OUKA
Osaka University Knowledge Archive

Title	家計による非営利活動の計量分析
Author(s)	福重, 元嗣
Citation	大阪大学, 2003, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/1288
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

Osaka University

博士論文

家計による非営利活動の計量分析

平成 15 年度

福　重　元　嗣

目次

序章　家計による非営利活動の計量分析方法について　1

第1章　家計のフィランソロピー活動の計量分析

1. はじめに　7
2. フィランソロピー活動に関するデータ　8
3. 分析方法　9
4. 実証結果　11
5. まとめ　14

注　15

図表　17

第2章　中高年のボランティア活動の計量分析

1. はじめに　20
2. ボランティア活動に占める高年者　21
3. アンケートに基づく実証分析　22
4. まとめ　27

注　28

図表　30

第3章　生活協同組合加入率の計量分析

1. はじめに　39
2. モデルとデータ　41
3. 実証分析　43
4. まとめ　45

注　46

図表　48

第4章　地域通貨の発生の関する計量分析

1. はじめに　59
2. モデルとデータ　61
3. 実証分析　65
4. まとめ　67

注　68

図表　72

第5章　ＮＰＯ法人数の予測と決定要因に関する計量分析

1. はじめに 79
2. 認証数の予測 80
3. 認証数の決定要因 81
4. まとめ 85

注 86

図表 88

参考文献 97

序章　家計による非営利活動の計量分析方法について

研究の現状

1985年の生活経済学会の発足、1992年の文化経済学会＜日本＞、さらに1998年には日本NPO学会と日本ボランティア学会の発足と、家計の非営利活動に関連した研究分野の学会がここ20年の間に次々と設立されてきた。特に日本NPO学会や日本ボランティア学会の会員には研究者だけでなく実際にそれぞれの活動に携わっている個人も参加しているが、研究者に限ってみても、その接近方法は経済学だけでなく社会学やその他の分野と、多岐にわたっているのが現状である。例えば2000年に発行された日本NPO学会の会員名簿（日本NPO学会(2000)）によれば、2000年2月末の会員681人の内、関心のテーマにフィランソロピーを挙げている者が250人、ボランティアを挙げている者が273人、市民参加を挙げている者が347人となっているが、研究のアプローチを経済学とするものは263人で、経営学(256人)や社会学(387人)によるアプローチを取る者もかなり多い。また全体に占める大学教員の割合は25%となっており、ある程度の研究者がいることを予想させるが、会員に過半数には達していない。もちろん、経済学の学会である生活経済学会は、ホームページによると会員1000名を超える学会であり、文化経済学会＜日本＞も640名余となっている[1]。しかしながら、これらの学会会員の関心は、家計の非営利活動以外の分野が大半を占めることが予想される。

このような学会の現状から判断すると、家計の非営利活動に関心を持つ研究者は、非常に多いわけではないがある程度の数の研究者がいると考えてもよさそうであるが、これらの研究者の中で、計量分析に関心のある研究者は、経済学や一部の社会学によるアプローチを取る研究者に限られてくるであろう。発表された論文をサーヴェイすると、家計の非営利活動に関連する計量分析を行った論文は、ボランティア活動や寄付活動に関して高野(1996)、野呂(1993)、山内(1997)があり、生活協同組合に関連したものとして近本(1996)やシュタインホフ(1991)が見つかる程度である。この数は、研究者が少ないことは予想されるが、それ以上に少なく、ほとんど計量的な分析は行われていないと判断しても良いのではないだろうか[2]。

問題の所在と対応

一般的に、計量的な分析が進まない理由としては、以下の3つのような原因が考えられ

るであろう。第1は、研究者の多くが計量的な分析に関して訓練を受けておらず分析そのものを行うことが困難であったり、研究者の関心が計量的な分析にはなく、他の、例えば政策的な問題に向かっている、と言った研究者サイドの要因によるものである。原因の第2は、具体的に計量分析をするに当たって分析の対象となる統計が整備されておらず、分析を行うためには大きなコストがかかる調査を研究者本人が行わなければならない、といったデータに関する問題である。第3の原因は、特に経済学の立場から計量分析を行うためには、主体（家計）の行動規範に関する理論的な仮定に基づいた検証すべき仮説や理論的な予測が充分検討されておらず、計量分析を行うに至らない、という理論面での問題である。

個々の原因を詳細に検討すると、第1の問題に関しては、どれくらいの研究者が計量分析の訓練を受けているのかと言った点を知ることは難しいが、多くの社会科学系の研究者であればある程度の統計的な訓練を受けているのではないだろうか。研究者の関心については、例えばNPO学会の会員を見ても分かるように、研究者の中にも実際に非営利活動を行っている者が多いことが予想され、その関心は活動の普及や組織経営、あるいは政府の政策に関連する問題に偏る傾向があるのかもしれない。また、李(2002)の研究にもあるように、例えばNPO活動が盛んであるか否かに関しては、その地域の社会経済的な要因を統計的に分析するのではなく、具体的なキー・パーソンがどのような役割を担ったのかといったケース・スタディが重要なのかもしれない[3]。このような理由から、計量分析がほとんど行われていないことは充分考えられる。しかしながら、このことは計量分析が必要でないことを意味するものでない。特にケース・スタディにおいては失敗事例が研究されることは多くなく、非営利の活動が成功するかどうかについてはその地域の社会経済的な要因が大きく影響を与えている可能性も考えられる。たとえば、キー・パーソンがいてもその地域において潜在的な活動への参加者が充分いなかったため活動が失敗ないしは停滞している場合には、社会経済的な要因の与える影響を統計的に分析する必要があるのではないだろうか。実際に非営利活動を始める場合においても、キー・パーソンさえいればNPO活動は何とかなると考えるのは、例えばNPO法人の認証のようにノウ・ハウが普及している段階では、そのように判断しても良いかもしれないが、ある程度の活動が成熟した段階では、統計的に潜在的参加者を予測することの重要性が増してくると思われる。

第2の問題に関しては、因子分析等の多変量解析の手法を用いて分析を行うには野呂(1993)のように、実際に研究者が社会調査（アンケート調査など）を行うことが必要とな

ってくる。このようなタイプの研究を行うには、郵送調査ならば郵送等にかかる金銭的な費用、訪問調査ならば調査員に関するマン・パワーといった、多大な費用がかかる。この問題を解決するためには、各研究者が科学研究費補助金等の研究費を調達する必要があり、多くの研究者がこの方法を取れるとは限らない。しかしながら、近年では、インターネットによる調査などの、技術的な問題は残るものの、比較的簡単にかつ低コストで調査が出来るようになって来ている。今後、このような方法で分析が進むのではないだろうか。また、都道府県単位といったある程度集計されたデータを用いるのであれば、国が行っている『社会生活基本調査』や『国勢調査』、NHK 放送文化研究所による『全国県民意識調査』など利用可能であろう。統計数理研究所の『日本人の国民性調査』や電通総研の『世界価値観調査』なども、非営利活動に関連した家計の考え方などを知る上では情報を提供してくれる統計調査であろう。この他にも、多くの組織や団体によって各種のアンケート調査が行われており公表されている[4]。アンケートの個票を用いた分析ほどの精緻なものは出来ないかもしれないが、これらの一般に入手可能な統計を用いた計量分析も行われるべきであり、集計されたデータによってどこまで分析が可能であり、どのような限界があるのかについて明らかにされる必要があろう[5]。

第 3 の問題に関しては、経済学の枠組みの中で家計の非営利活動を分析するに当たって経済主体の効用関数に導入される仮定に戻って考えるべきであろう。家計が自発的に非営利活動を行うためには、効用関数に直接又は間接的に他人の効用水準や所得水準が入ってくるという仮定を導入する必要がある[6]。また、非営利活動によって公共財が生産されるという仮定を導入することによって、自発的に寄付等の活動を行うという設定も可能である[7]。計量分析においては、このような仮定に基づいて導出された家計の非営利活動に対する供給関数や需要関数を推計することになるが、実際には効用関数に導入された他人の効用水準や消費水準の代理変数を用いなければ観測されたデータをもとに計量分析を行うことは不可能である。しかしながら、現実には、理論分析において用いられた変数を代理する変数を見つけることは難しく、理論分析に厳密に対応した計量分析が出来ないのが現状である[8]。この問題に関しては、計量分析を行う研究者が、理論分析に対応したモデルを開発することが今後の大きな課題であるが、家計による非営利活動と様々な社会経済変数の関係について簡単な統計モデルを用いて分析することも、今後のモデルを開発の一つの資料として、モデルが開発されるまでの家計行動の予測や分析のための現実的な手段として、ある程度意味のあるものと考えられる。もちろん、厳密な理論分析との対応なしに統計的関

係を推計ため、ある程度のアド・ホックな仮定が分析に導入されることもやむをえないであろう。

計量分析の方法

通常の計量分析において最も多く用いられるのは線形回帰分析である。この分析手法は、変数間に線形の関係を仮定した単純なモデルであり推計が比較的簡単であるという利点を持っていると同時に、被説明変数が説明変数によって説明される、言いかえれば説明変数と被説明変数が原因と結果と言う因果関係を暗に仮定したモデルとなっている。すなわち分析者は、説明変数の変化が被説明変数に対して変化をもたらすと言う仮定をインプリシットにおいた分析を行っている手法でもある。

実際にこの分析手法を使って分析を行うと、しばしばデータの性質上さまざまな問題が生じてくる。例えば、複数の行動方程式を同時に推計する場合には、１本ずつ推計すべきなのかそれとも同時に推計すべきなのかと言った問題[9]や、被説明変数の取り得る値に関して制約が掛かっている場合に、単純に線形のモデルを用いて良いのかと言った問題が生じる。特に後者の問題に関しては、被説明変数がゼロとイチの間の値しか取らない場合[10]、１，２，３などの比較的小さな整数値しか取らない場合[11]、ゼロないし正の値しかとらない場合[12]などがあり、それぞれの場合に対応したモデルを用いた分析を行う必要がある。

分析に用いるモデルと同時に問題となるのは、説明変数にどのような社会経済変数を用いるのかと言った問題である。家計の行動を分析するのであるから、家計の社会経済的な属性、例えば世帯人員などの家族属性や所得や資産と言った経済的な要因が行動に影響を与えていることが充分考えられる。同時に、経済学的な見地からはこれらの要因に加え需要や供給と言った行動を分析する場合には、価格ないしは機会費用に当たる変数も考慮すべきであろう。さらに、非営利活動という活動の性質からいって家計の政治に関する趣向と言ったものも考慮すべきかもしれない。

モデルと説明変数の候補が決まれば、次に実際の推計に入るわけであるが、通常全ての説明変数の候補を用いて分析を行った場合、統計的に見て有意でない係数が推計される説明変数が複数生じる。統計学的には、被説明変数に影響を与えていないモデルにとって不要な変数を含めた推計は、推計された係数の分散（あるいは標準誤差）が、不要な変数を含まない推計に比べ大きくなり、効率的でなくなるという問題が生じる。この問題は、特に非線形のモデルを推計する場合には、推計された係数のｔ値に基づくワルド型の検定が

うまくワークしないといった問題との関係から注意が必要である。全ての説明変数の候補を用いた推計結果から、どの社会経済変数が被説明変数に影響を与えているのかについて誤った判断を下すことになる[13]。この問題について、一つの対処方法は、モデル選択の基準を導入して説明変数の候補の中から基準に照らして最も望ましい説明変数を選択し、選択されたモデルに基づいて変数が選択されたか否か、推計された係数が統計的に有意であるかどうかを検討するという方法が考えられる。

上記のような、手順に基づく計量分析は、一般に厳密な理論との対応関係がなくある程度アド・ホックな分析が避けられない場合において、説明変数から被説明変数への因果関係を明示的に取り扱う分析手法としては、家計の非営利活動に限らず有効なものであると考えられる。

注

[1] 生活経済学会のホーム・ページは、http://wwwsoc.nii.ac.jp/jshe2/、文化経済学会<日本>は、http://www.jace.gr.jp/、日本NPO学会は、http://osipp.osaka-u.ac.jp/janpora/、日本ボランティア学会は、http://popo.or.jp/vgakkai/、となっている。(2003年5月10日現在)

[2] 海外においては、寄付についてはVickley(1962)以来、近年のSchokkaert and Ootegem(2000)まで、いくつかの研究が行われている。ボランティアについても、Smith(1994)などの研究があるが、わが国の現状に比べて非常に多いというわけではない。

[3] キー・パーソンの重要性については、NPO活動や町おこしのような活動に関しても町田(2000)や関(2002)にも指摘がある。

[4] 寄付に関して日本赤十字社による赤い羽根募金の金額などのある。

[5] 個票の利用ということに関して言えば、大学等の研究者であれば、指定統計である『社会生活基本調査』などの個票を、学術的研究を目的として利用するということも可能であると考えられる。しかしながら、実際に個票を利用するためには、利用の必要性や研究者の守秘義務の問題など多くの制約が掛かっており、申請作業も煩雑なものとなっている。

[6] Scott(1972)やBecker(1974)によって始められた仮定である。最近では、Harbaugh(1998)のように、寄付によって名声が得られ効用が高まると言った仮定も用いられるようになっている。

[7] Andreoni(1989)などが、このような仮定を導入して分析を行っている。

[8] 海外において、いくつかの試みが行われている。例えば、Schwartz(1970)は、サンプ

ルの平均所得を自分自身の所得と考え、国レベルの所得を自分以外の人々の所得と考えることによって、寄付行動が自分の所得と他の人々の所得にどのように反応するか計量的に分析している。

[9] 最も単純なアプローチとしては、SUR（Seemingly Unrelated Regression）と呼ばれる手法が用いられる。詳しくは、畠中(1991)などを参照のこと。福重(1999)では、この手法を用いて分析を行っている。

[10] 一般には、ロジット・モデルやプロビット・モデルによる推計が行われる。詳しくは、Amemiya(1985)などを参照のこと。福重（1999）及び福重・檜(2001)では、この手法を用いて分析を行っている。

[11] 一般には、ポワッソン回帰モデルによる推計が行われる。詳しくは、Amemiya(1985)などを参照のこと。福重(2002a)で用いている手法が、この手法である。

[12] 一般には、トービット・モデルによる推計が行われる。詳しくは、Amemiya(1985)などを参照のこと。跡田・福重(2000)では、この手法を用いて分析を行っている。

[13] Nawata and McAleer(1996)が、この問題についてトービット・モデルを使って例示している。この問題を最初に指摘したのは、Lafontain and White(1987)である。

第1章　家計のフィランソロピー活動の計量分析*

1．はじめに

1995 年の阪神・淡路大震災、1997 年のナホトカ号の重油流出事故をきっかけとして、ボランティア活動や寄付行動などといった家計のフィランソロピー活動に関心が高まっている。もちろん、いわゆる災害ボランティアの活動によって注目される以前より、フィランソロピー活動については、わが国においても本間(1993)などの研究があり、徐々に関心が高まっていたことは事実である。しかしながら、震災や重油流出事故以前にフィランソロピー活動として注目されていたのは、主として企業のフィランソロピー活動であって、具体的には企業による文化振興活動などが、その対象の中心であった。従って、わが国において家計のフィランソロピー活動に社会的な関心が高まったのは、ここ数年のことと言って過言ではない。もちろん、社会保障や社会福祉の研究者の立場からは、わが国の人口の高齢化と関連して、家計のボランティア活動が高齢者介護のマンパワーとして注目されてきた。たとえば、野呂(1993)は老後の長期化や労働時間の短縮といった供給側の要因よりも、家庭の機能低下や地域的な連帯の喪失といった需要側の要因に注目してボランティア活動を分析している。[1]

このような状況にあって、わが国において家計のフィランソロピー活動を経済学の立場より分析したものとしては、山内(1997)があげられる。[2]山内(1997)では、寄付行動やボランティア活動について、経済理論的な分析からわが国のデータを使った実証分析まで、幅広く分析している。しかしながら、山内(1997)では寄付行動をする家計とボランティア活動をする家計の関連については、海外の研究成果を紹介するにとどまっており、わが国家計の寄付行動とボランティア活動の代替性や補完性についての実証分析は行われていない。そこで、本研究では都道府県別データを対象にするといった同一の枠組みで、寄付行動とボランティア活動を扱い、寄付行動をする家計とボランティア活動を行う家計の関連について分析することを目指す。更に、わが国においては主として郵便貯金を通じて供給されてきたボランティア貯金というタイプのフィランソロピー活動についても分析を行う。[3]このボランティア貯金あるいは預金といったフィランソロピー活動を取り上げる理由は、預貯金に付く金利の一部を寄付金とするといった、家計が直接金銭を支出することなく寄付行動を行うため、いわゆる寄付行動とはその決定要因が異なっているかもしれないためである。具体的には、1994

年の『全国消費実態調査』より都道府県別の家計の寄付金支出額、1996年の『社会生活基本調査』よりボランティア活動として都道府県別の社会奉仕活動への参加率、1995年度末の都道府県別にみた国際ボランティア貯金の口座数を手がかりに、寄付行動、ボランティア活動及びボランティア貯金需要の決定要因について分析する。

