、活動参加の決定要因に関する実証的検証である。

前者は個人の自発的な公共財供給としてのボランティア活動が他人のボランティア活動や政府支出による公共財の供給量にどのように反応するのかを明らかにしようとするものである。Sudger(1984)の互惠主義(reciprocity)モデル、Cornes and Sandler(1984)の結合生産モデル、Andreoni(1990)の温情主義(warm-glow)モデルなどによって、公共財の自発的供給における個人の利他性と利己性について、現実の意思決定や行動を反映した理論モデルの構築が展開されてきた。

後者はボランティア活動に参加する個人の属性に関する分析を行う上で、経済学の消費者行動理論

に基づくボランティア活動を消費財と考えた場合の個人の効用最大化問題か、投資財と考えた場合の潜在的な労働所得を上昇させるための投資行動かによって説明しようとするものである(Menchik and Weisbrod 1987)。ボランティア活動が消費財的な性質を持っているならば、所得の増加はボランティア活動を増加させ、賃金の上昇はボランティアの機会費用を高めることになり、ボランティア活動を減少させる。投資財的な性質を持っているならば、ボランティア活動に参加して職業上の経験を積むことで人的資本が蓄積され、将来の期待所得を上昇させる。さらに、Segal and Weisbrod (2002) はボランティア活動別にボランティア活動の供給関数を推定し、様々なボランティア活動は同質的ではなく別個の活動として扱うことが望ましく、活動分野によって消費財的な性質か投資財的な性質かが異なるとしている。

日本におけるボランティア活動では、山内(1997)、大阪大学 NPO 研究情報センター(2005)、福重(1999) 跡田・福重(2000)、中島・中野・今田(2005)、Matsunaga(2007)、三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング(2008) が個票データや集計データを用いて、ボランティア活動の経験の有無や活動頻度の規定要因について実証的な分析を行っている。これらの既存研究では、活動分野別の分析はされていないことや、政府支出との代替・補完関係を検証していないことや、ボランティア活動参加における地域性あるいは公共財の供給水準の地域間の差を都道府県レベルで捉えるにとどまっているなどの課題を残している。そこで本稿では、限定的ではあるがこれらの問題に対処し、活動参加の割合や参加意思の高い地域のボランティア活動の決定要因を明らかにする。

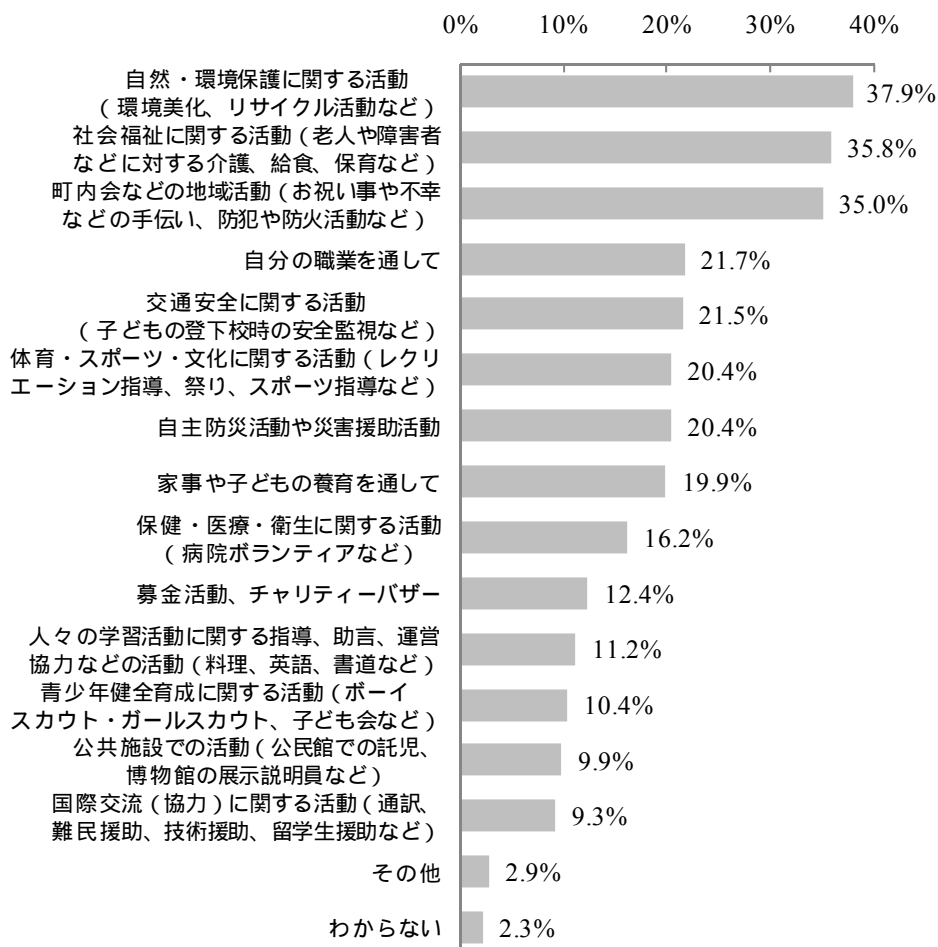


図2 社会に役立つために参加したいボランティア活動
出所：内閣府(Website)

2. 計量モデル

個人*i*の地域ボランティア活動における選択 y_i^* には、 X_i という属性が影響すると考え、以下の index function model を設定する。

$$\begin{aligned} y_i^* &= \beta X_i + u_i \\ y_i &= 1 \text{ if } y_i^* \geq 0 \\ y_i &= 0 \text{ if } y_i^* < 0 \end{aligned} \quad (1)$$

実際の観測されるのは $y_i = \{0,1\}$ の2値であり、 $y_i^* \geq 0$ であればボランティアをし、 $y_i^* < 0$ であればボランティアをしないと考える。

$$\begin{aligned} Prob(y_i = 1) &= Prob(y_i^* \geq 0) \\ &= Prob(\beta X_i + u_i \geq 0) \\ &= Prob(u_i \geq -\beta X_i) \\ &= Prob(u_i \leq \beta X_i) \\ &= F(\beta X_i) \end{aligned} \quad (2)$$

