

## 中高年のボランティア活動への参加行動 ——アンケート調査個票に基づく要因分析——

跡 田 直 澄  
福 重 元 翔

### I はじめに

近年のボランティア活動へ関心の高まりとともに、多くの啓蒙書や活動のためのガイド・ブックが発行され<sup>1)</sup>、マスコミによるボランティア団体の活動紹介の機会も増加している<sup>2)</sup>。このような社会的な関心の中で取り上げられるのは、ボランティア活動をしている特定の個人や団体の実際の活動や、特定のボランティア活動を受け入れている施設等の紹介である<sup>3)</sup>。わが国全体ではどのくらいの個人が活動しているのか、どのくらいの団体があるのかといった活動の担い手に関する数量的な分析は、跡田(1993)の他には皆無である。また、どのような個人がボランティア活動に参加する傾向があるのかといった、ボランティア活動の担い手の属性に関する分析<sup>4)</sup>についても、多くの研究が行われているとは言えない<sup>5)</sup>。これは、ボランティア活動に関する多くの調査が、ボランティア活動のみに質問項目を絞った世論調査で、ボランティア活動の担い手のいわゆる“バック・グラウンド”について多くを知ることができないためである<sup>6)</sup>。もちろん、全国レベルでの包括的な調査としては『社会生活基本調査』が利用可能であるが、年齢別や都道府県別の集計されたデータしか利用可能でないため、詳細な分析を行うには限界がある<sup>7)</sup>。

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が1997年に行った、『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』の個票をもとに、ボランティア活動への参加確率や活動時間について、その

決定要因を個人の属性他を用いながら分析を行っていく。この調査は、主として40歳以上の中高年齢者を調査の対象としており、学生やその他の若年層のボランティア活動については知ることはできない。しかし、次節でも検討するように、ボランティア活動の主たる担い手は中高年齢者であり、この調査をもとにボランティア活動への参加確率や活動時間を分析することには充分意味があると言える。また、単純な集計による分析でなく、個票利用によって計量経済学的な分析を行った研究は皆無であり<sup>8)</sup>、その意味でも、ボランティア活動の担い手に関する分析としては、参加確率や活動時間の要因を分析する研究としての意義は大きいと思われる。

論文の構成は以下の通りである。IIでは、他の調査データを利用しながら、ボランティア活動に占める中高年の役割と、本研究で用いる『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』の特徴について検討する。IIIでは、実際の個票をもとに、参加確率についてはプロビット・モデルを、活動時間についてはトービット・モデルを用いて、それぞれの決定要因を探る。IVでは、本研究のまとめと将来の方向について展望を行う。最後に、付録では本研究で用いた『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』について簡単に紹介する。

### II ボランティア活動に占める高年者

本研究で中高年と呼ぶ年齢階層の範囲は40歳以上の人々を指している。この年齢階層を分析対

象とした理由は、利用した調査の調査対象の制約とともに、以下で述べるボランティア活動に占める中高年の重要性のためである。ボランティア活動全体に占める中高年の割合については、例えば社会福祉法人社会福祉協議会が1996年に行った『全国ボランティア活動者実態調査』によって知ることができる。この調査は、ボランティア活動を行っている団体・グループ向けの調査と個人向け調査からなっており、個人数では、団体・グループに属している3193人と団体・グループに属していない848人の主として活動内容に関する集計結果が得られる。この調査によるボランティア活動参加者の年齢別内訳は、図1のようになっている。ボランティア団体やグループに属している人では、10歳ごとの年齢階層では、40歳代、50歳代、さらに60歳代と年齢階層が上昇するほど全体に占める割合が高くなっていく傾向にある。団体やグループに属していない人でも、40歳代から60歳代の年齢階層の占める割合は他の年齢階層よりもかなり高くなっている。このように、ボランティア活動をしている人から見ると中高年の占める割合は高く、この年齢階層がどのような要因でボランティア活動に参加しているのかについての分析が重要である。

一方、ボランティア活動への参加率という観点より中高年を見るには、『社会生活基本調査』の年齢階層別の社会奉仕活動への参加率から知ることができる。図2は1996年の調査における5歳刻みでの参加率を示したものである。男女でその

ピークは異なるが、30歳代後半から40歳代前半の年齢階層で参加率が最も高くなり、それよりも年齢の高い層においても参加率が比較的高くなっていることがわかる。これは高野(1996)が指摘しているように、NHKが行った『ボランティア社会についての調査』とほぼ同様の結果となっている。参加率という観点より見た場合にも中高年の参加率は高く、中高年の参加行動の要因を分析することは、ボランティア活動の奨励や振興といった点からも重要な要素となる。