次節では、過去の研究を検討しながら三つのフィランソロピー活動に関して利用可能なデータについて検討する。3節では、具体的な分析方法及び利用可能なデータの加工や説明変数の候補や選択について検討する。4節では、推計された各関数をもとに、どのような家計が寄付行動やボランティア活動、ボランティア貯金を行っているのかを分析する。最後に5節ではまとめとして、分析結果を再検討し、今後の課題について指摘する。

2．フィランソロピー活動に関するデータ

本研究は、家計の三つのフィランソロピー活動に関する包括的な調査データの個票が利用可能でないという現状を踏まえ、都道府県別の集計値を用いて分析することとする。集計データとして都道府県別のデータを用いる理由は、たとえば年齢階級別のデータについては家計の世帯主を持って階級を決めることが適切かといった問題や、データ数が少ない、階級の区切りが対象とする活動ごとに異なるなどの分析上の問題を避けるためである。以下では、都道府県別の集計データに限って、データの利用可能性について検討する。続いて、データをもとに分析方法あるいは適応するモデルについて検討を行う。

まず家計の寄付行動について利用可能なデータとしては、寄付金を集める側のデータとして、中央共同募金会の『共同募金運動統計(募金編)』より、共同募金の実績が得られるが、都道府県別の集計結果は公表されていない。一方、寄付を拠出する側のデータとしては、『家計調査』において家計の支出項目の中に寄付金という項目があり、各年度ごとの家計の寄付金支出額が利用可能である。[4]しかしながら、この調査は標本数も少なく、その調査対象となる家計も各都道府県庁の所在地に限られる。そこで、本研究では、『家計調査』と同様に世帯の支出項目より寄付金に対する支出額が利用できる『全国消費実態調査』を利用する。この調査は、調査が行われるのは5年に一度であるが、調査対象が全国5万世帯以上で、『家計調査』に比べ標本数の点からは信頼性が高い。更に調査対象も『家計調査』の対象とする200弱の市町村だけでなく全国

の市町村を対象にしており、都道府県別のデータとしても信頼できるものである。具体的には、本研究では1994年に行われたこの調査より、全世帯の寄付金への支出額について都道府県別に集計したものを寄付行動の分析に用いる。

次に、ボランティア活動については、比較的多くの単発の調査データがある。たとえば、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)などである。これらの調査は、ボランティア活動に対象を絞った調査で、ボランティア団体やボランティア活動を行っている個人に関して有益な情報を提供してくれる。しかしながら、本研究が分析の対象としたい都道府県別のボランティア活動という点から見ると、都道府県ごとの集計結果が利用可能でなかったり、調査対象がボランティア活動を行った人だけが対象であったり、標本数が少なかったりといった理由から本研究の目指す分析には不適当である。本研究では、先行研究[5]である山内(1997)に倣って、『社会生活基本調査』より社会奉仕活動の年間行動者率の都道府県別データを分析対象とする。これは1年間に社会奉仕活動に一度でも参加した人の比率を調査したものであり、参加時間や日数についてのデータが得られないのが難点であるが、ボランティア活動の指標としてある程度の情報を持っていると考えられる。また対象世帯数も約8万世帯とかなり多く、データとしての信頼性も高いと判断できる。本研究では、1996年の調査結果を利用した。

ボランティア貯金については、全国規模でボランティア貯金ないし預金という活動を行っている団体は、著者の知る限りアジア医師連絡協議会（ＡＭＤＡ）のみで、この団体が行っているボランティア定期預金については、都道府県別のデータが利用可能でない。預貯金を供給する主体としては、郵便局の国際ボランティア貯金が唯一で規模的にもかなり大きい。本研究では、1996年3月末時点での都道府県別の預入件数について利用できたので、これを分析対象とした。[6]

３．分析方法

本研究では都道府県別のデータを用いて回帰分析を行い、寄付金関数、ボランティ

ア関数及びボランティア貯金関数を推計する。推計に際して統計的に有意となる説明変数を探すことによって、家計のフィランソロピー活動の決定要因を分析する。被説明変数としては、前節で取り上げた変数を用いる。具体的には、寄付金については金額を対数変換したものを被説明変数とした。また、ボランティア活動については、社会奉仕活動者比率をボランティア活動率、ボランティア貯金については、ボランティア貯金の口座数を 1995 年時点での都道府県別の人口で割ってボランティア貯金普及率とした。この二つの変数は、その値が０と１の間しか取らないため単純な線形回帰を行うと、係数の推計にバイアスが生じるため、ロジット変換：

$$y=\log(p)-\log(1-p):\quad \text{ここで } p \text{ が比率}$$

を行い被説明変数とした。

説明変数としては、家計の経済的な豊かさの指標として一人当りの県民所得と一人当りの金融資産残高を説明変数に採用する。また、フィランソロピー活動として寄付とボランティアの選択に機会費用として影響を与えると考えられる賃金率を採用する。各都道府県ごとの高齢者と若年者の比率も説明変数に加える。山内(1997)は需要側の要因と分析しているが、ボランティア活動に参加する高齢者は多く、退職後の活動としてボランティア活動を高齢者が積極的に行うことも考えられるため、高齢者の比率は説明変数の候補として重要である。また若年者の比率も、小中学校におけるボランティア活動や募金活動という面より、説明変数に加えるべき変数であろう。その他の変数としては、各都道府県ごとの景気の良し悪しを反映する指標として有効求職求人倍率を、東京都と沖縄県の特殊性を考慮してそれぞれの都県についてダミー変数を加えた。[7]

何年のデータを用いるかといったデータ選択にあたっては、被説明変数が 94 年から 96 年にかけてのデータとなっているため、説明変数としては出来得る限りその中間年である 95 年のデータを使用した。具体的には、県民所得は『県民経済計算』より 1994 年の一人当りの県民所得を、金融資産残高については、日本銀行の『都道府県別経済統計』より 1994 年の一人当りの預貯金現在高を用い、それぞれの変数を対数変換したものを説明変数とした。有効求人求職倍率は、1995 年の月間有効求人数を月間有効求職者数で割って求めている。賃金率は、『毎月勤労統計要覧』から、調査産業計の

都道府県別データについて 1995 年の現金給与総額を総実労働時間で割って時間あたりの賃金率を求めた。賃金率についても対数変換したものを説明変数とした。若年者比率と高齢者比率は、それぞれ1995年の『国勢調査』のデータから、都道府県ごとに15歳未満の人口と65歳以上の各都道府県の人口に占める割合とした。[8]最後に、特にボランティア貯金の説明変数として重要であると思われる、銀行と郵便局の店舗の利便性を示す指標として、各都道府県ごとに銀行と郵便局の1店舗あたりの人口を対数変換したものを店舗指標として、ボランティア貯金の推計式のみに加えている。[9]

被説明変数のロジット変換については前述したが、実際の計算においては都道府県ごとの人口総数の格差を考慮して、各関数を単独で推計する場合はウェイト付きの最小二乗法を、3 本の関数を同時に推計する場合にはウェイトで調整を行った後にSeemingly Unrelated Regression(ＳＵＲ)を適用し、分散の不均一性について対応した。[10]

４．実証結果

寄付金、ボランティア活動及びボランティア貯金について、まず各関数をそれぞれ最小二乗法で推計した結果が表1である。表1のフル・モデルとは、全ての説明変数を採用して推計した結果である。この結果からは統計的に有意でない変数が多くあることが分かる。そこでｔ値をもとに、統計的に有意でない説明変数をモデルより落として行った結果がｔ値によって選択されたモデルである。以下では、まず各関数の推計結果についてまとめる。

寄付金関数：フル・モデルの段階ではどの変数の係数も統計的に有意ではなく、自由度調整済みの決定定数も 0.187 と低い。また各係数の符号についても、統計的には有意ではないが、県民所得や金融資産残高が負の係数を持っており理論的に解釈しにくい結果となっている。このモデルより、統計的に有意でない係数をゼロとして落として行った結果が、ｔ値によって選択されたモデルである。最終的に説明変数として残ったのは、賃金率と高齢者比率である。また、自由度調整済みの決定係数は、0.221と若干上昇した。賃金率の係数は正で、変数の意味通りに解釈すれば、時間当たりの賃金が高い機会費用が高い人ほど寄付金を拠出する傾向があることを示している。県民所得や金融資産残高などの経済的な豊かさをあらわす変数が選択されていないことを考えると、広く解釈すれば賃金の高い経済的に余裕のある家計が寄付金を多く支出

する傾向があることを示していると考えることも可能である。ボランティア活動の代替物として寄付行動が選択されているのかもしれない。もう一つの選択された高齢者比率についても、係数の符号は正である。この結果は二つの解釈が可能である、まず一つ目は、高齢者の多い地域では、フィランソロピー活動としてボランティア活動のような労働力を供給することは、本人の体力や家族の介護の必要性から困難な家計が多く、代替的に寄付行動をとっているという解釈ができる。もうひとつの解釈は、高齢者比率の高い地域では、高齢者が身近にいることによってフィランソロピー活動に積極的な家計が増える傾向があるという解釈、あるは高齢者自身が寄付行動に積極であるため、結果として高齢者比率が正の効果を持っているという解釈である。こちらは、代替的というよりは、高齢者の増加が寄付活動をネットで増加させていると考える解釈である。

ボランティア関数：この関数ではフル・モデルの段階より高齢者比率と若年者比率が正で有意、沖縄県ダミーが負で有意な係数となっている。この関数でも県民所得は有意ではないが、係数の符号は負となっている。t 値をもとに説明変数を減らしていくと、最終的に選ばれた変数は、フル・モデルにおいて有意であった変数に加え金融資産残高が選ばれた。自由度調整済みの決定係数は、0.842 と比較的高い値となっている。各係数の解釈としては、まず沖縄県ダミーが負となっているのは沖縄県の地域的な特性であると考えられる。金融資産残高の係数が正となっているのは、資産というストックの形で経済的に余裕のある家計のほうが、ボランティア活動に積極的であるという解釈ができる。もちろん、一般的な経済的豊かさを示す変数として選択されたという、広い意味での解釈も可能であるが、所得や賃金率といったフロー変数で示される豊かさの場合には、機会費用が高くボランティア活動に正の効果と同時に負の効果が発生していて、統計的に有意な係数が得られないのかもしれない。高齢者比率の係数が正であることは、山内(1997)と同様に、ボランティア活動の対象となる高齢者が多数いることによってボランティア活動への参加確率が上昇しているという解釈が可能である。同時に、ボランティア活動に従事できる、機会費用の高くない高齢者がボランティア活動という労働力を供給しているために正の係数となっているという解釈も可能である。若年者比率が正の効果を持っているのは、この世代の親である 20 代後半から 30 代前半の親の存在や、小中学生のボランティア活動の直接的あるいは間接的な

影響を示しているのかも知れない。『社会生活基本調査』では30台半ばの女性のボランティアへの参加率が高く、データ的には、前者の効果が間接に現れている可能性が高い。[11]先行研究である山内(1997)との比較では、山内(1997)の推計式では自由度修正済み決定係数が0.507と本研究に比べかなり低いことが指摘できる。[12]また、説明変数から見れば、本研究では賃金率が選ばれず山内(1997)で有意な結果を得ているのとは対照的である。山内(1997)で採用されている県民所得と、本研究で選択された金融資産残高は、双方とも経済的な豊かさを代表する代理変数と考えることが可能である。本研究で選択された若年者比率に関して言えば、高齢者比率の作成の仕方が異なっているので直接比較は出来ないが、山内(1997)では捉えられなかった若年者の役割を明らかにしたと解釈できる。[13]

ボランティア貯金関数：フル・モデルでは統計的に有意な変数はひとつもなく自由度調整済み決定係数も0.581と寄付金関数よりは高いが、ボランティア関数よりは低くなっている。このような状況から、t値を用いて変数を選択していくと、賃金率、若年者比率、郵便局店舗指標の三変数が説明変数として選ばれた。賃金率の係数は正で、機会費用の高い家計ではボランティア活動ではなく代替物としてボランティア貯金という形でフィランソロピー活動を行っているという解釈が可能である。もちろん、寄付金関数の場合と同じように、県民所得や金融資産残高などの経済的な豊かさをあらわす変数が選択されていないことから、経済的に余裕のある家計が寄付金を多く支出する傾向があることを示しているといった広い意味での解釈も可能である。若年者比率は負に有意となっており、これは郵便貯金という形態を取ったフィランソロピー活動であるため、中学生以下の若年者の比率が高いことは口座を持つ人の数が少ないことを示しており、その結果として負の係数が推定される結果となったのかもしれない。郵便局の店舗指標は、一店舗当たりの人口でなので、店舗が増加すれば店舗指標が低下すると同時に郵便局の利用が便利になり、ボランティア口座を持つ確率が高くなるというのは説明可能な結果である。本研究で分析の対象としているボランティア貯金は、郵便局の国際ボランティア貯金のみを対象にしていることは注意しなければならない。郵便局が供給する資産あるいはフィランソロピー活動のための機会であるということ、海外のＮＰＯ或いはＮＧＯに資金を供給するという、国際ボランティア貯金であるということが、一般的なボランティア貯金とは異なった特性を持っている可能

性は否定できない。

三つの関数の推定結果を比較すると、寄付金とボランティア貯金が、賃金率というフローの意味での家計の豊かさをあらわす変数が有意なのに対し、ボランティア関数が金融資産残高というストックの意味での豊かさをあらわす変数が有意となっていることが、それぞれのフィランソロピー活動の特徴を示している。高齢者比率は寄付金関数とボランティア関数で正に有意であり、若年者比率はボランティア関数では正に、ボランティア貯金関数では負に有意である。このように、各係数の符号については、経済学的に見ても解釈可能な符号となっているが、選択された変数は三つの関数それぞれ異なっている。この結果は、三つのフィランソロピー活動は、全く同一のタイプの家計が行っているわけでも、全く異なったタイプの家計が行っているわけでもなく、少しづつ異なった家計の属性が、それぞれの活動を促進していると考えられる。[14]言い換えれば、本研究で扱ったフィランソロピーの三つのチャネルは、家計をフィランソロピー活動へ誘うものとして、それぞれ独自の役割を果たしていると解釈することもで知る。

各関数の誤差項の相関関係についても考慮するため、Seemingly Unrelated Regression(SUR) の手法を用いて推計し直した結果が、表２である。フル・モデルの結果、ｔ値によって選択されたモデルも、個別推計の結果とほとんど違いはなく、誤差項の相関はほとんど影響がないと予想される。誤差項の相関係数行列も、表３に示されたように、寄付金関数とボランティア関数の誤差項の相関が 0.3 と 0.4 の間で、若干相関があると判断されるのに比べボランティア貯金関数の誤差項は寄付金関数、ボランティア関数のどちらの誤差項ともほとんど相関していない。この結果は、説明変数による三つのフィランソロピー活動の相関関係を除く誤差項の部分については、各フィランソロピー活動はほぼ独立に決定されていると考えることができる。

５．まとめ

本研究では、都道府県別のデータを用いて、寄付行動、ボランティア活動とボランティア貯金という家計の三つのフィランソロピー活動について分析を行った。分析の結果からは、それぞれの活動について影響を与える変数は、それぞれ微妙に異なり、家計の多様なフィランソロピー活動を反映したものとなっている。また、高齢者比率が寄付関数及びボランティア関数で選択され、有意に正であったことは、高齢者がフ

ィランソロピー活動に積極的であることを予想させる結果である。

最後に、本研究の結果を踏まえ、今後検討されるべき課題について整理しておく。まず第一の点は、寄付金関数の決定係数がかなり低いこと、他の関数にしても決定係数が高いとは言えず、関数形や説明変数の選択について改善の余地があるかもしれないことである。第二点は、都道府県別のデータという集計されたデータによる分析の限界である。各都道府県には都市部やそうでない地域といった、細かな地域特性が考慮できないこと、また家計の属性についても平均的な値しか利用可能でないことである。この問題を解決するには、家計のフィランソロピー活動全体について調査を行い個票をもとに分析することが必要である。第三点は、税制とフィランソロピー活動の関係についても、Dye(1980)、Long(1977)や山内(1993)の指摘もあり、今後検討すべき課題であろう。

注

＊ 本稿は、近畿郵政局よりの委託研究『郵便貯金と地域社会に関する研究』より派生的に書かれた論文である。委託研究のチーフである跡田直澄(大阪大学大学院国際公共政策研究科教授)並びに他のメンバー、近畿郵政局の皆様には、資料に関する助言・提供を始めとして、有益な討論・情報をいただいた。

1 高野(1996)も同様な立場である。

2 この他にマクロ経済に占めるフィランソロピー活動について推計した跡田(1993)がある。

3 郵便貯金のほかにも、たとえばアジア医師連絡協議会（ＡＭＤＡ）がボランティア定期預金を行っていが、本研究ではデータの制約上、郵便局の国際ボランティア貯金に限って分析を行った。

4 より正確に言えば、調査月報を利用すれば毎月のデータが利用できる。

5 ボランティア活動についての実証分析は、先行研究としては山内(1993)の他に、野呂(1993)と高野(1997)があるが、データとしては野呂は独自のアンケート調査を用いており、高野は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)を用いている。