(2)の確率密度関数が誤差項が平均0、分散1の標準正規分布に従うとして、プロビット・モデルによる推計を行う。

3. データ

本稿で用いるデータは、2006年に実施された日本版総合的社会調査の個票データ(JGSS-2006)である。調査では、層化二段無作為抽出法によって抽出された全国に居住する満20歳から89歳の男女個人を対象に、面接調査と二種類の留置調査を行っている。本稿の分析では面接調査票と留置調査票のA票の調査回答を用いている。有効回答数は2124で、回答率は59.8%である。

調査では、地域でのボランティア活動(地域の清掃活動、リサイクル品の回収、地域のパトロール)への参加に関する設問がある。集計結果によると、これらのボランティア活動のうち、地域の清掃活動に参加している人は回答者の55.4%、リサイクル品の回収に参加している人は38.5%、地域のパトロールに参加している人は12.3%、いずれの活動にも参加していない人は29.3%であった。本稿ではこれらの活動への参加の有無を被説明変数として、先述の実証モデルに基づき推計を行う。

説明変数には個人属性、世帯属性、居住地域の地域属性、地域環境、政府支出を用いる。具体的には、女性ダミー、年齢、年齢2乗、配偶者ダミー、主婦世帯ダミー、女性×主婦世帯ダミー、義務教育課程の子どもありダミー、学歴ダミー、居住地域、居住形態、居住年数、居住地域に対する満足度、健康状態に対する満足度、居住継続意思、組織への所属、週当たり就労時間、本人所得、賃金率、核家族世帯比率、単身世帯比率、人口100人当たりの都市公園数、ごみのリサイクル率、人口100人当たり刑法犯認知件数、政府支出に対する意識、政府支出(清掃費、警察費)を用いている⁽²⁾。

地域環境に関するデータについては、核家族世帯比率と単身世帯比率は2005年度国勢調査、100人当たり都市公園数については国土交通省都市・地域整備局「都市公園等整備現況調査」、ごみのリサイクル率については、環境省大臣官房廃棄物・リサイクル対策部「日本の廃棄物処理」、100人当たり刑法犯認知件数については、警察庁刑事局「犯罪統計書」を用いた。政府支出に関するデータについては、2006年度の「市町村別決算状況調」と「都道府県別決算状況調」から、目的別歳出項目(清掃費、警察費)を用いている⁽³⁾。

4. 賃金率（機会費用）の計算

4.1 推計方法

ここでは、地域のボランティア活動の決定要因の分析に先立って、ボランティア活動の機会費用を計算する。ボランティア活動に伴う機会費用として賃金率のデータを用いる際に問題となるのが、非就業者の機会費用である。非就業者は労働所得も労働時間もゼロなので、賃金率を計算できない。そこで本稿では、湯田（2007）や山田（2000）を参考に、以下のような手順で非就業者の留保賃金を求めて、それを非就業者の機会費用とした。

まず、賃金関数と留保賃金関数を以下のように設定する。

賃金率関数

$$\omega_i^o = \gamma_o + \gamma_1' \omega_{1,i} + v_{1,i} \quad (3)$$

留保賃金関数

$$\omega_i^r = \delta_o + \delta_1' \omega_{1,i} + \delta_2' \omega_{2,i} + v_{2,i} \quad (4)$$

ここで、 ω_i^o は賃金率、 ω_i^r は留保賃金、 $\omega_{1,i}$ 、 $\omega_{2,i}$ は説明変数ベクトルであるが、 $\omega_{2,i}$ は留保賃金にのみ影響を与える説明変数である。 $v_{1,i}$ 、 $v_{2,i}$ は誤差項、 γ_k 、 δ_k は係数である。このとき、賃金率と留保賃金の差は、

$$\begin{aligned} \omega_i^o - \omega_i^r &= (\gamma_o - \delta_o) + (\gamma_1' - \delta_1') \omega_{1,i} - \delta_2' \omega_{2,i} + v_{1,i} - v_{2,i} \\ &= \delta \omega_i + v_i \end{aligned} \quad (5)$$

と表すことができ、

$$\omega_i^o - \omega_i^r = \delta \omega_i + v_i > 0 \quad (6)$$

であれば、個人*i*は就業する。(6)式を就業選択関数、(3)を賃金率関数として、両式を Heckman の 2 段階推定法で推定して、賃金率の予測値を求める。

就業選択関数

$$\omega_i^o - \omega_i^r = \omega_i^* = \delta \omega_i + v_i \quad (7)$$

ここで、 $v_1 \sim N(0, \sigma)$ 、 $v \sim N(0, 1)$ 、 $\text{corr}(v_1, v) = \rho$ とする。予測値はまず(5)式をプロビット・モデルによって係数を推定し、逆ミルズ比を以下の(8)式に従って計算する。

逆ミルズ比 (IMR)

$$IMR = \phi(\delta' \omega_i) / \Phi(\delta' \omega_i) \quad (8)$$

ここで、 ϕ と Φ は標準正規分布の確率密度関数と累積密度関数である。次に逆ミルズ比を説明変数に加えた(3)式を最小二乗法によって推定し、係数 γ を求め、予測値 $\hat{\omega}_i^o$ を算出する。プロビット・モデルにより推定した就業選択関数の係数 $\hat{\delta}$ を用いると、(5)式より、個人の留保賃金の予測値 $\hat{\omega}_i^r$ は、

$$\hat{\omega}_i^r = \hat{\omega}_i^o - \hat{\delta}' \omega_i \quad (9)$$

と計算できる。本稿ではこれを用いて、個人*i*の機会費用を非就業者の場合は $\hat{\omega}_i^r$ 、就業者の場合は $\hat{\omega}_i^o$ と

定義する。

推定式に含まれる説明変数について、 $\omega_{1,i}$ には女性ダミー、年齢、年齢二乗、学歴ダミー、健康状態への意識を用いる。就業選択関数については、 $\omega_{2,i}$ には65歳以上ダミー、義務教育課程の子供の有無、配偶者の有無、同居の親の有無、非労働所得、配偶者所得、義務教育課程の子供、配偶者、同居の親の有無と性別の交差項が含まれる。これらの変数の記述統計量は表1、推定結果は表2のとおりである⁽⁴⁾。

4.2 賃金率関数の推定結果

就業選択関数では、年齢の1乗項の係数が有意に正で、2乗項の係数が負になっており、逆U字型の関係を示している。また、扶養の子どもあり(ダミー)と配偶者あり(ダミー)が有意に正で、女性ダミーとの交差項では負になっている。男性の場合、扶養の子どもや配偶者の存在は就業選択の確率を高めるが、女性の場合、確率を引き下げることになる。また、配偶者所得の上昇は就業選択の確率を引き下げており、世帯主の収入と配偶者の就業率の間の負の相関関係(ダグラス・有沢法則)が成立していることが確認できる。