以上の集計結果の検討は全国レベルの平均値による検討で、地域間の特性や格差については考慮してこなかった。しかしながら、本研究で用いる『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』は、付録でも説明するが、首都圏30km圏内と長野県、大分県の3地域での標本調査である。これらの地域は、大都市圏であるかどうかという点だけでなく、産業構造や人口構成にも違いがある。ボランティア活動を行っている中高年者も質的に異なっているかもしれない。そこで、地域ごとの特性を検討すると同時に、本研究で用いる『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』の特徴を検討するために、『社会生活基本調査』との比較を行う<sup>9)</sup>。図3は、『社会生活基本調査』より全国平均、東京都、長野県及び大分県の年齢別社会奉仕活動参加者の比率をグラフにしたものである。一方、図4は『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』より本研究で用いたサンプルにおける、各地域の年齢階層別の参

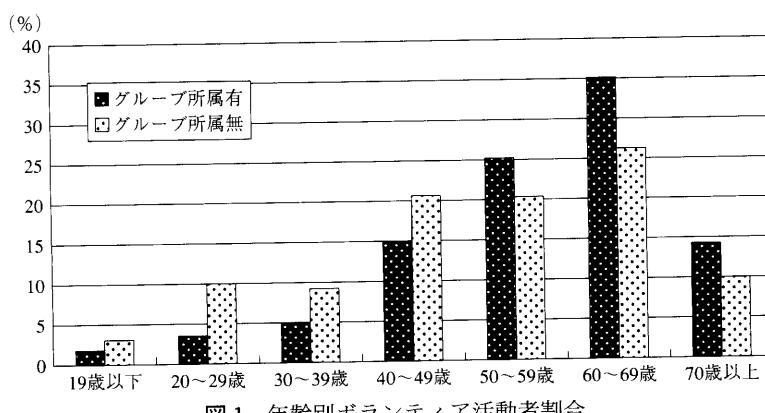


図1 年齢別ボランティア活動者割合

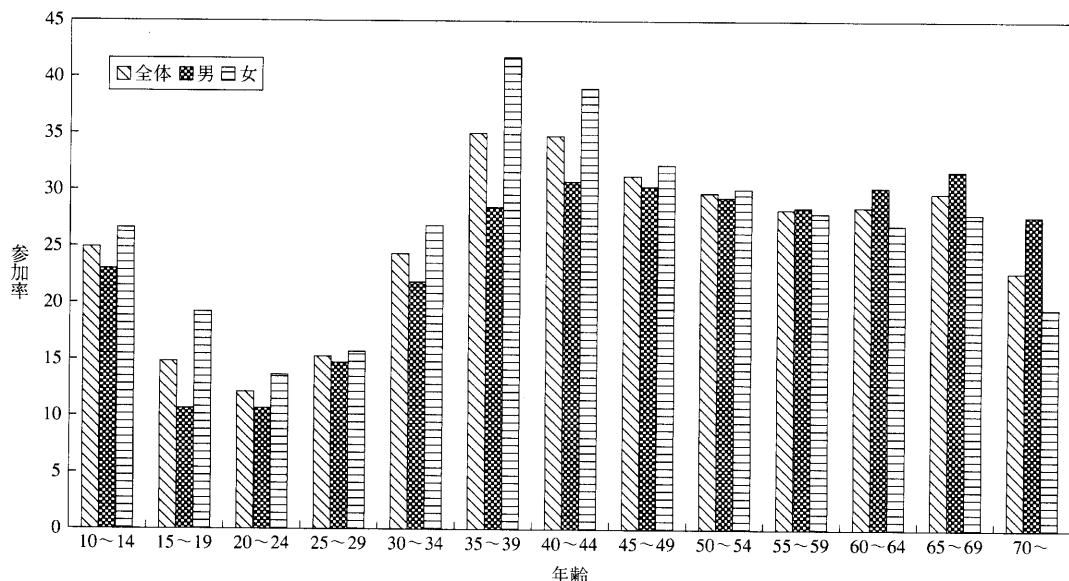


図2 年齢階層別社会奉仕活動参加率(全国)