6 このデータについては、近畿郵政局貯金部より提供いただいた。

7 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が、ここではデータの制約上採用しなかった。ま

た、寄付金についても、Reece(1979)が宗教等の説明変数を採用しているが、これらの変数についてもデータの制約上から採用しなかった。

[8] この若干の年度の違いは時系列データとクロス・セクション・データをプールして用いる場合には大きな問題となるが、本研究のようなクロス・セクション・データのみを用いて分析する場合には、各変数は当該年度の変数の代理変数として有効である。ただし、観測誤差モデルであると考えれば、推計された係数の大きさについてバイアスが生じる可能性があるが、本研究ではその影響は小さいと考えている。

[9] 堀内・佐々木(1982)、松浦・橘木(1991)や吉野(1994)において、郵便貯金需要に店舗指標が重要な役割を持っていることが指摘されている。ここでは、これらの文献を参考に、一店舗あたりの人口を採用した。

[10] 厳密には、寄付金関数とボランティア貯金関数では都道府県人口を、ボランティア関数では都道府県別の 10 歳以上の人口をウェイトとしている。個々の計量経済学の手法については、畠中(1996)または Amemiya(1985)を参照のこと。

[11] この点に付いて原論文投稿時にレフェリーより指摘を受けました。

[12] もちろん説明変数が、山内(1997)では社会奉仕活動参加比率そのもので、本研究ではロジット変換をしているという違いがあるため、直接の比較は出来ない。しかしながら、単純にモデルの当てはまり良さの指標として比較することにある程度の意味はある。

[13] 山内(1997)では、75 歳以上人口の 15 歳以上人口に対する比率をとっている。

[14] このことは、一つの家計で複数のフィランソロピー活動を行う可能性も示しており、一つの家計が一種類の活動をしているというわけではない。

表1　各関数の推計結果(1)

	寄付金関数		ボランティア関数		ボランティア貯金関数	
個別推計フル・モデル						
説明変数						
定数項	-3.79178		-6.26012		-3.08789	
	-0.37672		-1.76931		-0.69197	
県民所得	-1.22994		-0.56526		0.283126	
	-1.00404		-1.34973		0.615532	
金融資産残高	-0.02722		0.316768		-0.25926	
	-0.05583		1.91523		-1.33336	
賃金率	2.25027		0.469835		0.647351	
	1.90637		1.14837		1.49728	
高齢者比率	0.052607		0.046149	*	0.03788	
	1.17564		2.9367		1.44366	
若年者比率	0.072991		0.156673	*	-0.03231	
	0.841004		5.34999		-1.02077	
求人求職倍率	0.732481		0.168032		-0.22229	
	1.39454		0.940957		-1.17754	
東京都ダミー	0.198589		0.092712		-0.28354	
	0.442486		0.575338		-1.71595	
沖縄県ダミー	-0.07082		-0.86799	*	-0.3106	
	-0.09134		-3.14574		-0.95213	
銀行店舗指標					-0.17691	
					-1.04272	
郵便局店舗指標					-0.23507	
					-1.45763	
自由度調整済み決定係数	0.18658		0.835474		0.599186	
t値によって選択されたモデル						
説明変数						
定数項			-7.78444	*		
			-7.62536			
県民所得						
金融資産残高			0.38628	*		
			3.70074			
賃金率	0.603875	*			0.356996	*
	18.6033				4.48701	
高齢者比率	0.078619	*	0.056468	*		
	4.6536		8.13802			
若年者比率			0.15319	*	-0.02647	*
			9.13445		-2.12857	
求人求職倍率						
東京都ダミー						
沖縄県ダミー			-0.75612	*		
			-3.22696			
銀行店舗指標						
郵便局店舗指標					-0.46657	*
					-7.55379	
自由度調整済み決定係数	0.22054		0.842049		0.581245	

＊は5%で有意であることを示す。

表2　各関数の推計結果(2)

	寄付金関数	ボランティア関数	ボランティア貯金関数
SUR推計フル・モデル			
説明変数			
定数項	−3.86932	−6.30465	−3.013
	−0.42759	−1.98213 *	−0.77228
県民所得	−1.20064	−0.55181	0.28088
	−1.09014	−1.46561	0.697879
金融資産残高	−0.0314	0.318248	−0.26253
	−0.07162	2.14029 *	−1.54368
賃金率	2.23042	0.459171	0.645902
	2.10175 *	1.24842	1.70703
高齢者比率	0.053463	0.046306	0.03772
	1.329	3.27793 *	1.64604
若年者比率	0.074531	0.156993	−0.03252
	0.955117	5.96292 *	−1.17402
求人求職倍率	0.729256	0.165481	−0.22163
	1.5442	1.03072	−1.34147
東京都ダミー	0.197138	0.091445	−0.28401
	0.488554	0.631198	−1.96394 *
沖縄県ダミー	−0.0795	−0.8676	−0.31425
	−0.11405	−3.49716 *	−1.10106
銀行店舗指標			−0.18236
			−1.23262
郵便局店舗指標			−0.23131
			−1.64482
t値によって選択されたモデル(SUR)			
説明変数			
定数項		−7.27415 *	
		−8.14051	
県民所得			
金融資産残高		0.337015 *	
		3.692	
賃金率	0.601794 *		0.358288 *
	18.9607		4.66382
高齢者比率	0.079847 *	0.056566 *	
	4.83386	8.75874	
若年者比率		0.148578 *	−0.02618 *
		10.1136	−2.18181
求人求職倍率			
東京都ダミー			
沖縄県ダミー		−0.78009 *	
		−3.80671	
銀行店舗指標			
郵便局店舗指標			−0.46825 *
			−7.84558

＊は5%で有意であることを示す。

表3　各関数の誤差項の相関係数行列

SUR推計フル・モデル

	寄付金関数	ボランティア関数	ボランティア貯金関数
寄付金関数	1		
ボランティア関数	0.339858119	1	
ボランティア貯金関数	0.018317302	0.084637571	1

t値によって選択されたモデル(SUR)

	寄付金関数	ボランティア関数	ボランティア貯金関数
寄付金関数	1		
ボランティア関数	0.382859672	1	
ボランティア貯金関数	-0.074490377	0.025036938	1

第2章　中高年のボランティア活動の計量分析

1．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[1]、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。[2]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。[3]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[4]についても、多くの研究が行われているとは言えない。[5]これは、ボランティア活動に関する多くの調査が、ボランティア活動に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事が出来ないためである。[6]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。[7]

本研究では、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事は出来ない。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事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[8]、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。次節では、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。3 節では、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。4 節では、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。

2．ボランティア活動に占める高年者

最初に、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同時に、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』によって知る事が出来る。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事がわかる。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事は、ボランティア活動の奨励や振興といった点からも重要となってくる。

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って、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知れない。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[9]。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事である。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。

3．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事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[10]。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[11]。

3.1 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られた標本であるとみなして、参加確率の決定要因を分析する。[12]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[13]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。[14]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、日本的な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。[15]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事が出来るかもしれない。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、

（ボランティア参加率）＝371.5＋2.812*(高齢者人口比率)－42.21＊（賃金率）＋20.78＊(県民所得)

(2.76)　(4.43)　　(－2.65)　　(2.06)

adjusted R^2=0.507,　　標本数＝47,　カッコ内はt値.

という結果[16]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事は重要である。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。[17]

推定結果において最も特徴的なのは、長野県については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事である。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%である事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事が出来なかったという結果となっている。[18]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合って供給者(担い手)の要因ではない事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事が分った。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で、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、これらの変数のもつ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。

3.2 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ヶ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ヶ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[19]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。[20]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、かつ同方向である事を示す結果である。[21]

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決定要因が幾つか見つかった事を示すものである。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、本人長子である事の効果は、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ヶ月で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言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事は解釈が難しい。

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、かつ同方向である事を示す結果である。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事が分った。

４．まとめ

本研究では、社会保険人口問題研究者が行った『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、活動時間ともに決定要因を説明できる変数を上手く見つける事が出来無かった。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ったが、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事ができなかった。首都圏のデータからは、賃金率の係数が負である事から機会費用がボランティア活動に影響を与えているという、経済学的に整合的な結果となった。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った経験などは、ボランティア活動に影響を与えている可能性はあるが、本研究では統計的に有意な結果を得られなかった。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いることについては、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った事は、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事が分った。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ろう。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事である。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・アップする事である。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事である。

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、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表を留置する方法を取った。調査表は、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票からなっている。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1991年までが22冊なのに対し、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俄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、この事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野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事が重要である。

[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対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] 原論文投稿時に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、参加率の推計に対してほとんど影響はないと考えられる。この点について原論文投稿時にレフェリーより指摘を受けた。

[10] 原論文投稿時にレフェリーより、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きました。

[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と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ってAICを最小化するという簡便法を用いる事はできない。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づつ除外した説名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が。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にあげた説名変数の候補およびボランティア活動に関して参加の有無およ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無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、説名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事については、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事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事によるのかもしれない。