賃金率関数では、逆ミルズ比が有意に推定されており、サンプルセレクションバイアスを考慮した推定の妥当性が確認された。女性ダミーが有意に負になっており、女性のほうが男性よりも賃金率を引き下げると考えられる。学歴では、高校・旧中在学/卒業、高専・短大在学/卒業、大学・大学院卒業の各ダミー変数の係数が有意に正で賃金率が高くなっている。

表1 記述統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
就業の有無	2058	0.6103	0.4878	0	1
時間当たり労働所得	1043	1043.0730	1757.8250	1.785714	38333.33
説明変数					
女性(ダミー)	2124	0.5184	0.4998	0	1
年齢	2124	52.4209	16.6216	20	89
年齢2乗	2124	3024.0970	1743.6200	400	7921
65歳以上(ダミー)	2124	0.2707	0.4444	0	1
学歴：高校・旧中在学/卒業(ダミー)	2109	0.4851	0.4999	0	1
学歴：高専・短大在学/卒業(ダミー)	2109	0.1266	0.3326	0	1
学歴：大学・大学院卒業(ダミー)	2112	0.1922	0.3941	0	1
学歴：大学・大学院在学(ダミー)	2119	0.0137	0.1162	0	1
健康状態(1:よい・・・5:悪い)	2117	2.3831	1.1060	1	5
義務教育課程の子どもあり(ダミー)	2117	0.2343	0.4237	0	1
配偶者(ダミー)	2124	0.7481	0.4342	0	1
同居の親あり(ダミー)	2124	0.2533	0.4350	0	1
非労働所得	1704	56.3322	138.7745	0	2300
配偶者所得	1694	189.1263	276.3057	0	2300
女性×子供あり	2117	0.1242	0.3299	0	1
女性×配偶者あり	2124	0.3696	0.4828	0	1
女性×同居の親あり	2124	0.1229	0.3284	0	1

表2 賃金率関数 推定結果

	賃金関数	就業選択関数
	係数	係数
女性(ダミー)	-534.563 *** (134.477)	-0.240 (0.196)
年齢	-79.582 *** (28.120)	0.101 *** (0.022)
年齢2乗	1.125 *** (0.299)	-0.001 *** (0.0002)
学歴: 高校・旧中在学/卒業(ダミー)	426.800 ** (204.308)	0.244 ** (0.118)
学歴: 高専・短大在学/卒業(ダミー)	601.398 ** (251.186)	0.367 ** (0.159)
学歴: 大学・大学院卒業(ダミー)	1169.079 *** (228.333)	0.379 ** (0.156)
学歴: 大学・大学院在学(ダミー)	-61.672 (575.266)	-0.654 ** (0.305)
健康状態	-20.805 (55.631)	-0.116 *** (0.037)
65歳以上(ダミー)		-0.463 *** (0.176)
義務教育課程の子どもあり(ダミー)		0.828 ** (0.412)
配偶者(ダミー)		0.715 *** (0.190)
同居の親あり(ダミー)		-0.108 (0.178)
非労働所得		-0.003 *** (0.0003)
配偶者所得		-0.045 ** (0.018)
女性×子供あり		-1.434 *** (0.427)
女性×配偶者あり		-0.849 *** (0.232)
女性×同居の親あり		0.235 (0.208)
定数項	1740.715 *** (662.689)	-0.671 (0.508)
逆ミルズ比	189.531 ** (382.051)	
Censored observation		587
Uncensored observation		917
修正済み決定係数(回帰モデル)		0.106
対数尤度(セレクション・モデル)		-597.680
Wald統計量		106.600

括弧は頑強な標準誤差

***は1%有意水準、**は5%有意水準

5. 推定結果

第3節で示した変数と第4節で推計した賃金率を用いて、地域のボランティア活動の決定要因についてプロビット・モデルによる推計を行った。記述統計量は表3、推定結果は表4のとおりである⁽⁵⁾。すべてのタイプの地域のボランティア活動において、年齢が正に、年齢2乗が負に、配偶者ダミーが正に、義務教育課程の子供ありダミーが正に、ボランティアグループへの所属ダミーが正に有意であった。年齢については逆U字型の傾向を示しており、ある年齢までは地域のボランティア活動に参加する確率を高めるが、ある時点から減少することが示されている。配偶者ダミーが正であることについては、夫婦でボランティア活動に参加している可能性が考えられる。個人単位で生活する場合と比較して社会との関わりが深くなるとともに、生活の時間的な効率性を高め、追加的な余暇を生じさせ、その結果ボランティア活動への参加が促進されると考えられる。夫婦間のボランティア活動について、Rotolo and Wilson (2006) はいずれかの配偶者のボランティア活動参加がもう一方の配偶者のボランティア活動参加を促すとともに、夫婦ともにボランティア活動に参加している場合にはその効果がより大きいことを実証している。

義務教育課程の子供のいる個人のほうがボランティア活動に参加する確率が高いことについては、子供の存在を通して地域との結びつきに影響を与えている可能性がある。小学校や中学校では、環境保全や環境美化に対する地域の学校教育の一環として、校区・地区内の清掃活動やリサイクル品の回収活動に参加する取り組みが行われている。生徒と保護者が一緒になって参加するボランティア活動もPTA活動の一環として行われている事例などもあり、子を持つ親が子供のボランティア活動を支援していることが考えられる。また、低年齢の子供を持つ個人にとって、地域の安全・治安はより身近であり、そのための活動への理解や参加が高いと考えられる。ボランティアグループへの所属が活動参加を高めることについては、ボランティア活動そのものへの意識や関心が高いことから、地域のボランティア活動についても積極的に参加していると考えられる。