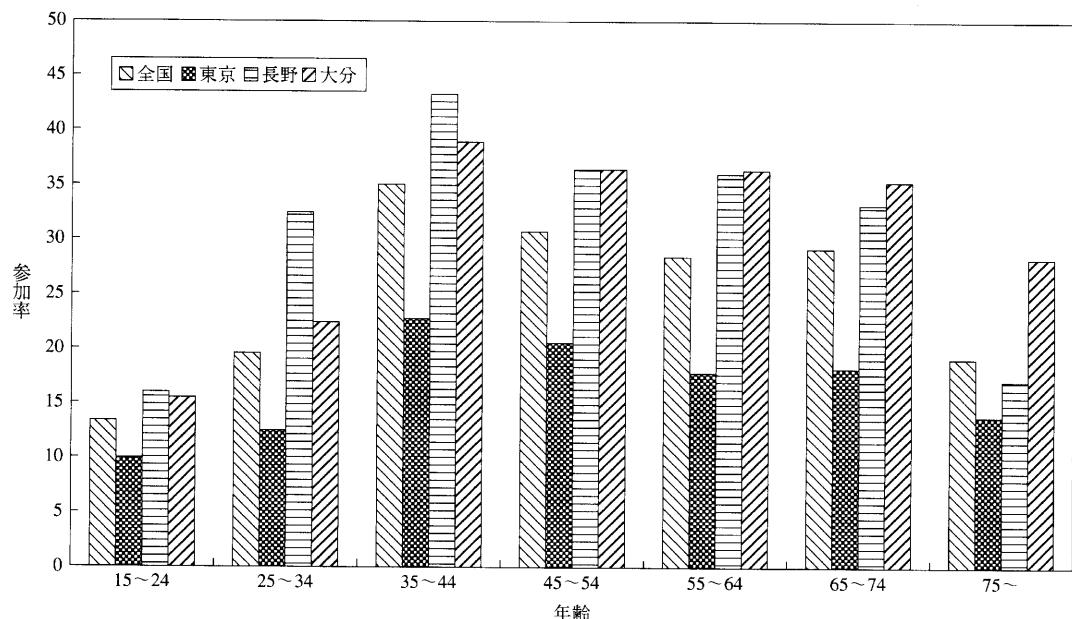


図3 年齢階層別社会奉仕活動参加率(東京・長野・大分の比較)

加率をグラフにしたものである。まず図3より、大都市圏である東京の参加率が低いのが特徴的である。また長野県と大分県を比較した場合には、ほぼ同じような傾向があるが、最高年齢階層である75歳以上の参加率に大きな違いがある。一方、

図4からは、首都圏がどの階層でも参加率が低いのは『社会生活基本調査』と同じであるが、他の県との差はそれほど大きいとは言えない。また、年齢階層ごとの変化は、長野県では50歳代の参加率が他の2地域に比べ高く特徴的である。首都

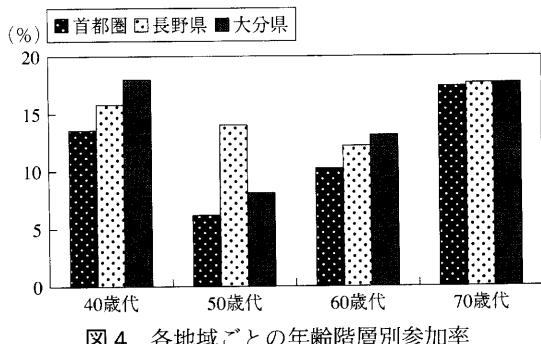


図4 各地域ごとの年齢階層別参加率

圏と大分県の年齢階層ごとの傾向は、図で見る限り比較的似た動きをしている。図3と図4を比較したとき、一番大きな違いは、『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』で調査されるボランティア活動の参加率が、『社会生活基本調査』で調査されるボランティア活動への参加率に比べかなり低いことである。また年齢階層ごとの動きもあまり似ているとは言えない。このことは、調査票のデザインや調査方法の違いによって生じていると予想される。たとえば、『社会生活基本調査』の社会奉仕活動の方が、『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』における社会奉仕活動の範囲よりも広いことが一つの要因である。この特徴は、次節以降の実証分析の結果を解釈する上で留意を必要とする点の一つである。

### III アンケート調査に基づく実証分析

本研究で用いる『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』は、首都圏及び長野県と大分県で調査が行われた。各調査対象地域は、都市化や高齢化に関する状況が異なり、また前節でも見たように、ボランティア活動に対する年齢別の参加率も異なっている。このような場合、各地域の標本に質的な違いがあることを想定したほうが、分析結果にバイアスを生じる可能性が低い。また、各地域での標本抽出率も異なっているので、単純に各地域のデータをプールして分析することによるバイアスの発生も危惧される。以上のような理由から、本研究では各地域ごとに分析を行う。

具体的な分析に入る前に、本研究で分析するモデルについての考え方を説明する必要があろう。本研究では、ボランティア活動への参加確率と活動時間の決定要因について分析を行う。もちろん個々人あるいは家計はボランティア活動の決定に際して、他の多くの活動、たとえば就業か非就業か、レジャー等の活動等と同時決定していると考えることができる。より詳細な分析を行うためには、これらの他の活動との同時決定を分析すべきであるが、データの制約や推計するモデルが非常に複雑なものとなるため、本研究では、参加確率と活動時間のみを取り上げ分析することにした。したがって、本研究で推計しているモデルは、一種の誘導形と考えることができる<sup>10)</sup>。このような解釈より説明変数の候補の選択にあたっては、外生性の高いと考えられる変数を選んでいる<sup>11)</sup>。

#### 1 参加確率の要因分析

はじめに、各個人のボランティア活動への参加を決定する要因を分析する。ここでは、個人票であるA票について、無作為抽出によって選ばれた標本であると見なして、参加確率の決定要因を分析する<sup>12)</sup>。具体的には、社会奉仕活動に時間を使っている人をボランティア参加者として、プロビット・モデル<sup>13)</sup>を使って参加確率の決定要因を分析した。分析に当たっては、説明要因として多くの要因が考えられるため、利用可能な説明変数の候補の中から赤池情報量規準(AIC)が最小となるように説明変数を選択した<sup>14)</sup>。説明変数の候補としては、第1のグループとしては、年齢や性別といった本人の属性、配偶者の有無、子供の数といった家族の属性という基本的なものが考えられる。第2のグループとしては、老親の介護との関連より、日本の慣習としての長子による介護とボランティア活動との関連を見るために、本人あるいは配偶者が長子であるかどうかというダミー変数を候補に加えた<sup>15)</sup>。第3のグループとしては、本人と家族の健康状態に関する変数を考慮している。ここでは、本人の通院、入院、家族の中に看護を必要とするあるいはしているものがいるかどうかについて、ダミー変数を用いて考慮し