[19] 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註20を参照の事。

図1　年齢別ボランティア活動者割合

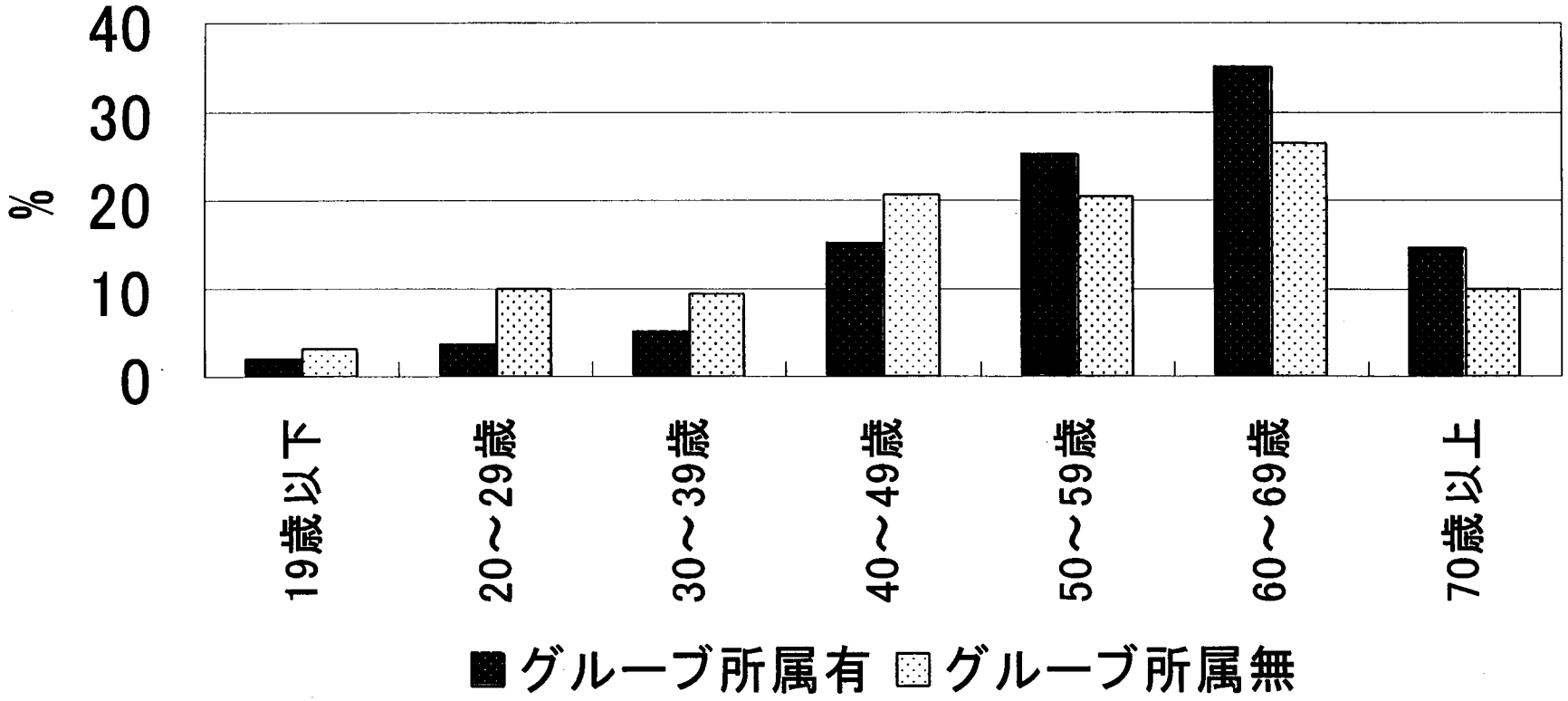

図２　年齢階層別社会奉仕活動参加率：全国

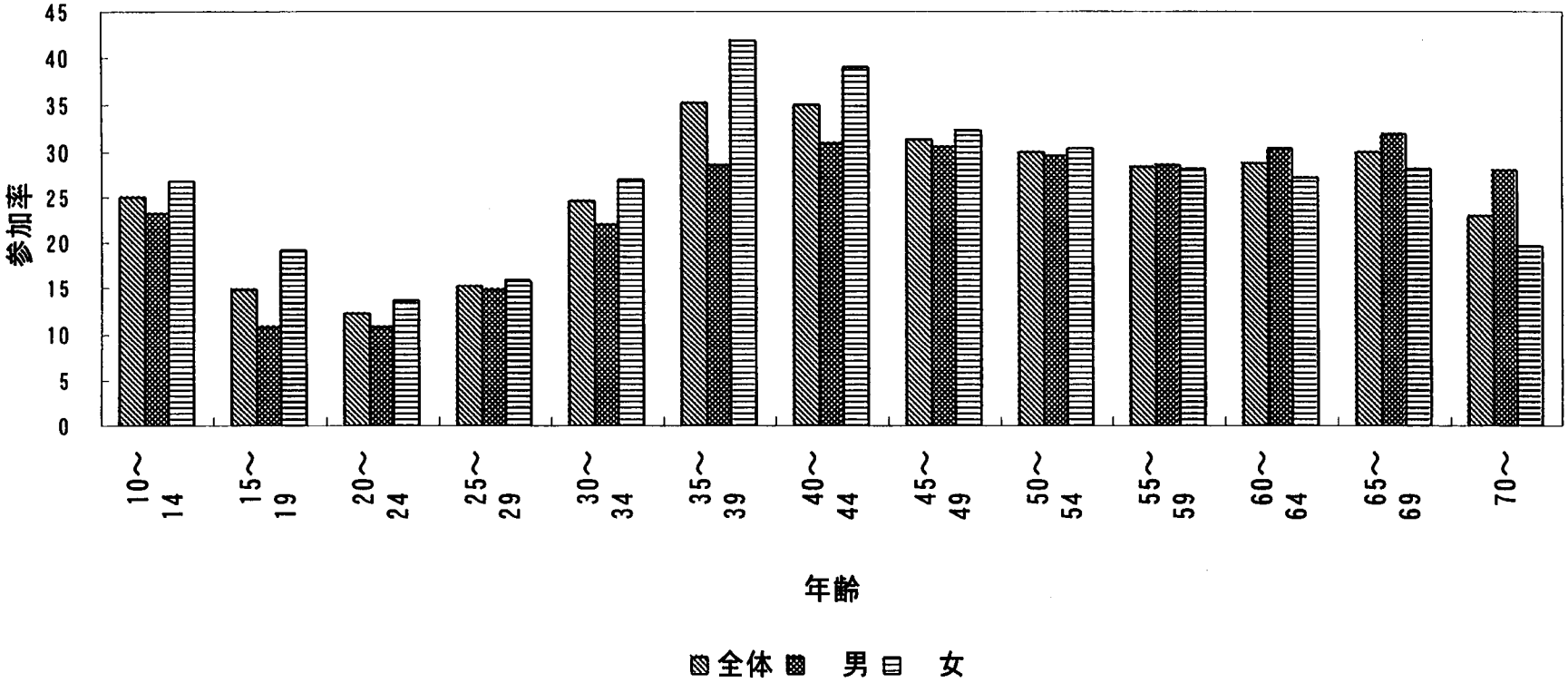

図３　年齢階層別社会奉仕活動参加率：東京・長野・大分の比較

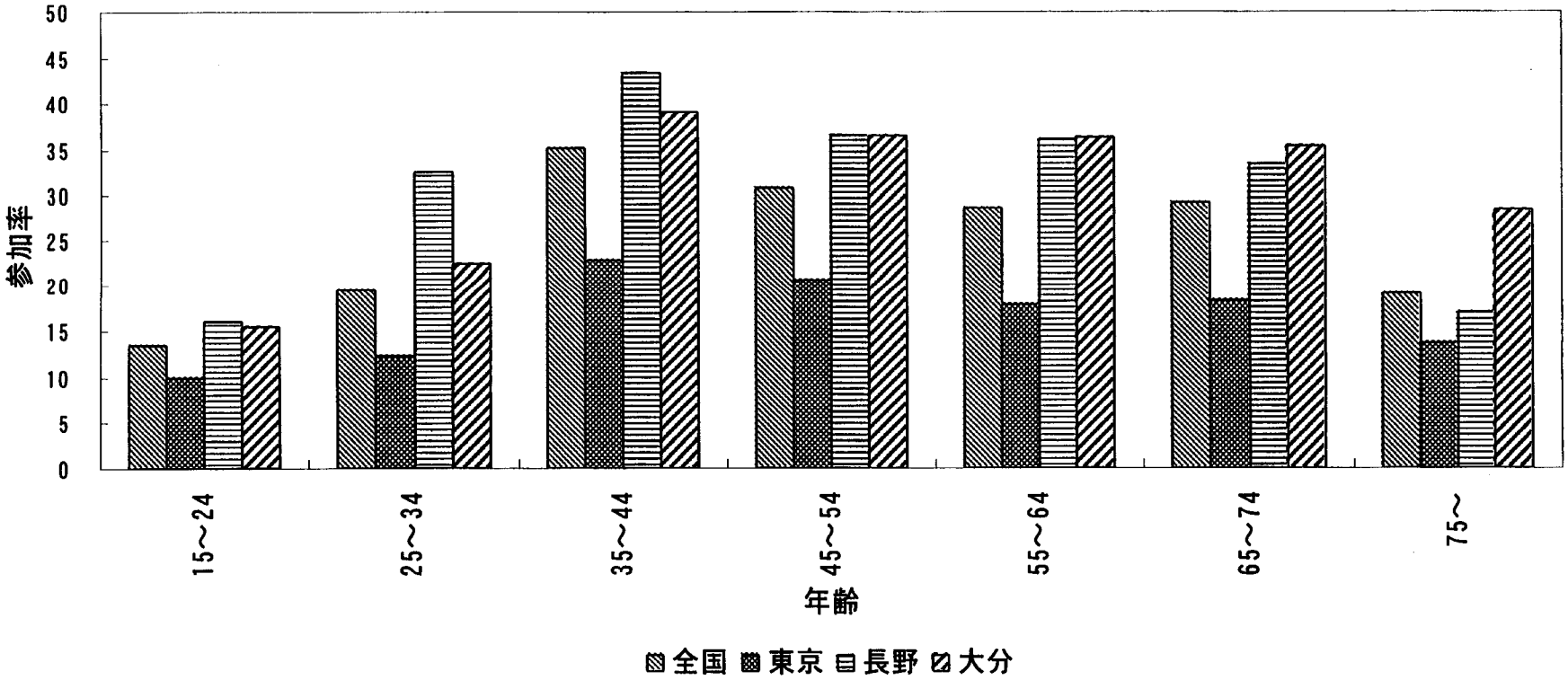

図4　各地域ごとの年齢階層別参加率

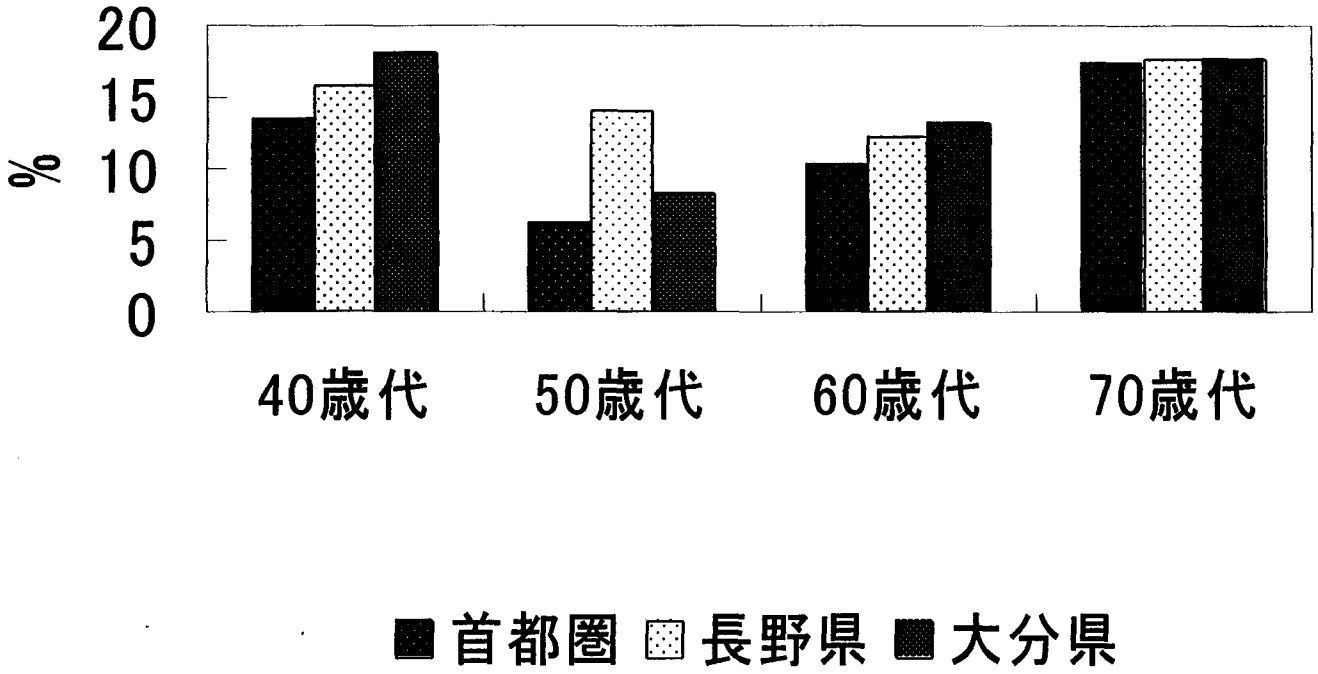

表1　説明変数の候補一覧

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、その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、その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ヶ月の間に病気あるいはけがで通院した場合に1、その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、その他の場合にゼロを取るダミー変数
本人入院又は通院	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、その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、その他の場合はゼロを取るダミー変数
高卒以上	ダミー変数	本人が高校卒行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	0.14
対数尤度	-227.203	-166.461	-206.241
AIC	464.40505	336.92192	422.4823
的中率	0.8933	0.855	0.8593
係数			
定数項	-1.79793	-1.20535	-1.75197
	(-7.272)	(-11.047)	(-7.454)
子供の数	0.112949		0.127636
	(1.529)		(1.598)
本人通院		0.306463	
		(1.988)	
家族看護			0.315511
			(1.477)
高卒以上	0.399591		0.419199
	(1.979)		(2.642)
大卒以上	0.367251		
	(2.355)		
賃金率	-0.0729		
	(-2.171)		
純資産			3.32868E-05
			(1.662)
カッコ内はt値			

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	1093.52898	773.61872	1011.53552
係数			
定数項	−102.104	−32.5289	−71.0086
	(−6.032)	(−5.913)	(−6.050)
子供の数	5.88504		4.57192
	(1.454)		(1.471)
本人長子		6.43899	
		(2.230)	
長子		−5.03759	
		(−1.640)	
本院通院		8.63669	9.48001
		(1.961)	(1.727)
高卒以上	23.904		14.4355
	(2.091)		(2.280)
大卒以上	21.8202		
	(2.558)		
賃金率	−4.06595		
	(−2.186)		
純資産		−0.000701838	0.00114065
		(−1.387)	(1.509)
SIGMA	55.3894	28.6423	39.7754
	(10.427)	(9.230)	(10.516)

カッコ内はt値

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

第3章　生活協同組合加入率の計量分析[1]

1　はじめに

『21 世紀の生協のあり方を考える』（厚生省社会·援護局地域福祉課：1998）によれば、生活協同組合(生協)は、組合員の相互扶助の精神に基づいて、共同して事業を行う非営利組織である、とされている。同報告書は同時に、現在の生協が抱えている問題点も指摘している。たとえば、近年の社会環境や経営環境の変化が組合員の参加意識の低下や組合員による経営の形骸化といった問題を発生させていること。従来生協が取り組んできた低価格·安全·安心、環境への配慮という消費者からの要望への取り組みを他の小売事業主体も進めており、生協の供給品の優位性が低下していること。さらには、このような状況の中で経営力の低下から事業が行き詰まる生協もでてきているといった指摘もなされている。しかし、一方で生協全体での加入世帯は全国平均で総世帯の約3割、食品の総小売に占める割合は約5%に達しており、菱田(1999)が指摘するように、規模的には小さいが統計的には生協活動は現在も拡大傾向を保持していることも事実である。

生協活動に関しては、国内外の歴史や生協の抱える問題点を指摘した研究が数多く、たとえば野尻(1989)や碓井(1996)では、生協の制度的改革に関する研究や提言が行われている。また近年の非営利組織への関心の高まりは、非営利組織としての生協にも焦点を当てることになり、この方面からも生協研究が盛んになりつつある。しかしながら、これらの多くの研究は理論的あるいは制度的な研究が中心で、統計的あるいは数量的な研究はほとんど行われていないのが現状のようである[2]。

本研究では、浜岡(1986)や近本(1996)といった先行研究によって分析された組合員の社会階層の特徴や、シュタインホフ(1991)によって分析されたような組合員の生協の活動への参加といった、生協組合員に関する分析ではなく、地域における生協活動の規模を示す指標として都道府県ごとの加入率を取り上げて分析を行う。また、生協の活動の多様化（たとえば共同購入だけでなく店舗を展開するといった選択、どのような商品を取扱うのかといった選択など）に関しては、各生協が近年の社会環境や経営環境の変化に対応して活動方法や範囲を選択した結果であると考え[3]、規模の説明要因としては取り上げず、社会経済的要因を用いて生協の規模について統計的な分析を行うこととする。生協の規模が大きければ、共同購入において大量仕入れを行って経費を節約し、組合員に安価に商品を提供することが可能となる。言換えれば、組合員数が多ければ多いほど

安価な商品を購入できることになり、消費者としての組合員から見れば、生協の規模拡大は望ましいことであると考えられる。もちろん、厚生省社会·援護局地域福祉課(1998)が指摘するように、加入率が上昇して大規模化した生協では加入者の意識の低下によって他の事業体と何ら変らなくなっている可能性もあり、加入率の問題は単純に上げれば良いという問題ではないということも留意すべきである。しかしながら、具体的にどのような地域で生協加入率が高く、どのような地域で低いのかといった統計的分析がない現状においては、地域生協の都道府県別の加入率を統計的に分析することによってどのような社会経済的な要因が生協の規模を決定しているのかを明らかにすることそのものが、重要な分析の一つであると考えられる。

理論的な立場から見ると、地域生協は共同購入を核に大量仕入れや独自の製品開発などを通じて地域住民の消費活動における取引費用を節約する非営利団体であると考えられる。建前上は生協から物品を購入できるのは生協の組合員であり、経済学的にはクラブ財としての性格を持っている。このような地域生協を NPO 組織と見てその効率性を検討しようとするとき、最も問題となるのは生協の目的である。生協に明確な目的があるのならば、目的に対して効率的な運営がなされているか否かを分析すればよい。しかし、「組合員の効用」を高めると経済学的にその目的を定義したところで、生協がどの組合員の効用を高めるのか、効用関数や生協の目的関数をどのように仮定すればよいのかといった理論的な問題も解決されておらず、この問題を具体的に検証することは直接的には困難である。そこで生協活動が地域によって活発なところとそうでないところがあることに注目し、もしも生協活動が盛んなところはこのようなクラブ財を作ることによって地域住民の効用が高まっており、活動が盛んでないところは効用の上昇が少ないため生協活動が停滞していると考えることができる。このように考えると、本研究が行う生協加入率の決定要因の分析は、生協の目的関数や生協組合員の効用関数について検討する手掛りであり、地域生協の特性を考える上で重要性な分析でもあると考えられる。

本研究の構成は以下の通りである。次節では地域生協の加入率分析のためのモデルと分析に用いたデータについて説明を行う。続いて3節では実証分析の結果について見当を行い、各経済変数と加入率の関係について分析する。最後に4節ではまとめとして、本研究で明らかとなった点と残された課題について述べる。

2　モデルとデータ

この節では、組合加入率を分析するためのモデルの想定と、実際の分析に用いたデータの出所及びその加工方法について述べる。一般的に加入率や得点といった比率を示す変数の決定を分析する際に、単純に回帰分析を適応すると問題が生じる。たとえば、加入率を説明する変数の値によっては、加入率や得点が負の値となったり、１００％や１００点を超えたりする場合がある。計量経済学では、このような場合には、プロビット・モデルやロジット･モデルを採用することを提案している。本研究では、この中からロジット・モデルを採用する。ロジット・モデルは、確率を決める変数ベクトルを X(i)、対応する係数ベクトルを b として加入率 P(i)がロジスティク分布：

$$P(i)=\exp(X(i)b)/(1+\exp(X(i)b))$$

に従うと仮定するモデルである。P(i)は確率であるため必ず 0 と 1 の間の値を取り、加入率の分析に適したモデルとなっている。ここで P(i)を変換して撹乱項を加えると、

$$\ln\left[P(i)/(1-P(i))\right]=X(i)b+u(i)、\qquad i=1、2、\ldots、N$$

と表すことが出来る。ここで、ln は自然対数を示し、X(i)は説明変数ベクトル、u(i)が撹乱項である。撹乱項の分散不均一性を考慮したウェイト付最小二乗法でこのモデルを推計する方法が、最小カイ 2 乗法と呼ばれる推計方法である。このときウェイトは

$$w(i)=1/\left[p(i)(1-p(i))\right]$$

となる[4]。本研究では、被説明変数をこの変換された組合加入率として分析を行う。

次にデータについて述べる。本研究では組合加入率として『生協の経営統計』の 1997 年版と 98 年版より都道府県別の地域生協の組織率を用いる[5]。加入率を決定する要因（X(i)）としては、家計の生協への加入行動を具体的に示す理論的なモデルが無いため、家計のフィランソロピー活動を分析した跡田・福重(2000)、福重(1999)や山内(1997)を参考に、社会経済的要因を代理する変数を説明変数の候補として採用する。具体的には、生協の活動への参加等を考えると、個人の時間あたりの機会費用が重要な変数であると

考えられる。そこで、説明変数の第一のグループとして個人の時間あたりの機会費用に大きく影響を及ぼすと考えられる所得・資産要因を代理する変数として物価格差、1 人当たりの県民所得や雇用者所得、加えて預貯金残高を考える。物価の高い地域では相対的に所得・資産が低いため生協活動への参加に関する機会費用が他の地域より低くなり、生協加入率が上昇する可能性がある。所得についても同様に、所得水準が高いと時間当たりの機会費用が高くなり生協への参加が低くなる可能性がある。一方、ボランティア活動への参加を分析した、山内(1997)や福重(1999)によれば、機会費用が負の効果を示すのに対して所得や資産の水準が高いと参加率が高まる傾向が示されている。この点を考慮するため、所得として県民所得だけでなく雇用者所得を、資産を代理するものとして預貯金残高を説明変数に加えている。第二のグループとしては、生協からの購入が食品を中心としたものであることから、地域の産業要因を表す変数を採用する。第 1 次産業従事者比率が高い地域では農業あるいは漁業といった食品を扱う産業に従事する人が比較的多く、生協からの共同購入を必要としない世帯が多いのではないかと考えられる。また第 3 次産業従事者比率が高い場合には、生協と競合するスーパーなどが多く生協活動に負の効果があるかもしれない。しかしながら、第 3 次産業従事者比率が高いことは、その地域の都市化が進んでおり、外食や加工食品を購入する機会が多く、その反動から生協の提供する安全な食品への関心が高いかもしれない。第三のグループとしては、人口要因を取り上げる。15 歳未満の人口比率は、子供の多さを示すもので、もしも子供のいる世帯が食品の安全性に関心が高ければ、その結果として生協加入率が高まるのではないかと予想される。また、高齢化が進んだ（65 歳以上の人口比率が高い）地域では、直接店舗へ買い物に出かけなくて済む共同購入への関心が高いかもしれない。第四のグループに属する変数として人口密度を採用する。この変数は、人々がどれくらい密集して住んでいるかを示しており、個々人の生活環境や商店等にとっての経済環境などの環境要因を表す変数と分類できる。人口密度が低いと商店等が少なく共同購入への関心が高いが生協そのものが組織されにくい可能性があり、人口密度が生協の加入率にどのような影響を与えるのかについては明らかではない。最後に第五のグループの変数として都道府県議会に占める社会民主党と日本共産党の議員の比率（左翼議員比率）[6]を採用する。これは政治要因と呼ぶことが出来る。これは第一から第四のグループで代理し得ない、その地域の住民の特性、特に政治的な志向を示すものとして採用する。左翼議員比率が高い地域は、企業活動に対抗する意識が高く、その結果として生協活動が行われ

ると考えれば、予想される符号条件は正となる。以上の変数を用いて、生協活動の加入率に与える影響について計量分析を行った[7]。変数の出所及び使用した年度は表 1 の通りである。また、これらの変数について97年と98年をプールした単純平均値及び最小·最大値は表2の通りである。

3　実証分析

具体的な推計においては、説明変数に関して線形を想定したモデルと対数線形を想定したモデルの2種類のモデルを採用した。さらに、関数の非線形性を近似するために線形モデルでは変数を2乗したものも説明変数に加えている。対数線形モデルでも同様に対数変換した変数の2乗値を説明変数に追加して分析を行っている。さらに兵庫県と新潟県では加入率が他の地域に比べ、前者は例外的に高く、後者は例外的に低かったため、これらの県の影響を除くためそれぞれの県についてダミー変数を加えて推計を行った[8]。すべての説明変数を用いたフル·モデルにおいては統計的に有意でない係数が多く推計されたため、それらの係数に対応する説明変数を除外して、赤池情報量基準（AIC）が最小となるモデルを選択した。以上の結果をまとめたものが表3である。ここでは、2年分のデータをプールして推計を行った結果を示している。