ボランティア活動別に係数が有意であった変数を見ると、学歴については、地域の清掃活動と地域のパトロールに対して大学・大学院在学・卒業のダミー変数が負であった。学歴はボランティア活動に対する知識や教育を受ける機会が多く、結果としてボランティア活動に対する機会が高まり、活動に参加する確率が高まると考えられる(Brown and Ferris 2007)。さらに、ボランティア活動の消費財的な性質に加えて、ボランティア活動に従事することで職業上の経験を積むことで人的資本が蓄積され、将来の期待所得を上昇させるという投資財的な性質から高学歴な人ほどボランティア活動に参加する確率が大きくなると考えられる(Menchik and Weisbrod 1987)。本稿の分析対象である地域ボランティア活動では、参加するうえで特殊な知識や技能を必要とするわけではない。高学歴な人は教育から得た知識や機能の活用と社会貢献への意識の高さから、比較的日常的で居住地域に限定されるようなボランティア活動ではなく、別の分野のボランティア活動に参加している可能性があり、これらの地域のボランティア活動への参加確率が低くなったことが考えられる。女性ダミーは、地域の清掃活動では負に、リサイクル品の回収では正に有意であった。ただし、地域の清掃活動については、主婦世帯と女性の交差項ダミーが正にきいていることから、女性でかつ主婦である場合には、地域の清掃活動への参加確率を押し上げることになる。居住環境に関する変数として居住地域と居住形態を用いているが、居住地域については地域の清掃活動に対してのみ、商店・事業所の多い地域と古くからの住宅地のダミー変数が負に有意な結果となっている。新興住宅地では住民の居住歴が浅く、そのため住民の地域に対する意識や住民の交流・つながりを深める目的としてボランティア活動が行われていることがある。商店・事業所の多い地域では人口の転出入が激しく、古くからの住宅地では住民が均質でない割合も高く、旧住民と新住民が混在している場合もある。地域ボランティア活動といった地域全体で行う取り組みへの参加・協力意識が個人あるいは世帯で異なり、活動参加への意識が低いのかもかもしれない。居住形態では集合住宅に居住する個人では地域の清掃活動やリサイクル品の回収に参加する確率が低く、公共財供給におけるただ乗りの問題が起こっている可能性が考えられる。生活に関する満足度については、健康状態に対する満足度が地域の清掃活動と地域のパトロールに対して負

に、居住地域に対する満足度が地域のパトロールに対して負に有意な結果となっている。健康上の問題がある場合、ボランティア活動に対する肉体的負荷がかかり、活動参加が困難であろうし、居住地域に対して満足していない人は、住民としての地域活動への関わりに対する関心も低く、活動参加に消極的になると考えられる。組織への所属については、業界団体が地域の清掃活動に対して正に、市民運動グループが地域の清掃活動と地域のパトロールに対して正に有意であった。データからは業界団体がどのような団体を含めているかは明らかではないが、PTA、ロータリー、婦人会、こども会、自治会、町内会などによる地域ボランティア活動が行われており、これらの団体に所属していることにより、地域のボランティア活動に参加するきっかけが高まると考えられる。また、市民運動グループに所属している人は、社会的環境の変化や問題の改善への取り組みなどに対する関心が高く、地域社会における市民参加にも積極的であり、地域ボランティア活動への参加を高めていると考えられる。

週当たり就労時間、本人所得、賃金率については、いずれに活動についても有意な結果は得られなかった。消費者理論に基づきボランティアを正常財であると仮定すれば、所得の増加はボランティア活動への参加確率や参加時間を高め、就労時間（労働供給）や賃金率の増加はボランティア活動への参加を抑制する。本稿の推計結果を見る限りでは、時間的、経済的豊かさはこれらの地域のボランティア活動には影響を与えておらず、これらのタイプのボランティアについては消費財的な性格を有していることは確認できない。Schiff(2000)はボランティア活動のタイプに応じて賃金率が影響を与える場合とそうでない場合があることを実証分析で示している。また、Freeman(1997)は、機会費用は多くの部分を説明できず、付き合いによる行動がボランティア活動に結びついていることが多いとしている。依頼や勧誘によるきっかけの重要性を指摘しており、ボランティアの特徴である自発性とは対照的な要素がボランティア活動参加のきっかけとなっていることが推測される。

地域環境を表す変数については、単身世帯比率が地域の清掃活動に対して負に有意であった。単身世帯の増加によって地域における個人間・世帯間の結びつきが希薄化し、コミュニティ内のネットワークが弱まるためだと考えられる。また、都市公園数が地域の清掃活動に、刑法犯認知件数が地域のパトロールが正に有意であった。アドプト活動⁶⁾による環境美化への運動や、地域安全の確保への高まりなど、地域ボランティア活動の場が多く活動の必要性が高い地域では、活動参加が高まることが考えられる。

地域ボランティア活動と政府支出に対する意識および政府支出との関係を見ると、意識については地域の清掃活動と地域のパトロールに対して正に、政府支出については地域のパトロールに対して正に、政府支出と意識の交差項では、清掃活動と地域のパトロールに対して負に有意な結果となっている。環境問題や犯罪取締に対する政府支出が少なすぎると思う個人は清掃活動やパトロールといった地域のボランティア活動に参加する確率が高いことがわかる。政府が十分な支出を行っていないと思えば、市民の手で地域における社会問題が課題に取り組み、不足を補おうとしていると考えられる。一方、政府支出が多くても支出が少ないと感じている場合、ボランティア活動への参加確率を減らしていることから、政府支出が少ないと感じていてもこれらの公共サービスの供給は本来の政府が果たすべき責任であると考えている場合には、ボランティア活動への参加が低くなる可能性が考えられる。また、政府支出が多いほど地域のパトロールへの参加確率が高まることについては、地方自治体が住民による地域活動に補助金を出すなど支援を行うことにより、それが呼び水となってボランティア活動への参加を高めている可能性が考えられる。リサイクル品の回収については、政府支出に対する意識、政府支出、両者の交差項のすべてにおいて、統計的に有意な結果は得られなかった。行政による全域的な資源リサイクル制度が導入されていたり、ごみの分別やリサイクルへの取り組みが日常生活で定着していることから、政府支出に対する意識や政府支出の水準の違いによる差が出ないと考えられる。