ている。家族の看護に関しては、高野(1996)も指摘しているボランティア参加とクライエントとしての経験の相関について、この変数によって分析することができるかもしれない。第4のグループとしては、本人の学歴で、これらの変数は、本人のボランティア活動への理解度や態度と学歴の関係、あるいは高等教育による技能習得とボランティア活動の関連を見るためのものである。最後に、第5のグループとして、本人の賃金率、夫婦の年間所得及び純資産といった経済的な変数を候補とした。これは、本人及び家計の経済的な要因がボランティア参加に与える影響を見るためのものである。たとえば、山内(1997)では、

$$\begin{aligned}
 & (\text{ボランティア参加率}) \\
 & = 371.5 + 2.812^* (\text{高齢者人口比率}) \\
 & \quad (2.76) \quad (4.43) \\
 & - 42.21^* (\text{賃金率}) \\
 & \quad (-2.65) \\
 & + 20.78^* (\text{県民所得}) \\
 & \quad (2.06)
 \end{aligned}$$

adjusted R<sup>2</sup>=0.507, 標本数=47,  
カッコ内はt値。

という結果<sup>16)</sup>を得ており、この結果との比較の上でも説明変数の候補とすることは重要である。

以上の説明変数の候補と変数の作成方法については、表1の通りである。

プロビット・モデルにおいて変数選択の結果、AICが最小となったモデル及びその推定結果は表2の通りである。また、実際の推計には、本人が74歳以下で調査表の記入漏れ等の無い個人票のみを用いたため、首都圏が694、長野県が407、大分県が526となった。これは、回収された個人票の6割から7割に当たる数である<sup>17)</sup>。

推定結果において最も特徴的なのは、長野県について説明変数として選択されたのが本人通院ダミーのみで、その係数は正であるが統計的には有意でないという結果となっていることである。モデルによる50%を基準とした参加不参加の的中率も85.5%と実際の不参加率が85.6%であることを考えると高いとは言えず、長野県におけるボランティア活動への参加確率を決める要因は、表1の候補の中には見つけることができなかったという結果となっている<sup>18)</sup>。的中率で言えば、首都圏の89.33%、大分県の85.93%も高いとは言えず、モデルのフィットは高くないと判断される。しかしながら、係数のt値より判断すれば、t値が統計的に有意な変数があり、これらの変数が表1にあげた説明変数の候補の中では参加確率を決

表1 説明変数の候補一覧

変数名	変数の形式	変数の作成方法他
年齢	数値	本人の年齢
性別	ダミー変数	本人が男の場合に1、女の場合はゼロを取るダミー変数
配偶者の有無	ダミー変数	配偶者がいる場合は1、いない場合にゼロを取るダミー変数
子供の数	数値	本人の子供の数
本人長子	ダミー変数	本人が生存する兄弟姉妹の中で最も年長の場合に1、他の場合にゼロを取るダミー変数
長子	ダミー変数	本人または配偶者が生存するそれぞれの兄弟姉妹の中で最も年長の場合に1、他の場合にゼロを取るダミー変数
本人通院	ダミー変数	本人が過去3ヶ月間に病気あるいはけがで通院した場合に1、他の場合にゼロを取るダミー変数
本人入院	ダミー変数	本人が前年に病気やけがで入院した場合に1、他の場合にゼロを取るダミー変数
本人入院または通院	ダミー変数	本人通院もしくは本人入院に該当する場合に1、他の場合はゼロを取るダミー変数
家族看護	ダミー変数	世帯内に看護を受けている親族がいる場合に1、他の場合はゼロを取るダミー変数
高卒以上	ダミー変数	本人が高校卒業以上の学歴の場合に1、高校卒業未満(中退を含む)の場合にゼロを取るダミー変数
大卒以上	ダミー変数	本人が大学卒業以上の学歴の場合に1、大学卒業未満(中退を含む)の場合にゼロを取るダミー変数
賃金率	数値	(過去1年間の本人の勤労収入(24カテゴリーの各中位値)) ÷ (1日当たりの労働時間×週当たりの労働日数×52週)
年間所得	数値	夫婦の年収総額(21カテゴリーの各中位値)
純資産	数値	夫婦の貯蓄総額(27カテゴリーの各中位値)と実物資産(17カテゴリーの各中位値)の合計より負債(27カテゴリーの各中位値)を引いたもの