表3によれば、線形モデルでも対数線形モデルでも説明変数として選択されなかった変数は、第1次産業従事者比率と65歳以上人口比率である。これらの変数は直接生協加入率を説明するものではないと解釈できる。また線形モデルでは対数線形モデルで選択されている物価格差、15歳未満人口比率、人口密度が説明変数として選択されておらず、対数線形モデルでは、実質県民所得が選択されていない。言換えれば雇用者所得、預貯金残高と左翼議員比率のみが双方のモデルで説明変数として選択されている。この様に選択された説明変数が大きく異なるため、本稿では Davidson and MacKinnon(1981)の手法（J-Test）を用いて、非入れ子型の検定を行い線形と対数線形の特定化について検定を行った。

検定結果は、線形モデルは棄却されるが対数線形モデルは棄却されないという結果となった。この結果より対数線形モデルのほうが生協加入率をより良く説明しているものと判断し、以降は対数線形モデルの推計結果を中心に検討していくこととする。

具体的な各変数の影響については、推計結果の表から読み取るのは困難なため、表2の最小値と最大値を参考にしながら、他の説明変数を平均値に固定して加入率に与える

影響についてグラフ化したものが図1から図7である。

図1の物価格差と加入率の関係は、物価格差が拡大すれば加入率が上昇するという結果となっている。この点については、物価の安い相対的に機会費用の低い地域で生協活動が活発であるという説明が可能である。この他に、可能性としては、全国平均に比べ消費者物価の高い地域では、コスト意識が高いため食品の安全性が高まり生協を組織し共同購入を行う傾向にあるのかもしれない[9]。次に雇用者所得と加入率の関係を示す図2では、所得水準が上昇するほど加入率が低くなる、言換えれば相対的に所得水準の低いところで生協加入率が高いことを現している。この傾向は資産要因についても同様の結果となっており、図3で示されるように預貯金残高の高い地域では加入率が低い傾向にある。ただし線形モデルでは、図2では対数線形モデルと同様の結果を示しているが、図3では預貯金残高が800万円前後より加入率が上昇する傾向を見せている。これは線形モデルでは他に説明変数として県民所得が採用されている影響によるもので、ここでは対数線形モデルの示す低下傾向が真の反応であると考えられる。以上のように相対的に豊かな地域で生協活動が低調なのは、これらの地域では生協活動の機会費用が高いことに加え、消費の多様化が進み生協における購入が相対的に低下していることや、生協を利用しないで安全な食品を購入している家計の比率が多いことなどが原因であると考えられる。

産業構造と加入率の関係については、第3次産業従事者比率のみが説明変数として選択されており、図4に示されるように第3次産業従事者比率が高ければ加入率も高いという結果となっている。これは都市化が進んだ地域では、外食や加工食料品を購入する比率が高く、健康や食品の安全性への関心から生協加入率を上昇させていると考えられる。また本稿では直接取り上げていないが、第2次産業従事者比率が高い地域では職域生協や工場での共同購入などが地域生協の代替物が存在し、地域生協への加入率が低くなっているため、第3次産業従事者比率のみが説明変数として選択されたと考えられる[10]。

人口構成要因である15歳未満人口比率の影響は、図5に示されているように子供の多い地域では加入率が低くなる傾向がある。生協加入の理由として安全な食品の購入が高い順位を示していることを考えれば、子供がいる家庭のほうが安全な食品に敏感であり、その結果として加入率が高くなると考えるのが自然であるにもかかわらず推計結果は逆となっている。これは、65歳以上人口比率が説明変数として選択されずに15歳未満人

口比率が選択されている点も考慮すれば、中間人口（15 歳以上 65 歳未満）の中でも若年層が比較的多い地域で加入率が低いことを示す結果であると解釈出来る。この結果は、近本(1996)の指摘にもあるように 20 歳代の加入率が低いことの現れであろう。

図 6 の人口密度と加入率の関係は、人口密度が 1000 人程度までの地域では加入率が急速に上昇し、それ以降は徐々に上昇が鈍化する傾向を示している。これは生協活動が行われるには、ある程度の人口密集が最低限必要で、それ以降は人口の密集は生協の加入率に影響を与えないといったような、分岐点が存在することの現れかもしれない。人口密度の平均値が 600 人強であることから判断すれば、大多数の都道府県では人口密度の上昇が加入率を大幅に増加させる効果を持っていることが分かる。

左翼議員比率については図 7 に示されるように正の関係があり、この傾向は線形モデルでもほぼ同様な結果が得られている。この結果は、単純に考えれば左翼政党支持者が生協に多く加入していると解釈できるが、生協の設立と政党支持の関係にも注意を払うべきかも知れない。すなわち生協の設立あるいは開始をしようとする人々の政治志向と政党支持の間に強い関係がある可能性もあり、単純に生協に加入している組合員全体の政治志向と区別して検討する必要がある。この点については、今後検討する余地があると考えられる。

4　まとめ

本稿では生協の加入率の決定要因について計量分析を行った。分析結果からは、

- 物価格差が大きな地域では高い。
- 資産や所得の高い相対的に豊かな地域では加入率が低い。
- 第 3 次産業従事者比率の高い地域では加入率が高い。
- 15 歳未満の人口あるいは中間人口における若年層の多い地域では加入率が低い。
- 人口密度が 1000 人程度までの地域では加入率が急速に上昇するが、それ以降は加入率の上昇は鈍化する。
- 左翼政党支持と生協加入率には正の関係がある。

といった点が明らかになった。もちろん、この結果から生協の規模拡大に関する具体策を導くことは難しく、個々の施策の効果を分析するためには、具体的に生協の加入促進

活動や店舗展開などがどのように加入率に影響を与えるのかについて分析することが必要である。たとえば加入率の非常に高い兵庫県においては、コープこうべによる大型店舗の展開などがなされており、このような経営形態が加入率のアップにどのように影響しているのかについて分析をすることが必要である。しかしながら、加入促進活動や店舗展開といった要因は生協の規模に依存して同時に決定されると考えられるため、同時決定を考慮したモデル分析を行わなければならない。このような複雑なモデルを分析するためには、家計の生協加入行動に関する更なる理論的検討が必要であり、この点については今後の課題としたい。最後に、本研究では都道府県単位での加入率を分析の対象としたが、実際には個々の生協のカバーする地域は都道府県全体に比べれば相対的に小さく、この点に充分配慮しなければならない。たとえば、生協が展開している地域において家計ごとの加入の有無を分析できれば、本研究で明らかとなった点をさらに確認できると予想される。このような分析を行うためには、個々の地域においてアンケート等による調査が必要であり、この点も今後の課題である。

注

[1] 本稿は2001年3月に行われた日本NPO学会第3回年次大会(京都大会)において報告した論文を改訂したものである。報告に際し座長の山内直人先生（大阪大学）をはじめ、舟場正富先生（神戸商科大学）他より多くの有益なコメントを頂きました。記して感謝いたします。

[2] 海外の生協に関連する研究誌であるAnnals of Public and Co-operative Economy誌においても、Pryor(1983)にあるように生産者生協に関する研究は多数存在するが、消費者生協に関しては、現状報告程度のものしか存在せず、加入率の決定要因を分析したものは皆無である。

[3] 各生協の加入促進活動や経営形態は内生的に決定される変数と考える。

[4] より厳密なこのモデルの導出については、Amemiya (1985)にある。

[5] 『生協の経営統計』では、組合員数を住民基本台帳に基づく世帯数で割った世帯加入率を組織率としている。これは、個人で複数の生協に加入している場合や世帯の中で複数の構成員が生協に加入している場合、組織率が過大となる。しかしながら、人口当たりの組合員数（個人加入率）を加入率とするのは、共同購入などの活動を主とする地域生協の加入率としては過小評価の傾向が生じると判断し、『生協の経営統計』の地域生協の組織率を用いた。

[6] 政治要因を加えることは、山内直人先生の示唆によるものであり、記して感謝いたします。

[7] 本研究では、加入促進活動や店舗展開の有無等といった各生協が主体的に選択で得る変数については、生協の規模や活動の盛んさと同時決定であると考え、説明変数としては採用しなかった。これらの変数を回帰分析で扱うためには同時性によって生じる係数のバイアスを除去するため連立方程式によるモデルを構築することが必要となり、世帯の生協加入を説明する理論モデルの検討が必要である。

[8] 新潟県については居住地職域生協の加入者が多く、地域生協の加入者が極端に少ないという他の都道府県とは著しく異なった特徴を示している。本研究では地域生協のみを分析として取り上げているため居住地職域生協は分析の対象となっていない。居住地職域生協をどのように扱うのかは今後の課題である。

[9] 共同購入による物価格差の解消については、共同購入による商品が当該地域における物価水準より高めであるという指摘もあり、本研究の結果からこのような解釈をすることは難しい。この点について原論文投稿時にレフェリーより指摘を受けたことを感謝いたします。

[10] もしも都市部と農村部の違いによって生協加入率が決定されているのであれば、説明変数として第3次産業従事者比率ではなく第1次産業従事者比率が選択されると考えられる。本稿の結果は、第1次産業と第2次産業の従事者の比率が高いところでは加入率が低いという結果であると解釈すべきである。

図1　物価格差と加入率

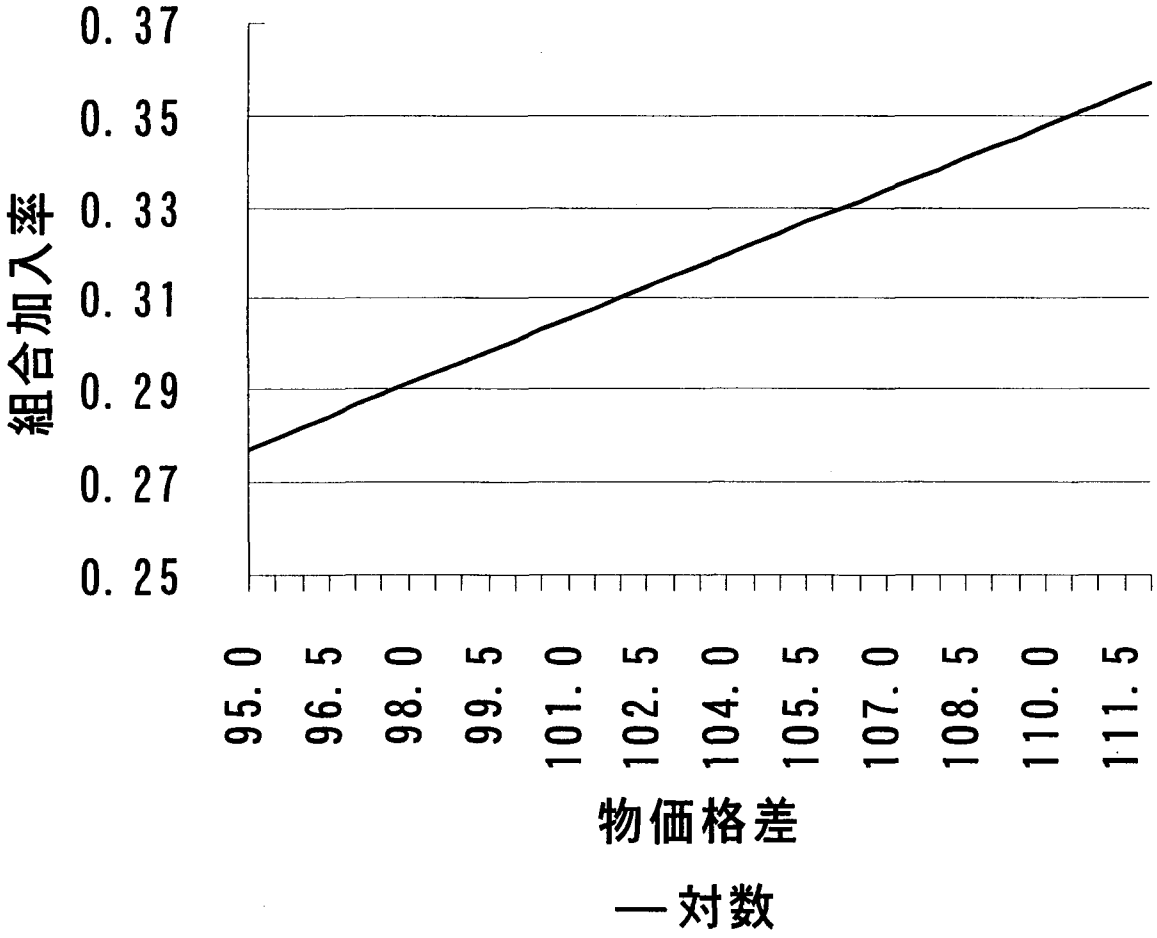
0.37
0.35
0.33
0.31
0.29
0.27
0.25
組合加入率
95.0
96.5
98.0
99.5
101.0
102.5
104.0
105.5
107.0
108.5
110.0
111.5
物価格差
—対数