表3 記述統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
地域の清掃活動	1439	0.5393	0.4986	0	1
リサイクル品の回収	1439	0.3822	0.4861	0	1
地域のパトロール	1439	0.1265	0.3325	0	1
説明変数					
女性(ダミー)	1874	0.5160	0.4999	0	1
年齢	1874	52.1558	16.7189	20	89
年齢2乗	1874	2999.6030	1751.1910	400	7921
配偶者(ダミー)	1874	0.7423	0.4375	0	1
主婦世帯(ダミー)	1874	0.6163	0.4864	0	1
主婦世帯×女性	1874	0.2972	0.4572	0	1
週当たり就労時間	1854	25.3452	23.6863	0	120
本人所得	1644	219.7895	304.2054	0	2300
賃金率	1399	1226.7230	1595.4900	-89.3971	38333.33
義務教育課程の子どもあり(ダミー)	1867	0.2362	0.4249	0	1
学歴:小・中卒業(ダミー)	1860	0.1710	0.3766	0	1
学歴:高・旧中在学/卒業(ダミー)	1860	0.4855	0.4999	0	1
学歴:高専・短大在学/卒業(ダミー)	1860	0.1247	0.3305	0	1
学歴:大学・大学院卒業(ダミー)	1860	0.2188	0.4136	0	1
居住地域:工場の多い地域(ダミー)	1831	0.0109	0.1040	0	1
居住地域:商店・事業所の多い地域(ダミー)	1831	0.1207	0.3259	0	1
居住地域:古くからの住宅地(ダミー)	1831	0.3042	0.4602	0	1
居住地域:振興住宅地(ダミー)	1831	0.4227	0.4941	0	1
居住地域:農山漁村(ダミー)	1831	0.1415	0.3486	0	1
生活満足度:健康状態	1868	2.3817	1.1092	1	5
生活満足度:居住地域	1851	2.2021	1.0257	1	5
居住継続の意思	1867	1.6026	0.7132	1	4
居住形態:持ち家(ダミー)	1872	0.7890	0.4081	0	1
居住形態:集合住宅(ダミー)	1871	0.2213	0.4152	0	1
居住年数	1873	5.4976	1.6798	1	7
組織への所属:業界団体(ダミー)	1838	0.1050	0.3066	0	1
組織への所属:ボランティアグループ(ダミー)	1842	0.0885	0.2841	0	1
組織への所属:市民運動グループ(ダミー)	1840	0.0310	0.1733	0	1
核家族世帯比率	1874	57.8988	6.3786	34	75.6
単身世帯比率	1874	28.2434	7.6420	12	57.1
100人当たり都市公園数	1788	0.0802	0.0469	0	0.2597
ごみのリサイクル率	1173	0.0163	0.0199	0.0001	0.1734
100人当たり刑法犯認知件数	1757	1.6595	0.6237	0.3407	3.8478
政府の支出に対する意識(政府支出が少なすぎる): 環境問題(ダミー)	1832	0.3483	0.4765	0	1
政府の支出に対する意識(政府支出が少なすぎる): 犯罪取締(ダミー)	1836	0.4167	0.4931	0	1
政府支出(清掃活動・リサイクル)	1859	4.8722	1.5747	1.6393	14.4298
政府支出(防犯)	1874	7.3355	2.0705	4.0028	11.5830
政府支出×政府支出に対する意識(環境)	1818	1.7059	2.5234	0	14.4298
政府支出×政府支出に対する意識(防犯)	1836	3.0619	3.8612	0	11.5830

表4 地域ボランティア活動への参加要因の推定結果

説明変数	地域の清掃活動		リサイクル品の回収		地域のパトロール	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性(ダミー)	-0.2937	0.1359 **	0.3563	0.1835 **	-0.1448	0.2002
年齢	0.1320	0.0213 ***	0.0791	0.0280 ***	0.0808	0.0315 **
年齢2乗	-0.0011	0.0002 **	-0.0006	0.0003 **	-0.0006	0.0003 **
配偶者(ダミー)	0.3905	0.1468 ***	0.5801	0.1864 ***	0.5480	0.2002 ***
主婦世帯(ダミー)	-0.2622	0.1451	-0.2379	0.1947	-0.3145	0.1912
主婦世帯×女性	0.2830	0.1786 *	-0.0285	0.2327	0.2998	0.2448
週当たり就労時間	-0.0014	0.0037	-0.0033	0.0052	-0.0023	0.0049
本人所得	-0.0100	0.0204	0.0054	0.0281	-0.0064	0.0271
賃金率	0.00001	0.00003	0.00001	0.0001	0.00004	0.00003
義務教育課程の子どもあり(ダミー)	0.3530	0.1194 ***	0.4765	0.1643 ***	0.6748	0.1718 ***
学歴:高・旧中在学/卒業(ダミー)	-0.1744	0.1245	-0.1815	0.1494	-0.0152	0.1652
学歴:高専・短大在学/卒業(ダミー)	-0.0617	0.1665	0.0056	0.2161	-0.0540	0.2114
学歴:大学・大学院卒業(ダミー)	-0.4258	0.1556 ***	-0.2385	0.1949	-0.3691	0.2140 *
居住地域:工場の多い地域(ダミー)	0.2671	0.3471	-0.7489	0.5829	-0.2987	0.6036
居住地域:商店・事業所の多い地域(ダミー)	-0.2712	0.1346 **	-0.1763	0.1827	0.1306	0.1698
居住地域:古くからの住宅地(ダミー)	-0.2214	0.0946 **	-0.1720	0.1191	0.0674	0.1304
居住地域:農山漁村(ダミー)	-0.0426	0.1361	-0.2699	0.1812	0.0506	0.1808
生活満足度:健康状態	-0.1104	0.0379 ***	-0.0646	0.0488	-0.0852	0.0524 *
生活満足度:居住地域	-0.0293	0.0457	-0.0541	0.0598	-0.1624	0.0649 **
居住継続の意思	0.0908	0.0700	-0.0979	0.0967	-0.0050	0.0964
居住形態:持ち家(ダミー)	-0.1289	0.1515	-0.2400	0.1923	-0.0099	0.2014
居住形態:集合住宅(ダミー)	-0.3594	0.1420 **	-0.2908	0.1759 *	-0.0154	0.1791
居住年数	0.0095	0.0315	0.0275	0.0413	0.0094	0.0405
組織への所属:業界団体(ダミー)	0.2208	0.1371 *	0.0619	0.1847	0.2645	0.1755
組織への所属:ボランティアグループ(ダミー)	0.2903	0.1465 **	0.3602	0.1641 **	0.8301	0.1637 ***
組織への所属:市民運動グループ(ダミー)	0.4782	0.2642 *	0.2434	0.3455	0.4797	0.2771 *
核家族世帯比率	0.0078	0.0086	-0.0137	0.0129	0.0139	0.0109
単身世帯比率	-0.0339	0.0070 ***	-0.0043	0.0113	0.0078	0.0104
100人当たり都市公園数	1.7324	0.8656 **				
ごみのリサイクル率			4.3395	3.2490		
100人当たり刑法犯認知件数					0.1463	0.0864 *
政府の支出に対する意識:環境問題(ダミー)	0.4314	0.2652 *	-0.0250	0.3068		
政府の支出に対する意識:犯罪取締(ダミー)					0.7198	0.4215 *
政府支出(清掃活動・リサイクル)	-0.0025	0.0327	-0.0125	0.0395		
政府支出(防犯)					0.0565	0.0349 *
政府支出×政府支出に対する意識(環境)	-0.0896	0.0507 *	0.0263	0.0560		
政府支出×政府支出に対する意識(防犯)					-0.1177	0.0548 **
定数項	-3.0445	0.8290 ***	-1.8680	1.2543	-5.3633	1.2374 ***
観測値		1239		806		1217
対数尤度		-698.996		-424.040		-334.055
擬似決定係数		0.165		0.185		0.157
Wald χ^2		225.52		88.91		125.29