表2 プロビット・モデルの推計

	首都圏	長野県	大分県
サンプル数	694	407	526
参加率	0.106	0.144	0.140
対数尤度	-227.203	-166.461	-206.241
AIC	464.4051	336.9219	422.4823
的中率	0.8933	0.8550	0.8593
係数			
定数項	-1.79793 (-7.272)	-1.20535 (-11.047)	-1.75197 (-7.454)
子供の数	0.112949 ( 1.529)		0.127636 ( 1.598)
本人通院		0.306463 ( 1.988)	
家族看護			0.315511 ( 1.477)
高卒以上	0.399591 ( 1.979)		0.419199 ( 2.642)
大卒以上	0.367251 ( 2.355)		
賃金率	-0.0729 (-2.171)		
純資産			0.0000332868 ( 1.662)

注) カッコ内は  $t$  値。

める要因であるという結果となっている。

首都圏のデータからは、子供の数、学歴より高卒と大卒の双方が、そして賃金率が説明変数として選択された。この中で統計的に有意なのは学歴の2変数と賃金率である。山内(1997)の結果と比較すれば、本人の年齢は有意ではなく山内(1997)の指摘するように高齢者の比率は需要側の要因であって供給者(担い手)の要因ではないことがこの結果より確認された。また、所得変数は選択されていないが賃金率は山内(1997)の結果と同じように負で統計的に有意となっており、機会費用の影響があることが分かった。学歴について言えば、高卒から大卒へと学歴が上昇するにしたがって参加確率が上昇するという結果となっているが、これは高野(1996)の指摘する小・中学校卒業の学歴の者ほど参加率が高いという結果とは逆の結果となっている。これは、高野(1996)が若年層を含む全てのボランティア参加者について見ているため、本研究で対象としている中高年では学歴が正にきくのかもしれない。

統計的に有意ではなかったが、子供の数の係数が正となっているのは、例えば子沢山の人は世話好きでボランティアにも積極的であるといった解釈が考えられるが、統計的な有意さを持っているわけではない。

次に大分県のデータからは、説明変数として選択されたのは子供の数、家族看護、高卒ダミーと純資産であった。その中でも統計的に有意なのは高卒ダミーだけであった。高卒ダミーの係数が正で有意であるのは首都圏の結果と同じであるが、この地域では大卒者がボランティアに積極的であるという結果とはなっていない。統計的に有意ではない変数では、子供の数は首都圏と同じく正の係数を持っており、家族看護の係数も正となっている。後者は、高野(1996)の指摘するクライアントとしての経験とボランティア活動の相関に関係しているかもしれない。例えば、家族の中に看護を必要とするものがいたために、ボランティア活動の重要性を認識し、ボランティア活動に積極的となったのかもしれない。純資産についても正となっているのは経済的な余裕がボランティア活動を促進する効果を示していると考えられる。しかしながら、これらの変数の係数は統計的に有意ではない。

以上参加確率の要因についての分析をまとめると、全体として参加確率を上手く説明できるモデルとは言えないが、参加確率の決定要因としては、学歴が正にきいている可能性を示すものとなった。また首都圏のデータによる賃金率が負にきくという結果は、経済学的には整合的な結果である。

## 2 活動時間の要因分析

この調査では、社会奉仕活動について、3ヵ月当たり参加回数と1回当たりの平均活動時間についてたずねている。平均活動時間に参加回数をかけて3ヵ月当たりの活動時間を推計することができるため、活動時間の長さを決定する要因についても分析することが可能となる。このデータを用いて単純に参加時間について回帰分析を行うと、ボランティア活動に参加している人と参加していない人がいるため、係数の推計にいわゆる切断バ

イアスを生じるため、本研究ではトービット・モデル<sup>19)</sup>を使ってバイアスを修正した分析を行った。分析に当たっては、プロビット・モデルのときと同様に、表1に挙げる各変数を説明変数の候補として、赤池情報量規準(AIC)が最小となるモデルを選択した<sup>20)</sup>。選択された説明変数と推定結果は表3の通りである。標本数は前小節のプロビット・モデルの場合と同数である。

首都圏のデータからは、プロビット・モデルと同じ変数が選ばれ、同じ変数が統計的に有意であった。このことは、ボランティア活動に参加するか否かの意思決定に与える要因と、活動時間の長さを決定する要因が同じで、かつ同方向であることを示す結果である<sup>21)</sup>。

次に長野県のデータから選ばれた変数は、本人長子、長子、本人通院及び純資産が選ばれ、本人長子のダミー変数は統計的に有意である。これは参加確率の分析では、その決定要因が上手く見つかっていなかったのに対し、活動時間については

表3 トービット・モデルの推計

	首都圏	長野県	大分県
対数尤度	-540.764	-380.809	-499.768
AIC	1093.5290	773.6187	1011.5355
係数			
定数項	-102.104 (-6.032)	-32.5289 (-5.913)	-71.0086 (-6.050)
子供の数	5.88504 ( 1.454)		4.57192 ( 1.471)
本人長子		6.43899 ( 2.230)	
長子		-5.03759 (-1.640)	
本人通院		8.63669 ( 1.961)	9.48001 ( 1.727)
高卒以上	23.904 ( 2.091)		14.4355 ( 2.280)
大卒以上	21.8202 ( 2.558)		
賃金率	-4.06595 (-2.186)		
純資産		-0.000701838 (-1.387)	0.00114065 ( 1.509)
SIGMA	55.3894 ( 10.427)	28.6423 ( 9.230)	39.7754 ( 10.516)