図2　雇用者所得と加入率

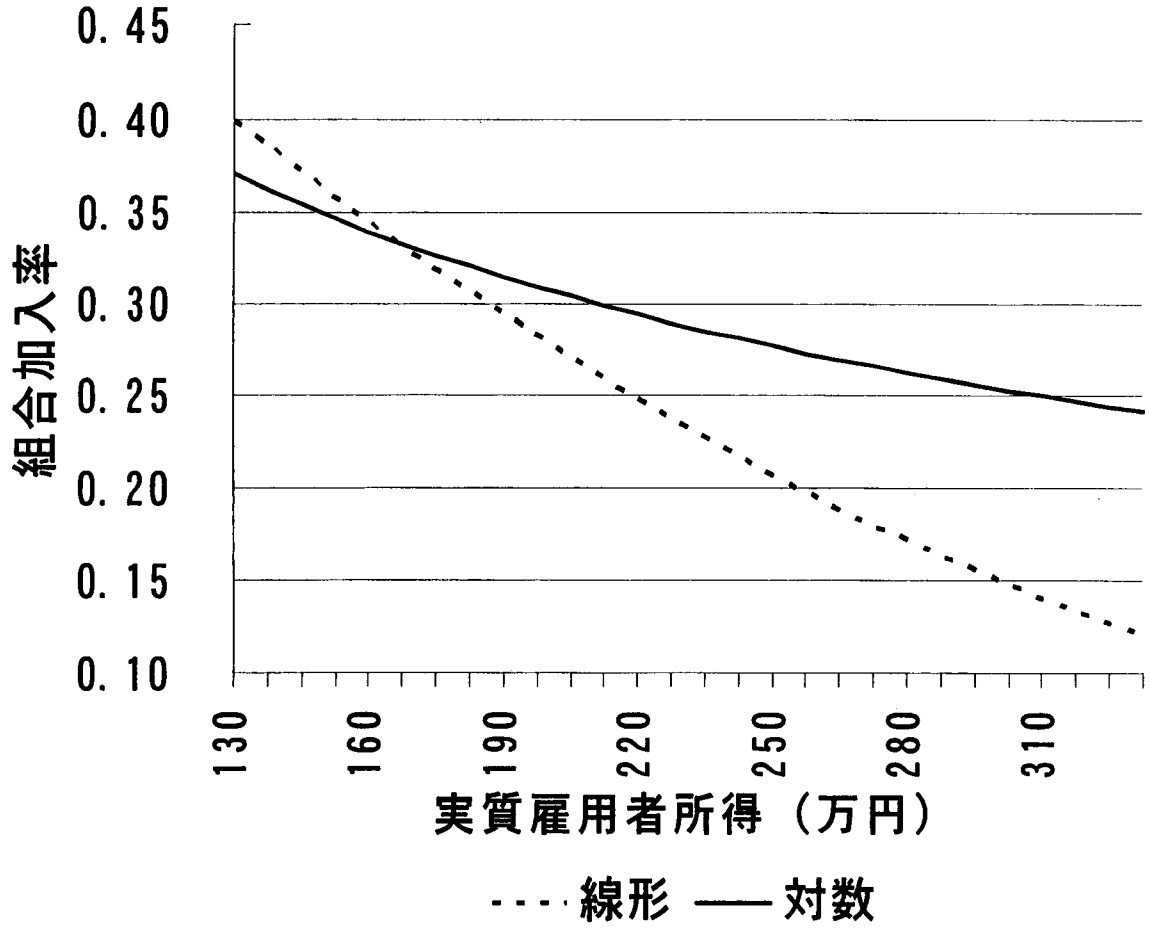

図3　資産と加入率

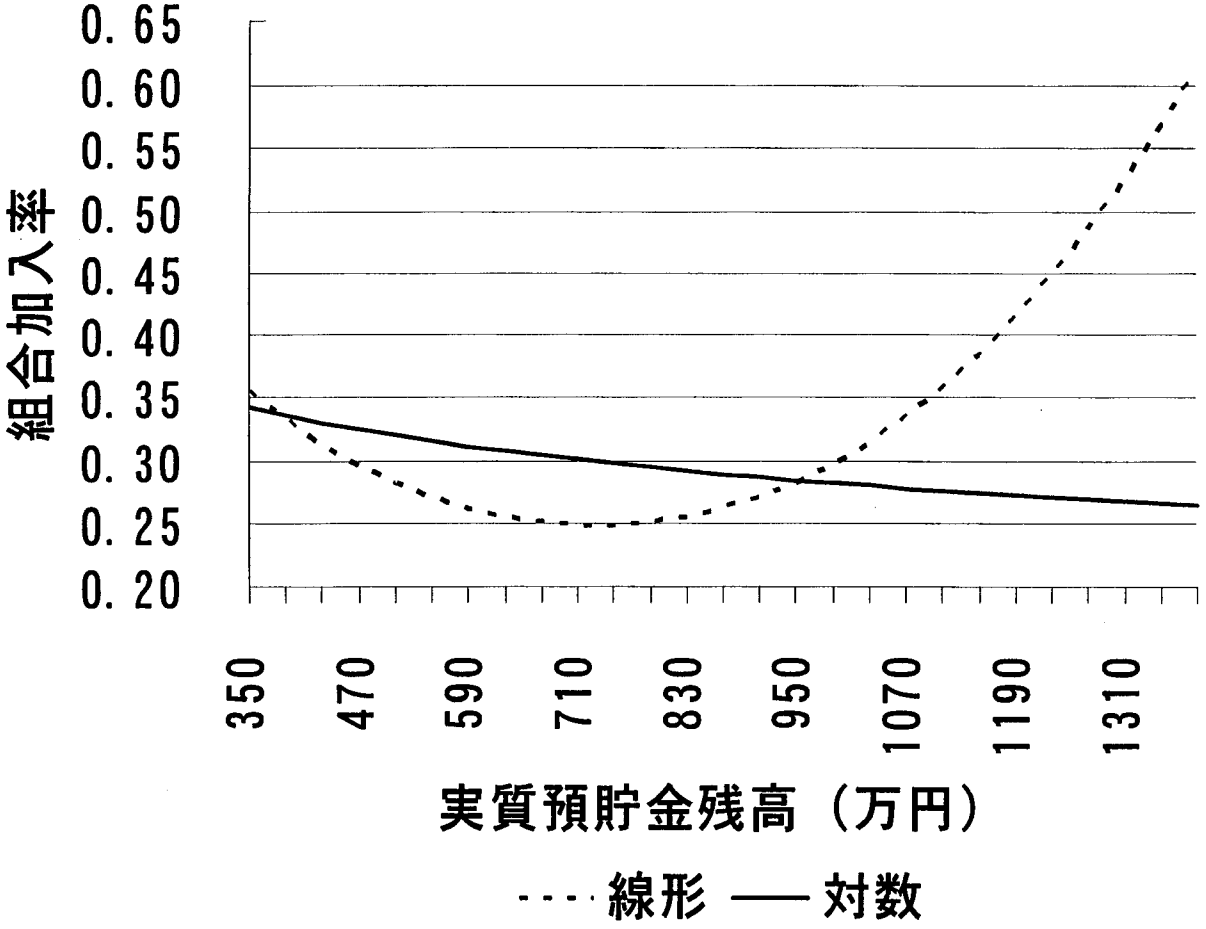
組合加入率
0.65
0.60
0.55
0.50
0.45
0.40
0.35
0.30
0.25
0.20
350
470
590
710
830
950
1070
1190
1310
実質預貯金残高（万円）
線形
対数

図4　第3次産業と加入率

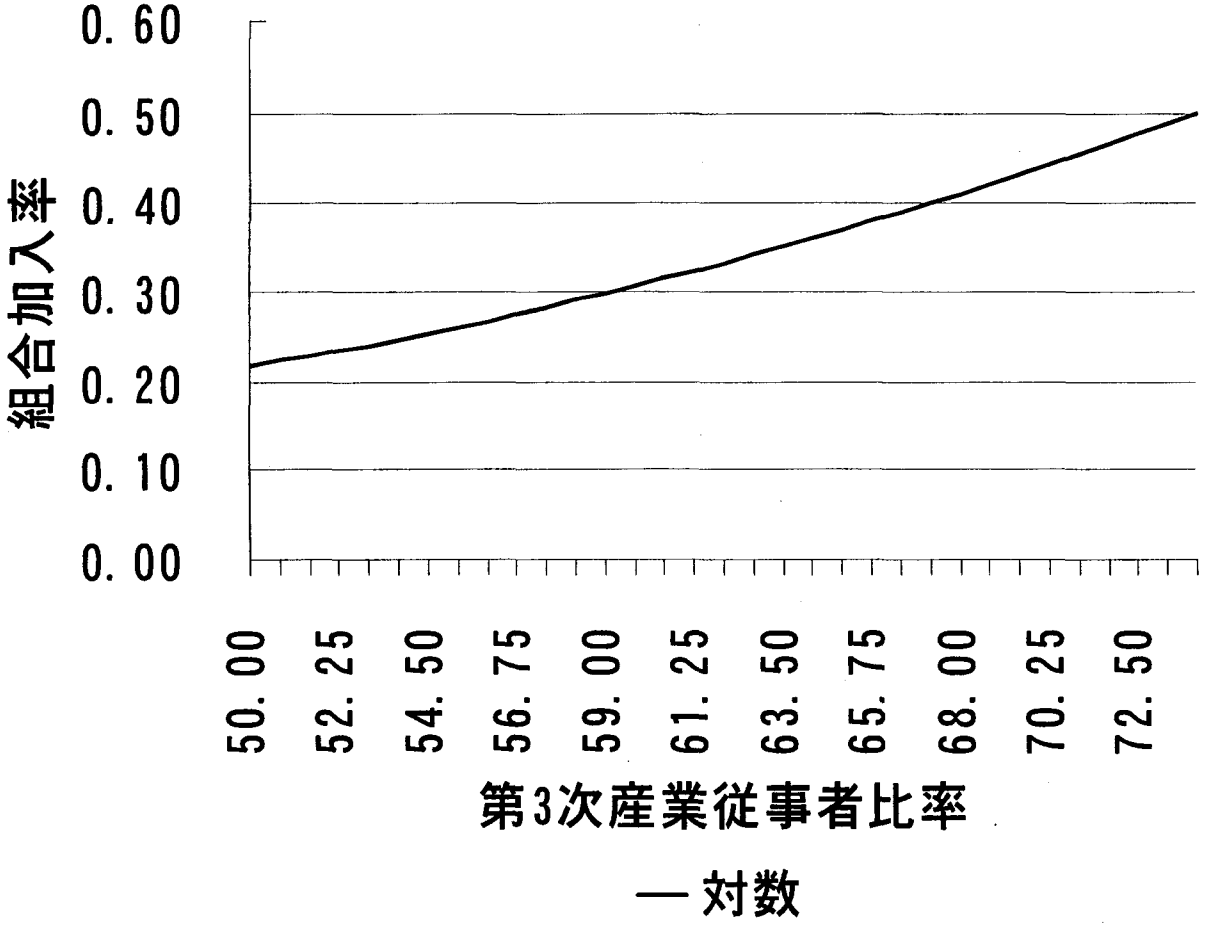

図5　15歳未満人口と加入率

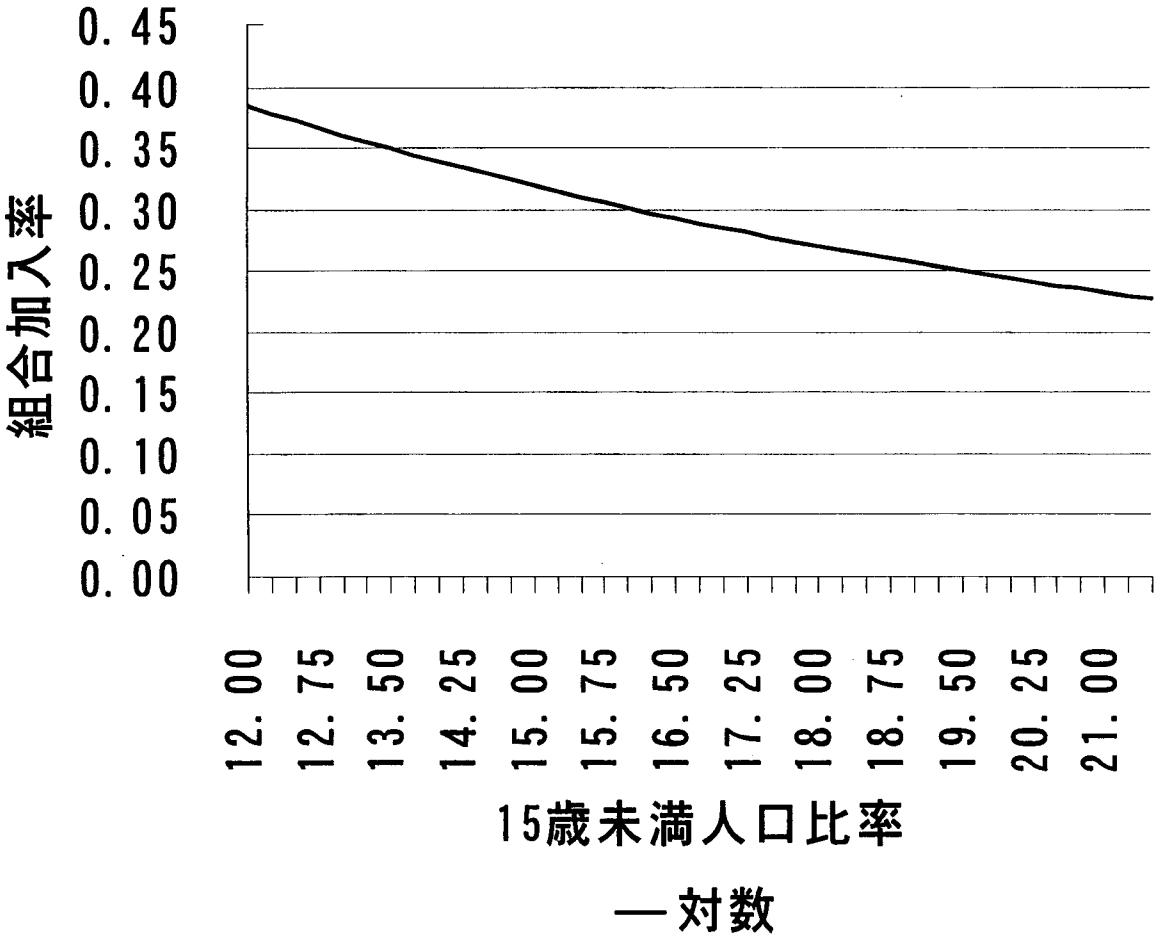

図6　人口密度と加入率

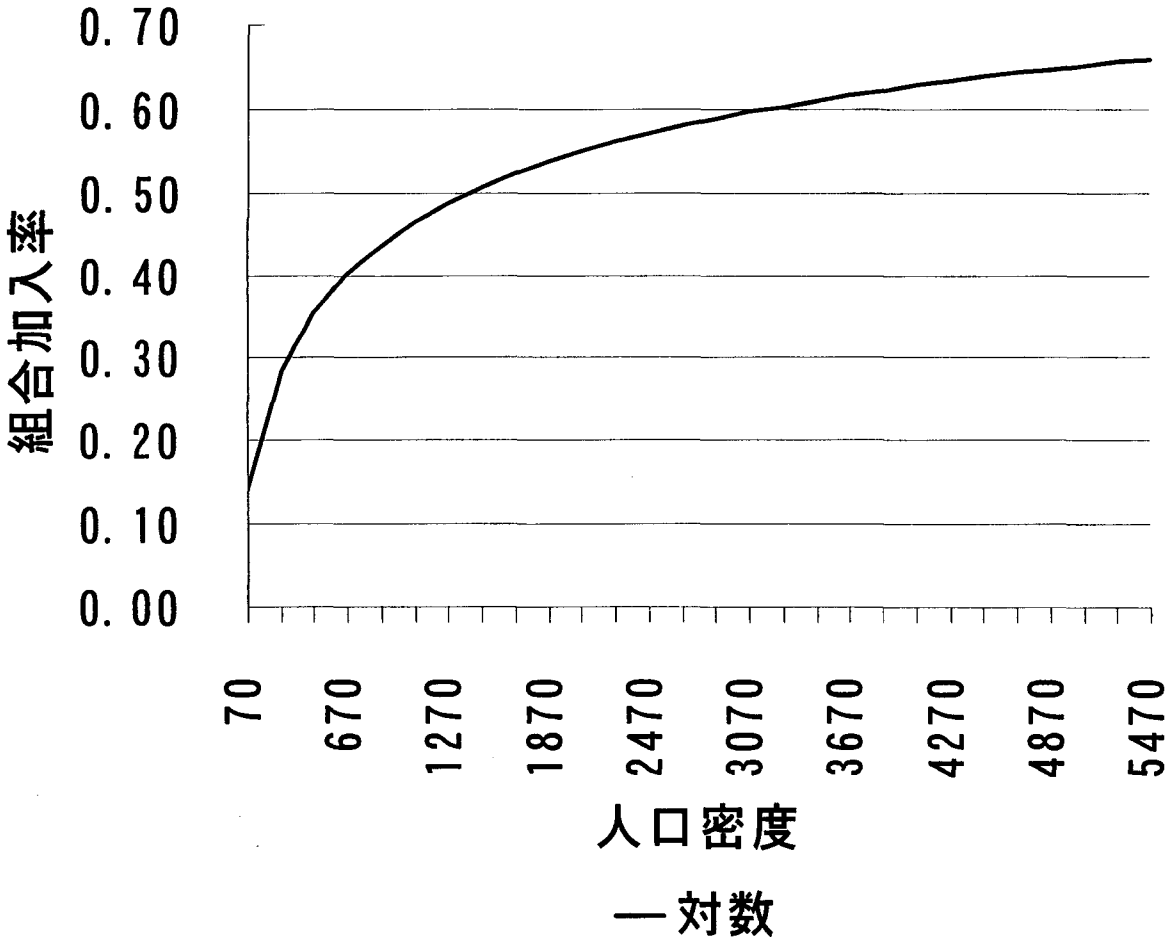
0.70
0.60
0.50
0.40
0.30
0.20
0.10
0.00
組合加入率
70
670
1270
1870
2470
3070
3670
4270
4870
5470
人口密度
—対数

図7　左翼議員比率と加入率

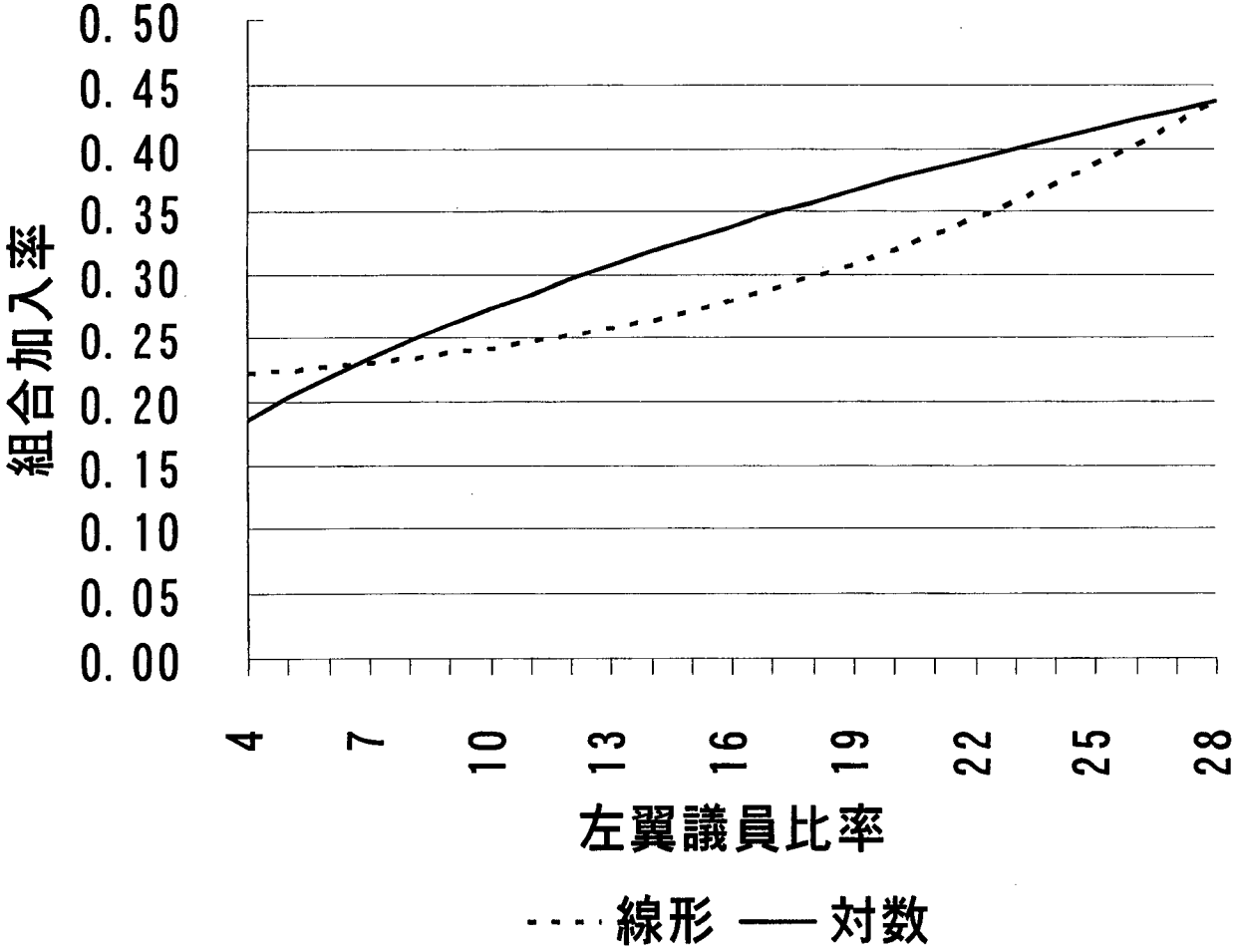

表1 データの出所

データ	原データ名	資料名	調査年度
生協参加率	地域生協組織率	生協の経営統計	1997年&98年
県民所得	県民分配所得	県民経済計算年報	1997年&98年
物価格差(総合)	平均消費者物価地域差指数	消費者物価指数年報	1997年&98年
産業別就業人口(15歳以上):第1次&第3次産業		就業構造基本調査	1997年
15歳未満&65歳以上人口		住民基本台帳人口要覧	1997年&98年
人口密度		住民基本台帳人口要覧	1997年&98年
雇用者所得		県民経済計算年報	1997年&98年
金融機関別預貯金残高		日本銀行:経済統計月報	1997年&98年
消費者物価指数		消費者物価指数年報	1997年&98年
左翼議員比率			
(県議会に占める社会民主党及び共産党所属議員数)		日本統計年鑑	1997年