※ 標準誤差は頑強な標準誤差

***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準

学歴ダミーは小・中学を、居住地域は新興住宅地をベースサンプルとしている。

表4 地域ボランティア活動への参加要因の推定結果

説明変数	地域の清掃活動		リサイクル品の回収		地域のパトロール	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
女性(ダミー)	-0.1106	0.0531 **	0.1128	0.0608 *	-0.0177	0.0265
年齢	0.0499	0.0078 ***	0.0250	0.0085 ***	0.0099	0.0038 **
年齢2乗	-0.0004	0.0001 **	-0.0002	0.0001 **	-0.0001	0.00004 **
配偶者(ダミー)	0.1421	0.0511 ***	0.1648	0.0481 ***	0.0563	0.0188 ***
主婦世帯(ダミー)	-0.0998	0.0573	-0.0766	0.0643	-0.0408	0.0282
主婦世帯×女性	0.1088	0.0699 *	-0.0090	0.0742	0.0410	0.0391
週当たり就労時間	-0.0005	0.0013	-0.0010	0.0016	-0.0003	0.0006
本人所得	-0.0038	0.0076	0.0017	0.0090	-0.0008	0.0034
賃金率	0.000004	0.00001	0.000004	0.00002	0.00001	0.00001
義務教育課程の子どもあり(ダミー)	0.1363	0.0461 ***	0.1608	0.0531 ***	0.1081	0.0329 ***
学歴:高・旧中在学/卒業(ダミー)	-0.0658	0.0457	-0.0573	0.0487	-0.0019	0.0208
学歴:高専・短大在学/卒業(ダミー)	-0.0232	0.0614	0.0018	0.0703	-0.0064	0.0259
学歴:大学・大学院卒業(ダミー)	-0.1534	0.0525 ***	-0.0723	0.0578	-0.0391	0.0203 *
居住地域:工場の多い地域(ダミー)	0.1042	0.1357	-0.1733	0.0825	-0.0292	0.0421
居住地域:商店・事業所の多い地域(ダミー)	-0.0984	0.0472 **	-0.0531	0.0493	0.0173	0.0261
居住地域:古くからの住宅地(ダミー)	-0.0824	0.0345 **	-0.0532	0.0368	0.0084	0.0166
居住地域:農山漁村(ダミー)	-0.0160	0.0502	-0.0790	0.0492	0.0064	0.0243
生活満足度:健康状態	-0.0418	0.0144 ***	-0.0204	0.0154	-0.0105	0.0065 *
生活満足度:居住地域	-0.0111	0.0178	-0.0171	0.0192	-0.0199	0.0085 **
居住継続の意思	0.0344	0.0268	-0.0310	0.0306	-0.0006	0.0129
居住形態:持ち家(ダミー)	-0.0493	0.0592	-0.0792	0.0659	-0.0012	0.0272
居住形態:集合住宅(ダミー)	-0.1307	0.0508 **	-0.0872	0.0499 *	-0.0019	0.0246
居住年数	0.0036	0.0116	0.0087	0.0124	0.0012	0.0055
組織への所属:業界団体(ダミー)	0.0855	0.0564 *	0.0199	0.0638	0.0382	0.0317
組織への所属:ボランティアグループ(ダミー)	0.1130	0.0586 **	0.1243	0.0654 **	0.1656	0.0463 ***
組織への所属:市民運動グループ(ダミー)	0.1881	0.1098 *	0.0827	0.1245	0.0820	0.0622 *
核家族世帯比率	0.0029	0.0032	-0.0043	0.0042	0.0017	0.0015
単身世帯比率	-0.0128	0.0027 ***	-0.0014	0.0036	0.0010	0.0014
100人当たり都市公園数	0.6554	0.3333 **				
ごみのリサイクル率			1.3726	1.0492		
100人当たり刑法犯認知件数					0.0180	0.0127 *
政府の支出に対する意識:環境問題(ダミー)	0.1651	0.1047 *	-0.0079	0.1050		
政府の支出に対する意識:犯罪取締(ダミー)					0.0992	0.0663 *
政府支出(清掃活動・リサイクル)	-0.0009	0.0127	-0.0039	0.0131		
政府支出(防犯)					0.0069	0.0049 *
政府支出×政府支出に対する意識(環境)	-0.0339	0.0197 *	0.0083	0.0194		
政府支出×政府支出に対する意識(防犯)					-0.0144	0.0069 **
観測値		1239		806		1217
対数尤度		-698.996		-424.040		-334.055
擬似決定係数		0.165		0.185		0.157
Waldχ ²		277.06		113.96		124.46

※ ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準
 学歴ダミーは小・中学を、居住地域は新興住宅地をベースサンプルとしている。

6. 結語

本稿では、地域ボランティア活動への参加要因について分析を行った。主な結論は以下のとおりである。

第一に、個人や世帯の属性については、配偶者や義務教育課程の子供の存在が地域ボランティア活動への参加を高めることが明らかとなった。清掃活動やリサイクル品の回収は日常生活のなかで比較的簡単に、かつ世帯単位での取り組みが可能なタイプのボランティア活動である。また地域のパトロールでは子供を持つ親や祖父母世代の参加が高く、家庭内の世帯員間の相関が活動参加につながる可能性がある。