注) カッコ内はt値。

決定要因が幾つか見つかったことを示すものである。まず、統計的に有意な変数である本人長子であるが、この変数が長子ダミーと同時に説明変数として選ばれている場合の解釈については、若干の注意が必要である。長子ダミーは本人長子ダミーが1を取るときに同時に1を取るため、本人長子であることの効果は、推計された係数6.4399ではなく長子ダミーの係数を引いた1.4014となり、3ヵ月で1時間30分弱の活動時間の増加となる。本人が長子の場合にボランティア活動の時間が長くなる原因については、老親介護の心構えであるとか老親介護の経験からボランティア活動に理解があるなどといった理由が考えられる。他の統計的に有意ではないが選択された変数については、本人通院については参加確率の場合と同じ理由が考えられるが、純資産の係数が負となっていることは解釈が難しい。

大分県のデータからは、説明変数として選択されたのは子供の数、本人通院、高卒ダミーと純資産で、統計的に有意なのは高卒ダミーだけであった。この結果は、本人通院と家族看護の違いを除けば、参加確率の分析の場合とほぼ同じである。このことは、首都圏のデータからの結果と同様に、ボランティア活動に参加するか否かの意思決定に与える要因と、活動時間の長さを決定する要因がほぼ同じで、かつ同方向であることを示す結果である。以上の結果をまとめると、少なくとも首都圏と大分県のデータからは参加確率と活動時間を決定する要因はほぼ同じで、その効果も同方向であることが分かった。

#### IV ま と め

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が行った『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』の個票をもとに、ボランティア活動に関する参加確率と活動時間の決定要因について計量経済学的分析を行った。結果は、特に長野県のデータについては、参加確率、活動時間とともに決定要因を説明できる変数を上手く見つけることができなかった。首都圏と大分県のデータからは、

学歴の重要性が窺える結果となつたが、大分県のデータでは他に統計的に有意な説明変数を見つけることができなかつた。首都圏のデータからは、賃金率の係数が負であることから機会費用がボランティア活動に影響を与えてゐるといふ、経済的に整合的な結果となつた。これらの結果をまとめると、第一に、本人が家族や親族の中で占める地位や本人あるいは親族が看護を必要とするような立場に立つた経験などは、ボランティア活動に影響を与えてゐる可能性はあるが、本研究では統計的に有意な結果を得られなかつた。第二点は、本人の学歴や賃金率といった経済学的な要因がボランティア活動に影響を与えてゐることについては、一部の地域で統計的に有意な結果が得られたことである。

この分野には社会保障や経済学の立場から幾つかの先行研究があるが、これらの研究に対して本研究より明らかとなつたことは、本研究で用いたデータからは個人の行動の決定要因を充分に説明できているとは言えないが、同時に集計されたデータから推論される仮説を説明する幾つかの変数について、少なくとも現状のモデルでは、個人のデータの段階では統計的に有意な結果が得られないことが分かつた。これは、三方向の改善の余地をわれわれに示してくれるだらう。第一の方向は、更に広範囲にデータを収集し、データの蓄積によって個票段階での分析の信頼性を高めることである。特に長野県の分析結果や、平均参加率の『社会生活基本調査』との乖離といった点は、データの信頼性とも関わる問題である。第二の方向は、社会学、社会保障さらに経済学の接近方法を総合的に検討し、ボランティア活動を説明する要因を網羅的にピック・アップすることである。第三の

方向は、第二の方向と関連するが、ボランティア活動を上手く説明できるモデルに現在のモデルを改善することである。

### 付 記

本研究は、跡田(1998)を加筆修正して書かれたものであり、すべての図表の出典は跡田(1998)である。また論文の改訂にあたつては、本誌レフェリーよりいただいた詳細なコメントが役に立つた。記して感謝いたします。

(平成12年6月投稿受理)

### 付録『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』について

この調査は、国立社会保障・人口問題研究所が1997年の7月31日から9月9日にかけて行った調査である。調査対象は、40歳から89歳までの世帯主と同一家屋にすむ40歳から89歳の親族全員を対象としている。調査地域は、首都圏30km圏内、長野県及び大分県で、各地域の住民台帳より40歳から89歳の世帯主を無作為2段階抽出し、調査対象個人は調査員が世帯訪問後面接によりスクリーニングした。調査方法としては、調査員が訪問し調査票を留置する方法を取つた。調査票は、調査員がスクリーニングをかねて記入する世帯構成票と、対象者個人が記入するA票と夫婦単位で記入するB票からなつてゐる。設定サンプル数及び回収率は付表1の通りである。

### 注

- 1) 例えば図書館流通センターの新刊書のデータベースで「ボランティア」をキー・ワードに検索した場合、120冊の書籍が該当書としてピック・アップされる。その出版年は1980年以降