表2　変数の統計量

	(単位)	平均値	最小値	最大値
組合加入率	%	28.3%	13.1%	55.4%
物価格差	指数	100.82	95.30	111.70
実質県民所得	円	2,926,655	2,117,456	4,147,928
実質雇用者所得	円	2,063,893	1,358,345	3,269,332
実質預貯金残高	円	6,653,622	3,584,690	13,549,307
第1次産業従事者比率	%	8.2%	0.5%	16.8%
第3次産業従事者比率	%	59.5%	50.8%	72.7%
15歳未満人口比率	%	15.8%	12.4%	21.4%
人口密度	人	643.4	72.6	5316.2
左翼議員比率	%	13.54%	4.26%	27.87%

表3　推計結果

	線形モデル		対数線形モデル	
	フル・モデル	AIC最小モデル	フル・モデル	AIC最小モデル
定数項	26.6799	-6.40927	-141.91	
	(.751)	(2.942) **	(-.167)	
物価格差	-0.431288		-322.858	5.18004
	(-.643)		(-1.016)	(4.176) **
物価格差^2	0.00225273		35.3775	
	(.685)		(1.029)	
実質県民所得	4.87413E-06	5.18939E-06	139.6	
	(1.401)	(2.929) **	(1.179)	
実質県民所得^2	-7.5957E-13	-7.6494E-13	-4.66652	
	(-1.315)	(-2.606) **	(-1.173)	
実質雇用者所得	-1.4383E-06	-7.79E-07	11.4545	-1.51686
	(-.349)	(-2.438) **	(.104)	(-3.267) **
実質雇用者所得^2	1.19367E-13		-0.453181	
	(.123)		(-.119)	
実質預貯金残高	-4.4174E-07	-5.2257E-07	-33.2538	-0.62427
	(-1.413)	(-2.532) **	(-.894)	(-2.076) *
実質預貯金残高^2	3.0645E-14	3.58391E-14	1.04574	
	(1.357)	(2.458) **	(.881)	
第1次産業従事者比率	9.50771		0.120571	
	(1.220)		(.129)	
第1次産業従事者比率^2	-53.9485		0.00703153	
	(-1.411)		(.044)	
第3次産業従事者比率	-64.7463		24.3692	14.5265
	(-1.837)		(2.260) *	(2.372) *
第3次産業従事者比率^2	53.806		24.4768	16.333
	(1.411)		(2.434) **	(2.767) **
15歳未満人口比率	90.2222		-34.732	-2.99461
	(.927)		(-1.139)	(-2.873) **
15歳未満人口比率^2	-289.973		-8.92914	
	(-.994)		(-1.061)	
65歳以上人口比率	6.39254		4.77283	
	(.182)		(.567)	
65歳以上人口比率^2	-12.6807		1.23683	
	(-132.000)		(.518)	
人口密度	0.000746055		1.94311	2.09819
	(1.759)		(1.389)	(3.597) **
人口密度^2	-1.2975E-07		-0.129624	-0.142749
	(1.659)		(-1.070)	(-3.262) **
左翼議員比率	0.079562		2.24729	2.28908
	(.080)		(2.346) *	(2.852) **
左翼議員比率^2	11.5475	13.0114	0.422275	0.430386
	(.080)	(4.462) **	(1.989)	(2.463) **
Dummy(兵庫)	1.43494	1.72258	1.41018	1.16733
	(2.471) *	(3.189) **	(2.537) *	(3.158) **
Dummy(新潟)	-1.87009	-1.94716	-1.66894	-1.54472
	(-7.903) **	(-10.534) **	(-6.729) **	(-7.192) **
R^2	0.6868	0.6315	0.7130	0.6855
AIC	59.176	52.824	55.690	48.368
対数尤度	-36.176	-43.824	-32.069	-36.368

注）　*は5%、**は1%の有意水準で統計的に有意であることを示す。

表4 非入れ子型検定(J-Test)の結果

		対立仮説	
		線形	対数線形
帰無仮説	線形	×	4.209**
	対数線形	1.381	×

第4章　地域通貨の発生に関する計量分析*

1　はじめに

金融論の教科書や経済学辞典によれば、貨幣の役割としては、第1に交換手段であること、第2に価値の尺度であること、第3に価値を保蔵する手段であることの3つの役割が指摘されている（館・浜田 1972、花輪 1979、永谷 1980）。近年その存在が注目されている地域通貨も貨幣の1種であると考えられる[1]。もしもそうであるなら、地域通貨は上記の 3 つの役割を本当に備えているのであろうか。あべ·泉(2000)、加藤(2001)や河邑·グループ現代(2000)で紹介されている地域通貨やエコマネーと呼ばれている事例をもとに、貨幣の役割と地域通貨について検討すると、それぞれの役割については以下のように考えることができるであろう。第 1 の役割については、地域通貨を導入している地域やグループの中では交換手段としての役割を持っているようである。しかし、それらの地域やグループ内においても地域通貨は国家の発行する通貨と併用されており、さらにはタイム・ダラーのように交換価値の一定割合までしか地域通貨で支払うことができないといった場合もあり、一般的な交換手段というよりは制限された交換手段であると考えるべきかも知れない。第 2 の役割については、「イサカ・アワー」やスイスの「ヴィア」のように単位を国家の発行する通貨と同一にするものや、国家の発行する通貨とある一定の交換比率で発行されているものが存在する一方で、タイム・ダラーのように時間といった国家の通貨単位とはまったく関係ないものも存在する。このような単位そのものや国家の通貨単位との関連性の問題を除けば、地域通貨も、それを導入している地域やグループにおいては価値の尺度としての役割を果たしていると考えられるであろう。最後に第 3 の役割については、歴史的にはゲゼルによる「自由通貨」、ドイツで導入された「ヴェーラ」やオーストリアのヴェルグで導入された「労働証明書」のように価値を保蔵できない貨幣として導入されるケースがあり、これらについては価値保蔵の役割を持っているとすることは難しいかもしれない。しかしながら、近年わが国で導入されている地域通貨は、そのほとんどが無利子ではあるが名目の価値が減少するものは無く、名目の値では価値保蔵の役割を持っていると考えられる[2]。このように貨幣の 3 つの役割という点から地域通貨を検討した場合、特に第 1 の役割において国家による通貨よりは制限されたものであると考えられ、地域通貨は擬似通貨の 1 種と呼ぶべきものであると判断できる。

経済学の別の観点から地域通貨を見たときには、もう 1 点注目すべき事柄がある。それは通貨発行の仕組みである。コインに含まれる貴金属の分量が価値の基準となっていた時代や中央銀行制度が充分確立していなかった時代においては、個々の銀行が貨幣を発行したフリー・バンキングの時代[3]や、地方政府や有力者が貨幣を発行した時代[4]もあったが、現代において通貨発行はほぼ国家によって独占されているのが現状である[5]。これに対して地域通貨は、「イサカ・アワー」のように地域の特定のグループが貨幣を発行する場合や LETS のように個人が通貨を発行するといったケースもあり、通貨発行が国家から独立したものとなっている。このように通貨発行が国家独占でなくなることは、通貨発行による利益が分散するということに他ならない。これが国家によって地域通貨発行が制限されたり禁止されたりする主たる原因と考えられる[6]。では地域通貨発行による利益は誰が受け取っているのであろうか。経済学の立場から問題とすべきは、通貨発行利益による所得再分配がどのように行われているのかという問題である。この点についても、個々の地域通貨によって一様ではなく、地域通貨一般について言えることは少ない。しかしながら、西部（2000）によって整理されている地域通貨の事例から判断すると、福祉やボランティアの対価として地域通貨が発行されるのであれば発行者である福祉やボランティアを必要としている人々に通貨発行による利益が発生していると考えられる。これは非常にラフな言い方をすれば社会的弱者に対して通貨発行による利益が（再）分配される仕組みと言えよう。また集中的に発行される地域通貨に関しても、コミュニティーのための資金や流通させているグループ内での平等を目指すといった何らかの通貨発行利益による再分配の仕組みを持っていると考えられる[7]。

このように見ると、地域通貨は、税制や社会保障制度といった国家規模での所得再分配の仕組みを補完してさらに所得再分配を進める仕組みであると考えることが出来る。見方を変えれば、地域通貨を発行し受容する地域やグループは、国家による所得再分配政策とは別に地域通貨による所得再分配機構を受け入れている地域やグループであると言える。経済政策の立場から見れば、どのような地域やグループがこのような更なる所得再分配機構を導入するのかといった点を分析することは、国家による所得再分配の仕組みを見直したり、再分配の程度を再検討するために、非常に重要な分析であると考えられる。そこで本研究では、地域通貨がどのような地域に発生しているのかについて、都道府県レベルにおける発生件数の決定要因を計量的に分析し、そ

の発生要因について検討する[8]。

もちろん地域通貨は、西部(2000)による目的の整理にあるように、地域あるいはコミュニティーといったものを経済的に活性化したり相互信頼を向上させるという目的を持っており[9]、これらの成果について分析することは重要である[10]。これに対して、本研究は、直接地域通貨の効果を分析するものではなく、どのような地域に地域通貨が導入されたのかを分析することを通じて、どのような地域や特定のグループに相互信頼や地域経済の活性化に対するモティベーションがあるのかを数量的に分析した研究と考えることも出来る[11]。

本研究の構成は、以下の通りである。次節では分析のためのモデルと本研究で用いたデータについて解説する。続いて３節では、実証分析の結果に基づき、地域通貨発生の要因について検討する。最後に４節では、本研究の分析結果をまとめ、さらに残された課題について述べる。

２．　モデルとデータ

この節では、本研究で分析に用いたモデルとデータについて述べる。まず地域通貨の発生件数のデータについて解説し、続いて分析に用いるモデル、説明変数の候補としたデータの順に述べる。

2.1　地域通貨の発生件数

本研究で分析の対象としている地域通貨の発生件数に関しては、公的な調査統計はもちろん特定の研究者によって調査され公表されているものは無い。これは、地域通貨について定義が難しく、どのような要件を満たしていると地域通貨と認めてよいのかはっきりしないため、なかなか公式の統計を作りづらいという面があると考えられる。また多くの地域通貨が、準備段階ではあるがまだ始めていないという不確定なものが多いことも一つの原因であろう[12]。そこで、本研究では地域通貨の発生件数について独自に調査を行った。

地域通貨に関する調査は、主としてインターネットを使って地域通貨に関するホーム・ページや雑誌・新聞記事を検索して行った[13]。また、後述する、さわやか福祉財団、日本ケアシステムとニッポンアクティブ・ライフ・クラブ（ＮＡＬＣ）が行っているネットワーク型地域通貨制度については印刷された資料[14]を参考にしている。

調査の過程で、地域通貨については、地域の範囲に関して

単独地域で発行しているもの　⇔　全国に支部を持つネットワーク型のもの

という分類や、

紙幣等を発行するもの(集中発行方式)　⇔　通帳形式のもの(分散発行方式)

という発行の形式によるちがい、

単位を持った貨幣として発行されるもの　⇔　時間預託の形を取るもの

という価値尺度に対する制度の違いによるといった分類が可能であることが分かった。もちろん、単位を持って発行されるものの中にはエコマネーと呼ばれるもの[15]と、ＬＥＴＳ(Local Exchange and Trading System)方式を採用するものに分類することも出来るが、発生要因を分析するためにはある程度のサンプル数が必要なため、これ以上の細かな分類は行わなかった。さらに、紙幣を発行するものと通帳形式のものという分類は紙幣を発行し通帳もあるといった地域通貨[16]が存在するため、完全に分類できないこと、紙幣を発行している地域通貨の発生件数が少ないことから、地域通貨の分類としては、単独地域かネットワーク型かの違いを一つの目安として分析を行うこととした[17]。この分類は、いくつかの例外を除き単位を持った通貨であるか時間預託であるかといった分類とほぼ一致する。本研究では便宜的に、単独地域で発行されている地域通貨を狭義の地域通貨と呼び、これにネットワーク型地域通貨を加えたものを広義の地域通貨と呼ぶことにする。本研究で行った調査によれば、狭義の地域通貨は全国で 79 ヵ所、ネットワーク型地域通貨はさわやか福祉財団の「ふれあい切符」[18]、ボランティア労力ネットワーク[19]、日本ケアシステム協会[20]やＮＡＬＣ[21]によるネットワーク型地域通貨の各地の活動拠点をそれぞれ１ヵ所と数えた場合、全国で 535 ヵ所となり、広義の地域通貨は 614 ヵ所を見つけることが出来た[22]。狭義の地域通貨の一覧は付表 1 に、地域通貨の都道府県ごとの発生件数については表 1 に示している。

2.2 ポワソン回帰モデル

地域通貨の発生件数は、都道府県当たり平均で、狭義の地域通貨では２弱、広義の地域通貨では１３強と、整数値を取るが連続値と見なすには小さな値を取っている。この数値のオーダーから判断して、市町村ごとに０－１の決定を分析するタイプのロジット・モデルやプロビット・モデルでは、狭義の地域通貨に関しては被説明変数の95％以上が０となり、広義の地域通貨についても80％以上が０を取ることや、複数の市町村に跨る地域通貨の存在やいくつかの市町村では複数の地域通貨が存在することから、本研究では都道府県ごとの発生件数について決定要因を分析することが適当であると判断した。都道府県の発生件数を分析対象とした場合、このような比較的小さな整数値を取る変数の決定要因を分析するための計量モデルとしては、ポワソン回帰モデルがある。Cameron and Trivedi(1998)によれば、ポワソン回帰モデルは、従属変数（確率変数）Y_iの期待値を線形モデル（$E(Y_i)=\mu_i=x_i\beta$）と仮定し、従属変数が整数値yを取る確率を、

$$\Pr(Y_i=y|x_i)=\frac{e^{-\mu_i}(\mu_i)^y}{y!},\qquad y=0,1,2,\ldots$$

と表したモデルである。ここでx_iの第j番目の説明変数x_{ij}の限界的な変化に対する反応は係数ベクトルβの第j要素β_jとなる。このモデルは一般的には最尤法で推計が行われ、本研究ではTSP Version 4.5 のPOISSONコマンドを用いて推定している。

2.3 地域通貨の発生要因の候補

第１節でも述べたように地域通貨は擬似通貨による所得再分配機構と考えられる、またエコマネーや「ふれあい切符」の名称にもあるように社会福祉やNPO活動の一種であると考えることが出来る。わが国におけるボランティア活動や生活協同組合活動に関する先行研究[23]から判断して、本研究では以下のような変数を説明変数の候補とする。第１には、発生件数の多寡には都道府県の広さや人口といった規模要因が影響を与えていると考えるのは自然であろう。本研究では、人口として住民基本台帳人口を、面積として可住地面積を、規模要因を表す説明変数の候補として採用する。第２は価格要因である。これは、国家による通貨の価格付けに対抗して地域通貨が発行されて

いるのであれば物価が高かったり低かったり物価格差の大きな地域で地域通貨が導入される傾向があるかもしれない。本研究では地域の消費者物価指数を基に作成された物価格差（総合）を物価格差の説明変数の候補として採用する。第３の要因は所得・資産要因である。ボランティアや生活協同組合活動の決定要因としても重要なものであり、労働者平均給与(男性)を賃金、県民分配所得の家計分を所得、預貯金総額を金融資産として説明変数の候補とした。ここで所得と金融資産は１人当たりではなく総額を候補としているのは、ポワソン回帰モデルでは、地域通貨の発生確率ではなく発生件数を説明するモデルとなっているため、これらの変数に経済的な規模要因も反映させるためである。これに対して賃金は、それぞれの地域の経済的な豊かさだけでなく地域通貨に関する付加的な活動のための機会費用の大きさも表している変数と考えることができる[24]。第４の要因としては産業構造の影響が考えられる。地域通貨を導入するためにはある程度商業活動が盛んな地域で、地域通貨を受け取ってくれる商店等が存在しなければならない、また地域のコミュニティーを活性化させるために地域通貨を導入するのであれば、地域のコミュニティー活動が盛んであると考えられる農業や漁業といった第１次産業就業者が多い地域や多くの人々が同一の大企業で働くような第２次産業就業者の多い地域では地域通貨を導入するインセンティヴが低いかもしれない。本研究では、第１次産業、第２次産業、第３次産業就業者数を説明変数の候補として採用する。特に商業活動に関しては、商店販売額も説明変数の候補に追加して、商業活動の影響を捉えることを試みる。第５の要因として人口構成要因を取り上げる。これは、地域通貨という擬似通貨の導入に対して高齢者が保守的な反応をする可能性を捉えたり、若年者が多い地域ではボランティアの供給者が多く、高齢者が多い地域ではボランティアに対する需要が高いため、ネットワーク型地域通貨が盛んになる可能性を捉えたりするための説明変数である。最後に第６の要因として政治要因として野党議員の数を取り上げる。これは地域通貨という、いわば国家による通貨に対抗するものを発行することと野党に対する政治的な嗜好には関係がある可能性が高いという予想に基づくものである。ここでは2000年の衆議院議員選挙における自由民主党・公明党・保守党の３与党議員を除いた議員数を野党議員としている[25]。以上の変数についてデータの出所、観測年度をまとめたものが表２である。くり返しになるが、ポワソン回帰モデルの性質上いくつかの変数で１人当たりの数値とせず規模要因も反映させるための総数あるいは総額を説明変数として用いている点については、推計結果を