第二に、組織への所属が地域ボランティア活動の参加確率を高めることが明らかになった。社会とのつながりやネットワークをもつことで、ボランティア活動の場や参加の機会が増えることがうかがえる。地域社会の課題や取り組みにおける市民参加意識が高いことも活動参加を高めると考えられる。

第三に、居住属性については、商店・事業所の多い地域や古くからの住宅地ではボランティア活動への参加が低いことが明らかになった。住民が比較的居住歴が浅く、住民同士の関係が希薄化しやすいと考えられる新興住宅地では住民の質も均一的で、昼夜の人口転出入も少なく、むしろ地域ボランティア活動の参加による住民参加が高まるのではないかと考えられる。一方、集合住宅に居住していると地域ボランティア活動への参加が低くなることから、公共財供給におけるフリーライダー問題が起こっている可能性が窺える。特定の個人を対象とするボランティア活動に対して、活動の便益が地域に限定されるような公共財的性質の強いボランティア活動では、活動参加に対する居住地域の属性の影響があると考えられ、地方に居住する個人のほうが都市部に居住する個人より活動への参加が高いことが実証されている（中島・中野・今田 2005）。この意味で、居住環境として地域の人口規模や行政区分（市区町村）による違いから分析することも可能であろう⁽⁷⁾。

第四に、居住環境に対する満足度や居住継続意識は地域ボランティア活動の参加意思決定には影響を与えていないことが明らかになった。これらのタイプの地域ボランティア活動については、地域への愛着や帰属意識といった心理的な要因には規定されないと考えられる。

第五に、所得や就労時間や賃金率は地域ボランティア活動の参加意思決定には影響を与えていないことが明らかになった。特殊技能を必要とするボランティア活動ではなく、居住地域近隣での活動であるため時間的、物理的制約も受けにくい。経済的・時間的ゆとりとは関係なく自分にできる身近な社会貢献として活動に参加している可能性が考えられる。

第六に、政府の公共サービスへの支出と地域のボランティア活動との関係について、政府の公共サービスへの支出に対する意識がボランティア活動の参加に影響を与える一方、環境問題に対する政府支出の規模は活動参加の意思決定に影響を与えないことが明らかになった。政府の公共支出の水準は見えないあるいはわからないが、実感として少ないと感じている場合、地域のボランティア活動に参加することで不足を補おうとすることが考えられる⁽⁸⁾。犯罪取締に対する政府支出の規模については活動参加にプラスの影響を与えていることから、政府支出が呼び水となって地域パトロールなどのボランティア活動への参加を高めていることが窺える。政府が地域安全に対して十分できめ細かいサービスを直接供給することが難しくても、地域住民が代わって自発的にサービスを供給し、それを政府が支援する仕組みが可能であることが考えられる。また、政府支出に対する意識と政府支出の交差項はボランティア活動の参加にマイナスの影響を与えることから、実際の政府支出が多くても、それが十分ではないと考えている場合は、それを補完するためにボランティア活動に参加するのではなく、政府が果たすべき責任と考え、活動参加への確立を低めると考えられる。

環境や防犯といった分野は、地域の快適性や安全性など居住環境に直接的に影響を与えるとともに、ボランティア活動による実質的な便益が地域住民に返ってくる。また、ボランティア活動の参加者が地域住民に限定されるため、活動に参加しているかいないかが周りの住民にも知られやすい。こうした特徴を踏まえ、世帯構成や地域社会とのネットワークの深さがボランティア活動への参加を高めていることから、地域社会における相互扶助の観点からこれらの地域のボランティア活動の参加要因を捉えることができる。ただし、必ずしも積極的な動機や意志に基づく活動参加とは限らず、慣習やお付き合いから参加する惰性的行動であるかもしれない。居住地域への愛着や満足といった意識が活動参加に影響を与えていないこともこのことを示唆するものであるといえよう。また、ボランティア活動の参加に伴う時間的、経済的コストは参加確率には影響を与えないことから、少なくとも分析で用いた種類のボランティア活動については日常生活の範囲で物理的制約も受けにくい種類の活動であるため、比較的簡単に取り組めることから、コストや負担を払って活動に参加するという意識がないのかもしれない。また、ボランティア活動が自発的な公共財供給として考えた場合に、政府の供給する公共サービスの水準規模に反応するだけでなく、地域住民の公共サービスに対する実感や意識によって、参加の意思決定がなされる可能性が示唆された。ただし本稿では、そうした実感や意識が政府支出の水準によってどう変化するかについて直接的な因果関係や、ボランティアへの参加頻度と政府支出との関係は明らかにしていないので、解釈には一定の留意が必要である。

最後に今後の課題について触れておきたい。第一に地域ボランティア活動の範囲である。地域のボランティア活動といっても本稿で扱った活動はそのごく一部であり、福祉、教育、文化振興など、活動分野は多岐にわたる。本稿で取り扱ったボランティア活動の性質について、より公共財的な性質を持つものとしての位置づけを行っているが、便益が地域に限定され、かつ特定の個人を対象にしたボランティア活動に対する意思決定にはどのような要因が働くのかについて分析を行うことも、ボランティア活動の意思決定を明らかにし、多様な活動への幅広い参加を促進していくための方策を検討する上で重要である。第二に、地域のネットワークを表す変数についてである。地域ボランティアの活動主体の一つに自治体や町内会などの地縁団体の存在がある。自治会や町内会では、地域社会における秩序を保ち、地域を共同管理する機能を担っており、住民の生活防衛、近隣の安全確保、地域の便宜、相互扶助、親睦などを目的とした住民活動を行っている⁽⁹⁾。総務省（Website）の調査でも、ボランティア活動への参加を活動形態ごとにみると、町内会などの地縁団体を通じて、あるいは地域の人と行うとする人が全体の4割を超えている。このことから、地縁組織への加入の有無やかかわり合いの程度など、地域社会におけるネットワークの密度が住民の地域ボランティア活動への参加に影響を及ぼすと考えられる。第三に、複数の地域ボランティア活動への参加に対する実証分析である。JGSS-2006の調査結果によると、地域のボランティア活動に複数参加している人もいる。そこで、ボランティア活動間の参加の相関を考慮し、各活動への参加状況を比較する場合に、重複回答を許した相関を持つ二値変数データとして扱える多変量プロビットモデルによる推定を行い、地域のボランティア活動が総括的に行われている状況を検証することが可能だろう。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。東京大学社会科学研究所 SSJ データアーカイブがデータの配布を行っている。