付表1 設定サンプル数及び回収数

	設定サンプル数	回収数		
		世帯構成表	A票(個人票)	B票(夫婦票)
首都圏	900(20世帯×45地点)	555	1080	611
長野県	460(20世帯×23地点)	350	734	415
大分県	460(20世帯×23地点)	350	750	430
合計	1820(20世帯×91地点)	1255	2564	1456

- 1991年までが22冊なのにに対し、92年と93年は各年5冊、94年が11冊、95年が16冊、96年が17冊、更に97年には39冊と大幅に増加している。98年も5月現在で5冊である。
- 2) 直接的な原因は、1995年1月の阪神・淡路大震災であり、それに続く1997年のナホトカ号によって起こされた日本海の重油災害である。これらの災害によって注目されたのはいわゆる災害ボランティアであるが、これを契機にボランティア全体への社会的な関心が高まり、いわゆる福祉ボランティアに関してもにわかに関心が高まっているのが現状のようである。もちろん、これらの災害が起こる以前よりボランティア活動への関心は徐々に高まっていた、このことは後述する世論調査の結果により明らかである。
- 3) 研究者による分析としては、山内(1993)によるボランティア団体を含むフィランソロピー活動に関する税制の研究や、立木(1997)によるボランティア活動のネットワーク化や小島(1998)による非営利団体の組織化や管理に関する研究がある。これらの問題は、ボランティア活動の担い手の行動に影響を与える事は予想されるが、本研究ではこれらの制度的な要因や組織化の影響を表す変数が利用可能でないため分析の対象とはしなかった。
- 4) 震災ボランティアのプロフィールに関しては金谷(1996)があるが、活動内容や活動時間に関する分析が中心で、個人の社会経済的なバックグラウンドとボランティア活動については分析していない。また、野呂(1993)は、個人の各種の社会活動とボランティア活動間の関係について因子分析を行っている。
- 5) もちろん、高野(1996)も指摘するように、ボランティア活動についての分析すべきなのは活動の担い手だけではなくボランティア活動の受け入れ側であるクライエントについても分析することが重要である。
- 6) 内閣総理大臣官房広報室が行った『社会福祉に関する世論調査』(1972)、『ボランティア活動に関する世論調査』(1983)、『生涯学習とボランティア活動に関する世論調査』(1993)、厚生大臣官房政策課調査室が行った『地域相互扶助状況基礎調査報告』(1989)など官庁による世論調査や、NHK世論調査部が行った『ボランティア社会についての調査』(1994)や社会福祉法人全国社会福祉協議会が厚生省の委託で行った『全国ボランティア活動者実態調査』(1986)などが、ボランティア活動に对象を絞った調査である。
- 7) この調査の公表データを用いた分析としては、山内(1997)や福重(1999)がある。福重(1999)では、ボランティア活動と家計の他のフィランソロピー活動を関連付けて分析している。
- 8) 本誌レフェリーより家計経済研究所が行っている『消費生活に関するパネル調査』によるボランティア活動の実証分析に可能性を指摘していただいた。この調査の個票を用いた分析としては樋口・岩田(1999)をはじめ多くの研究があり、詳細な検討がなされている。しかしながら、著者の知りうる限り、この調査の個票を用いたボランティア活動に関する分析は無く、今後の分析に期待したい。
- 9) この二つの調査における各年齢階層の分布については、40歳以上の人⼝に占める比率で、40歳～44歳、45歳～54歳、55歳～64歳、65歳～74歳と75歳以上の各階層で、『中高年の生活状況と社会保障の機能に関する調査』では、11.8%、31.3%、26.8%、20.6%，9.5%であるのに対して、『社会生活基本調査』では、13.4%，31.9%，25.4%，18.4%，10.9%となっており、ほぼ同じ分布であると考えられる。ここでは、更に人数ではなく参加率を比較しているため、調査間の微妙な抽出率の差は、参加率の推計に対するほとんど影響はないと考えられる。この点について本誌レフェリーより指摘を受けた。
- 10) 本誌レフェリーより、推計するモデルの位置付けや解釈について詳細なコメントをいただいた。
- 11) ただし婚姻についてはボランティア活動との同時決定ではなく、少なくとも先決変数であると仮定している。
- 12) 各世帯は無作為抽出であるが、その世帯の構成員である夫婦や個人は、厳密に言えば、地域ごとの世帯の大きさによる影響や、世帯内での個人や夫婦単位での活動が相互に影響する可能性があり、無作為抽出と見なせないかもしれない。しかしながら、これらの世帯内での影響や世帯の大きさの影響をモデル化することは難しく、また可能であったとしてもモデルが非常に複雑になると予想されるため、本研究ではこれらの影響を無視できると仮定した。
- 13) ここではTSP Version 4.3bを用いて最尤推定法で推定している。詳しい推定方法及びプロビット・モデルについては、畠中(1991)又はAmemiya(1985)を参照のこと。
- 14) 本研究で分析に用いているプロビット・モデルとトービット・モデルは非線形モデルで、一般に線形モデルで用いられるようなt値の小さい説明変数を順に落していくAICを最小化するという簡便法を用いることはできない。しかしながら、全ての変数の組み合わせを検討するのは計算量が膨大となり非現実的である。そこで、本研究では線形モデルの場合と同じようにt値の小さいものから順に変数を落していく方法で選ばれたモデルを基本として、最終的に残った変数を一つずつ除外した説明変数の候補群を用いて、再度同一のAIC最小化の選択プロセス