[注]

- (1) まちづくりのための活動では道路や公園などの清掃、まちおこしなど、安全な生活のための活動では防災活動、防犯活動、交通安全活動など、自然や環境を守るための活動では、野鳥の観察と保護、森林や緑を守る活動、リサイクル運動、ゴミを減らす活動などとしている。
- (2) 個人の生活時間を労働と余暇とボランティア活動に配分すると考えると、余暇活動時間も説明変数に用いることが妥当と考えられるが、JGSS-2006 では得られなかったため、変数に含めていない。また、満足度や意思といった意見・判断に関する回答は実際の行動の回答より誤差や偏りが大きくなりがちであるので、変数として用いることには一定の注意が必要である。一方で、数値化された変数群だけでは拾いきれないあるいは観測されない情報として個人の意識も考えられ、意識変数を用いることも、個人の行動の意思決定の要因を分析する上で意味があると考えられる。
- (3) 本稿の分析で必要とする歳出項目のデータは町村単位では得られないため、市（東京都のみ区を含む）のみを分析対象としている。また、地域の防犯パトロールに対応する政府支出として警察費を用いているが、これについては市町村別のデータが得られないため、都道府県別のデータを用いている。
- (4) Sample selection model の推定方法については、完全情報最尤法で同時推定を行うほうが有効性の観点から望ましいと考えられる。しかし、完全情報最尤法では尤度関数が収束しなかったため、2段階推定を行っている。
- (5) ただし、政府支出や地域環境に関するデータの制約から、これらを説明変数に加えることにより、サンプルサイズが相当数減っているため、分析対象に歪みが生じている可能性があることに注意する必要がある。なお限界効果は $\partial P[y_i = 1 | x_{i,\ell}] / \partial x_{i,\ell} = \partial F(x_i \beta) / x_{i,\ell} \cdot \beta_\ell = \varphi(x_i \beta) \cdot \beta_\ell$ （ただし $\varphi(x_i \beta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x_i \beta)^2\right)$ ）となる。

- (6) アドプト活動とは、市民や事業者が公園や道路など身近な公共空間の里親になり、地域の共有財産として、清掃や緑化などを行う活動である。
- (7) JGSS-2006 では、人口規模や行政区分に応じた居住地域のデータを用いることもできるが、政府支出のデータが市区レベルまでしか入手できず、町村に居住するサンプルは分析対象とならないため、本稿の分析では用いていない。また市区レベルに限定した場合でも市区人口を変数に加えた分析も行ったが、いずれの地域のボランティア活動の参加意思決定にも統計的に有意な結果を得られなかったため、最終的には変数候補から除外した。
- (8) ただし、環境問題に対する政府支出には、動物保護や自然保護や国家間の環境問題に対する支出なども含まれることが考えられるため、本稿の推定結果とその解釈には一定の留意が必要である。
- (9) 総務省自治体行政局行政課(2003)によると、自治体や町内会などの地縁団体の活動目的は「住民相互の連絡(回覧板・会報の回付等)」、「集会施設の維持管理」、「区域の環境美化・清掃活動」、「レクリエーション活動」、「防災・防火」等となっており、良好な地域社会の維持及び形成に資する地域的な共同活動が幅広い分野で行われている。

[参考文献]

- Andreoni, James (1990) Impure altruism and donations to public goods: A theory of warm-glow giving, *Economic Journal*, vol.100, no.401, pp.464-477.
- 跡田直澄・福重元嗣, 2000, 「中高年のボランティア活動への参加行動 - アンケート調査に基づく要因分析」『季刊社会保障研究』 vol.36, no.2, pp.246-255.
- Brown, Eleanor and Ferris, James M. (2007) Social capital and philanthropy: An analysis of the impact of social capital on individual giving and volunteering, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol.36, no.1, pp.85-99.
- Cornes, Richard ,and Sandler, Todd (1984) Easy riders, joint production, and public goods, *Economic Journal*, vol.94, no.375, pp.580-598.
- Freeman, Richard B. (1997) Working for nothing: The supply of volunteer labor, *Journal of Labor Economics*, vol.15, no.1, pp.140-166.
- 福重元嗣, 1999, 「家計のフィランソロピー活動の実証分析 - 寄付とボランティアとボランティア貯金」『生活経済学研究』 vol.14, no.2, pp.165-176.
- Heckman, James J. (1979) Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, vol.47, no.1, pp.153-161.
- Matsunaga, Yoshiho (2007) To give, or not to give; to volunteer, or not to volunteer, that is the question: Evidence on Japanese philanthropic behavior revealed by the JGSS-2005 data set, 『日本版 General Social Survey 研究論文集[3]』, pp69-81.
- 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング, 2007, 『非営利サテライト勘定に関する調査研究』内閣府経済社会総合研究所 .
- 内閣府, 2007, 「社会意識に関する世論調査」(<http://www.cao.go.jp/>) 2008/12/1.
- 中島隆信・中野諭・今田俊輔, 2005, 「わが国のボランティア労働供給 - 個票データによるボランティア労働供給関数の推定 - 」『PRI Discussion Paper Series』 No. 05A-02.
- 大阪大学 NPO 研究情報センター (2005) 『日本の寄付とボランティア (改訂版)』大阪大学 NPO 研究情報センター .
- Rotolo, Thomas and Wilson, John (2006) Substitute or compliment? Spousal influence on volunteering, *Journal of Marriage and Family*, vol.68, no.2, pp.305-319.
- Segal, L.M. and Weisbrod, Burton A. (2002) Volunteer labor sorting across industries, *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 21, no. 3, pp.427-447.
- 総務省自治体行政局行政課, 2003, 「地縁による団体の認可事務の状況等に関する調査結果」

総務省統計局「社会生活基本調査(平成17年)」(<http://www8.cao.go.jp/survey/h16/h16-shakai/index.html>)
2008/10/31.

Sudgen, Robert (1984) Reciprocity: The supply of public goods through voluntary contributions, *Economic Journal*, vol.94, no.2, pp.772-787.

山田篤裕, 2000, 「引退過程における賃金低下と所得保障」『季刊社会保障研究』vol.35, no.4, pp.377-394.

山内直人, 1997, 『ノンプロフィット・エコノミー』中央評論社.

湯田道生, 2007, 「高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測」『日本経済研究』vol.57, pp.23-52.