- を繰り返し、更に AIC が小さくなるモデルが無いかを確認する方法を取った。
- 15) ボランティア活動参加の決定要因としては、Menchik and Weisbrod (1987) や Smith (1994) が説明変数として、ボランティアに対する態度や考え方といった変数を採用することを指摘している。また、野呂 (1993) が分析した他の社会的活動への参加も決定要因の代理変数と考えられる。しかしながら、本研究では、データの制約上これらの変数は採用できなかった。
- 16) 山内 (1997) の結果は、1991 年の『社会生活基本調査』によるもので、賃金率と県民所得は対数値を用いている。
- 17) 厳密には、付表 1 の回収された A 票の中から、表 1 にあげた説明変数の候補およびボランティア活動に関する参加の有無及び参加回数と活動時間について、その項目についても記入漏れがない標本のみを用いたためである。これは、次に行うトービット・モデルと標本数を統一するためと、説明変数の候補および被説明変数について記入漏れの有無によって標本数が変化することによって AIC の最小化が不可能となることを避けるためである。
- 18) 選択された本人通院のダミー変数の係数が正であることについては、高野 (1996) の指摘にある、クライアントの経験が担い手になることを促進する効果による。言い換えれば、本人がけがや病気で通院する事によって、ボランティア活動の重要性や必要性に気づき、ボランティア活動に積極的になったことによるのかもしれない。
- 19) ここでは TSP Version 4.3 b を用いて最尤推定法で推定している。詳しい推定方法及びトービット・モデルについては、畠中 (1991) 又は Amemiya (1985) を参照のこと。
- 20) 前節のプロビット・モデルとの関係を厳密に考えれば、Amemiya (1985) のいわゆるタイプ 2 のトービット・モデルを推計すべきであるが、実際の推計時の収束計算においてプロビット・モデルとトービット・モデルの誤差項の相関が非常に 1 に近くなり、TSP によって推計不可能となるためここではトービット・モデルを用いて分析している。
- 21) 計量経済学的には、プロビット・モデルとトービット・モデルで選択された変数が同じで、符号も同じであるということは、本研究で採用している単純なトービット・モデル、Amemiya (1985) によるタイプ 1 のトービット・モデルの適切さを示す傍証の一つと考えられる。タイプ 2 のトービット・モデルを推計していない理由は注 20) を参照のこと。

## 参考文献

- 跡田直澄 (1993) 「非営利セクターの活動と制度」、本間正明編著『フィランソロピーの社会経済学』、東洋経済新報社。
- (1998) 「中高年のボランティア活動への参加行動——アンケート調査子表に基づく要因分析」、跡田直澄編『社会保障政策の雇用拡大、貯蓄行動、消費行動などを通じた経済への影響に関する研究』、平成 9 年度厚生科学研究費補助金研究報告書。
- 金谷信子 (1996) 「イニシアティブはボランティアの手に——被災地のボランティア」、本間正明・出口正之編著『ボランティア革命——大震災での経験を市民活動へ』、東洋経済新報社。
- 小島廣光 (1998) 『非営利組織の経営——日本のボランティア』、北海道大学図書刊行会。
- 高野和良 (1996) 「ボランティア活動の構造——担い手とクライアントの実証分析——」、社会保障研究所編『社会福祉における市民参加』、東京大学出版会。
- 立木茂雄 (1997) 「ボランティアと社会的ネットワーク」、立木茂雄編著『ボランティアと市民社会——公共性は市民が紡ぎ出す——』、晃洋書房。
- 野呂芳明 (1993) 「福祉マンパワーとボランティア——ボランタリーな活動に関する実証的考察——」、直井 優・盛山和夫・間々田孝夫編『日本社会の新潮流』、東京大学出版会。
- 畠中道雄 (1991) 『計量経済学の方法』、創文社。
- 樋口美雄・岩田正美 (1999) 『パネルデータからみた現代女性』、東洋経済新報社。
- 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』第 14 卷、165-176。
- 山内直人 (1993) 「フィランソロピーと税制」、本間正明編著『フィランソロピーの社会経済学』、東洋経済新報社。
- (1997) 『ノンプロフィット・エコノミー——NPO とフィランソロピーの経済学』、日本評論社。
- Amemiya, Takeshi (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Menchik, Paul L. and Weisbrod, Burton A. (1987) "Volunteer Labor Supply," *Journal of Public Economics* 32, 159-183.
- Smith, David Horton (1994) "Determinants of Voluntary Association Participation and Volunteering: A Literature Review," *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 23, 243-263.  
 (あとだ・なおすみ 大阪大学大学院教授)  
 (ふくしげ・もとつぐ 神戸大学大学院助教授)