解釈する上で注意が必要である。

3． 実証分析

狭義の地域通貨、ネットワーク型地域通貨及び広義の地域通貨の発生件数について、2節で候補とした説明変数を用いてポワソン回帰モデルを推計した結果が表3である。ここでは、説明変数と被説明変数の期待値の非線形な関係を近似するために各説明変数の2乗値を含めてモデルを推計している。全ての候補を用いたモデルでは統計的に有意でない係数を持った説明変数が複数存在するため、赤池情報量基準（AIC）によって変数を選択した。表3によれば、狭義の地域通貨の決定係数は約0.83、ネットワーク型地域通貨と広義の地域通貨の決定係数は0.98以上と、クロスセクション・データによる結果としては非常に高く、地域通貨発生件数をよく説明している結果であると判断できる[26]。個々の変数の効果については、狭義の地域通貨、ネットワーク型地域通貨及び広義の地域通貨の結果においてAICで選択された変数が微妙に異なっていること、各変数の2条値も説明変数として加えられていることから、推計結果の表からは個々の変数の効果を直接判断することは難しい。そこで説明変数x_{ij}の1乗値の係数が$\hat{\beta}_j$、2乗値の係数が$\hat{\gamma}_j$：

$$x_{ij}\hat{\beta}_j + x_{ij}^2\hat{\gamma}_j$$

であるとき、この変数の限界的な効果を、

$$\hat{\beta}_j + 2x_{ij}\hat{\gamma}_j$$

と推計する。この値は説明変数の水準に応じて変化するため、本研究では各説明変数の最小値、平均値及び最大値（表4を参照）を取った場合の限界的効果について表5にまとめた。この限界的な効果は、各説明変数の単位にも依存しその大きさを比較する場合には注意が必要である。各説明変数の値が最小値から最大値へ増加するに従って、その限界的な効果がどのように変化するのかを表5から検討すると、以下のようになる。

- ネットワーク型地域通貨と広義の地域通貨のそれぞれの要因の限界的な効果の変化は、ほぼ同じ傾向があるが、狭義の地域通貨は、物価格差の傾向が異なることや

賃金、所得が変数として選択されていないなど、いくつか異なった傾向を示している。

・ 最小値と最大値の間において、各地域通貨発生件数に常に正の効果を持っているのは人口、負の効果を持っているのは面積である。さらに人口については正の効果が急速に高まってくる傾向がある。

・ 物価格差の拡大は、全国平均から高くなっても低くなっても、格差が拡大すれば狭義の地域通貨には正の効果を与えるが、ネットワーク型地域通貨及び広義の地域通貨には負の効果を与える。

・ 賃金と所得は、狭義の地域通貨では選択されていないが、ネットワーク型地域通貨に対して、所得は正の効果を持っており、賃金は水準が低いときには負の効果を持っているが、その水準が高まるにつれて効果が正となり、さらに徐々に強まってくる傾向にある。広義の地域通貨に対しては、賃金・所得とも負から正に効果が変化し、賃金がネットワーク型地域通貨に与える効果と同様に、効果が大きくなる傾向を持っている。

・ 商店販売額は、狭義の地域通貨と広義の地域通貨に対する効果は、最初は負であるが、徐々に効果が大きくなり、全ての地域通貨に対して正の効果を持つようになる。ネットワーク型地域通貨も同様の傾向を持っているが、その効果は一貫して正である。

・ 金融資産は、全ての地域通貨に対して、水準が低い間は正の効果を持っているが、水準が高まるにつれて効果が正から負に変化して行く傾向がある。

・ 第１次産業従事者は狭義の地域通貨のみに影響を与え、その効果は正で徐々に高まる傾向がある。

・ 第２次産業と第３次産業の就業者、人口構成要因である１５歳未満人口と６５歳以

上人口は、人数が増加するにつれて、どの地域通貨に対しても効果が小さくなってゆく傾向がある。

・ 野党議員数の増加は、どの地域通貨に対しても効果が徐々に大きくなり、平均値以上であれば正の効果を持つようになる。

以上の点からどのようなことが明らかとなったかについては、次節で総合的にまとめることとする。

４． まとめ

本研究では、狭義の地域通貨、ネットワーク型地域通貨及び広義の地域通貨の発生件数について、計量分析を行った。分析の結果から明らかとなった点で特徴的なものは以下の４点である。第１に、狭義の地域通貨とネットワーク型地域通貨、広義の地域通貨で物価格差から受ける効果が逆であることがあげられる。もしも、物価格差に対抗するために地域通貨が発行されているのであれば、狭義の地域通貨のように格差拡大が発生件数に正の効果を与えるはずである。しかしながらネットワーク型地域通貨は格差が小さい方地域で発生件数が多くなる傾向にある。これは狭義の地域通貨とネットワーク型地域通貨では、発生件数決定のための要因が異なる、言換えれば地域通貨としての性質が異なる可能性を示す結果と解釈することが出来る。特徴の第２点は、人口の増加は発生件数を増やす傾向にあるのに対して、第２次産業と第３次産業の就業者、１５歳未満人口と６５歳以上人口が発生件数を減少させる傾向にあることである。これを総合的に解釈すれば、中間年齢人口が多く就業者が少ない地域で地域通貨の発生件数が高まる傾向にあるといえよう。これは、高校生や大学生といった学生と専業主婦が多い地域で地域通貨が導入されやすいことの現われと考えられる。第３の特徴は、賃金が高い地域でネットワーク型地域通貨及び広義の地域通貨の発生件数が高くなる傾向にある点である。これはネットワーク型地域通貨がすべて時間預託であることから地域通貨の導入や運用のための機会費用ではなく、時間預託する時間の価値が高い地域でネットワーク型地域通貨が導入されやすいことを示すものと考えられる。第４の点は、野党議員数の効果である。生活協同組合活動に関する実証分析

でも同様のことが示されているが、中央政府に対抗するという政治的嗜好の強い地域で地域通貨が導入されやすいことがこの分析で明らかとなったと考えられる[27]。

本研究では以上のような４点が明らかとなったが、いくつかの今後検討が必要な課題も同時に存在する。第１の問題は、本研究で調査した地域通貨が、現存する地域通貨を網羅的に調査できたかという問題である。２節でも述べたように、本研究の調査はインターネットを主として調査を行ったため、調査漏れの地域通貨が存在する可能性が高い。この点については今後さらに調査を進め、網羅的なデータ・ベースを作成する必要性があろう。第２の点は、都道府県別データでの分析の持つ限界である。本研究ではデータ数及び利用可能なデータの関係から都道府県別の発生件数を分析したが、コミュニティーのための通貨として地域通貨を考えるのであれば、市町村レベルでの発生を分析すべきであったのかもしれない。しかしながら地域通貨の発生件数そのものが少なく、現状では市町村レベルでの分析は不可能であるため、発生件数そのものの増加或いは新たな分析手法の開発が必要である。第３点は、わが国において地域通貨は漸く導入が始まったばかりで、要因分析という分析方法に馴染まないかもしれないという点である。事実、調査時点において現在検討中の地域通貨が複数存在し、これらが今後地域通貨としてスタートする可能性がある。このような段階においては、情報（ノウハウ）の伝播が重要で、本研究で取り上げたように経済的な要因を分析するという接近方法では不充分かもしれない。この点については、今後の地域通貨の発生の動向を見て再検討する必要があるかもしれないが、本研究の推計結果が良好なことから、ある程度の要因分析は出来たと判断できるであろう。

注

* 本研究で行った調査に関しては、大学院生の紺野透氏にリサーチ・アシスタントとして協力していただいた。さわやか福祉財団、ニッポンアクティブ・ライフの事務局の皆様や各地の地域通貨の事務局皆様には、質問等に電話や郵便、ｅメールで答えていただいた。また Stephen Davies 先生（神戸大学）とのディスカッション及び平山健二郎先生（関西学院大学）、原論文投稿時に編集委員及び２名のレフェリーからのコメントは本稿の改訂に有益であった。これらの方々に対して、記して感謝したいと思います。

[1] たとえば、蝋山（1977）では、財の購入･債務の支払い等に使われる貨幣を通貨として、通貨を日本銀行券、補助貨幣、当座性預金などとしている。円を、計算貨幣として、貨幣に計算貨幣と通貨があるという説明を行っている。

[2] 経済学的には価値が時間選好率分だけ毎期減価していると考えることもできる。こ

れはタイム・ダラーに代表される時間預託制度についても同様で、個人の効用関数において時間選好率がゼロという特殊な場合を除けば、自動的に価値が目減りしていく仕組みが内包されたものと考えることができる。もちろんこれは国家が発行する通貨についても同様なことがいえる。

[3] アメリカのフリー・バンキングの効果については、Rockoff(1974)や Rolnick(1983)といった実証分析が存在する。

[4] 中華民国における軍閥や地方政府による通貨発行の例などがある。

[5] Hayek(1978)による貨幣発行自由化論があり、Vaubel(1986)、White(1989)、Yeager(1983)などによって議論がなされている。また、Rahn(1989)による東欧への私的通貨導入の主張なども存在する。

[6] あべ・泉(2000)によれば、ドイツでは、1931 年、オーストリアでは 1933 年に、アメリカでも 1933 年に地域通貨が禁止されている。

[7] 地域通貨の法的な側面を含め発行者と銀行の関係等を検討しているものとして Solomon(1996)がある。

[8] 経済のグローバライゼーションに対抗する地域通貨（LETS）という観点から地域通貨を分析したものとして、Pacione(1997b,1999)がある。

[9] このほかに地域通貨を分類し分析したものとして泉(2001)があるが、通貨発行利益の分配という視点は無く、地域通貨の分類例として、ここでは西部（2000）を取り上げた。

[10] 地域通貨導入によって地域振興が促進されたか否かについて分析するためには、地域の活性化に関する指標や統計が必要であるが、現状では統計の整備が行われておらず、困難である。海外においては、LETS に関して Pacione(1997a,b)や Williams(1996b,c)といった、イギリスにおいて地域通貨が地域コミュニティーに与えた効果を分析した研究や、Peacock(2000)や Williams(1996a)のような地域の失業に与えた効果を分析した例もある。

[11] LETS の地理的分布を分析した Lee(1996)や、地域通貨への参加の動機について訊ねている Caldwell(2000)の研究が比較的本研究に近いものと思われる。
[12] 検討中のものとしては、福島県会津若松市の「会」や神奈川県大和市の「LOVE s」などが上げられる。

[13] 調査方法に関連して、編集委員よりデータの検索方法及び再現性についてコメントを頂いたが、本研究では、メタ検索のページである、検索デスク（www.searchdesk.com/）で「地域通貨」および「エコマネー」をキーとして検索し、さらにリンクされているホーム・ページを検索するという方法で地域通貨を調査した。これに加えて、丸山・森野(2001)による情報、日本の地域通貨（www3.plala.or.jp/mig/japan-jp.html）やゲゼル研究会（www.grsj.org/）のホーム・ページの情報が有益であった。検索のホーム・ページである YAHOO にも地域通貨のインデックスがある。
（www.yahoo.co.jp/social_science/economics/currency/local_currency_systems/）

データの再現性については、ホーム・ページの情報はほぼ毎日のように更新されており、調査時点である 2001 年の 9 月～10 月の時点に戻らなければ完全なデータを再現することは不可能と思われる。そのため、付表 1 に本研究で用いた狭義の地域通貨の一覧を載せて

いる。後述する日経産業消費研究所(2002)の調査と異なるものも多いが、調査時点以降に廃止あるいは実験終了となったり、調査時点で導入に関して準備中であったものや単なる研究会であったものが、その後、地域通貨を導入したためである。

[14] さわやか福祉財団（2000）や、さわやか福祉財団の発行する月刊誌『さぁ、言おう』の各号におけるふれあい切符採用団体のリスト、ニッポン･アクティブライフ･クラブ発行の『アクティブらいふ』の記事を参考にした。

[15] 厳密にはエコマネーにはＬＥＴＳ方式や時間預託も含まれると考えられるが、本研究でＬＥＴＳ方式と時間預託を除く地域通貨をエコマネーと呼ぶことにする。

[16] 付表1にあるように、東京都の「r(アール)」と大阪府の「かま」が通帳と紙幣を併用している。

[17] 本研究では、計量分析をするためにある程度のサンプル数を確保するといった観点を優先したため、2種類の地域通貨への分類のみに焦点を絞って分析を行った。西部(2000)や泉(2001)などが取り上げている、地域通貨の機能や形態に基づく一般的な分類と調査した地域通貨の対応関係や細かな分類ごとの計量分析については、現時点ではサンプルが少なく厳しいと判断した。この点について原論文投稿時にレフェリーより指摘を受けたことを記して感謝いたします。

[18] 田中（1996）の上げている支部のリストおよび、『さぁ、言おう』の各号におけるふれあい切符採用団体のリストをもとにしている。

[19] ボランティア労力ネットワーク（ボランティア労力銀行改め）の支部一覧（www.d4.dion.ne.jp/~v_rougin/6shibu.htm）を参考にした。

[20] 日本ケアシステムより直接、全国まごころサービスネットのセンター所在地一覧をいただいた。

[21] ニッポン･アクティブライフ･クラブ発行の『アクティブらいふ』2001年10月10日号を参考にしている。

[22] 本稿改訂時に日経産業消費研究所(2002)が全国140箇所の地域通貨をレポートしているが、この中には準備段階のものや調査時点以降に実験が開始されたものを含んでいる。これらの地域通貨を整理すると、ほぼ本研究で調査した地域通貨に一致する。

[23] ボランティア活動に関する先行研究としては、Smith(1994)や跡田・福重(2000)、福重(1999)があり、生活協同組合活動に関しては福重・檜（2001）がある。山内（1997）や福重（1999）においては、この他に寄付金活動やボランティア貯金の決定要因についても分析を行っている。

[24] ボランティア活動や生活協同組合活動への機会費用との対比で考えると、国家による通貨と地域通貨を併用することによる、例えば通帳に記入する作業にかかるコストや集中発行にかかわる管理コストなどの事務的費用に対する機会費用と考えることが出来る。

[25] 野党をどのように定義するのかについては、国会における野党と地方議会における野党という考え方ができる。本研究では、地方議会においては国会の与野党相乗りの政権が少なくないため、国会における野党を野党と考え、国会議員数を説明変数の候補とした。

[26] 決定係数の計算は、TSP のマニュアル通り

$$R^2 = \frac{[\mathrm{cov}(y, \hat{y})]^2}{[\mathrm{var}(y) * \mathrm{var}(\hat{y})]}$$

と計算している（Hall and Cummins, 1999）。

[27] 強い与党支持に対抗する一部の住民による地域通貨活動という可能性も考えられたが、都道府県レベルでのデータに基づく本研究の実証分析では野党支持が強いところで地域通貨が盛んであるという結果となった。この点については、市町村レベルのデータにおける分析など、詳細な分析が必要であろう。この点について原論文投稿時に指摘をいただいたレフェリーに感謝いたします。

表1　地域通貨の発生件数

都道府県	狭義の地域通貨	ネットワーク型地域通貨	広義の地域通貨
全国	79	535	614
北海道	9	18	27
青森	0	3	3
岩手	0	4	4
宮城	2	10	12
秋田	0	5	5
山形	1	6	7
福島	0	6	6
茨城	0	22	22
栃木	0	2	2
群馬	1	7	8
埼玉	1	16	17
千葉	2	29	31
東京	4	71	75
神奈川	4	29	33
新潟	0	7	7
富山	3	1	4
石川	0	2	2
福井	0	2	2
山梨	2	1	3
長野	6	0	6
岐阜	2	4	6
静岡	2	20	22
愛知	4	31	35
三重	3	13	16
滋賀	2	5	7
京都	2	6	8
大阪	2	85	87
兵庫	6	35	41
奈良	0	14	14
和歌山	0	5	5
鳥取	0	3	3
島根	1	5	6
岡山	2	8	10
広島	0	7	7
山口	1	1	2
徳島	1	2	3
香川	1	7	8
愛媛	6	3	9
高知	1	2	3
福岡	2	14	16
佐賀	1	13	14
長崎	1	1	2
熊本	0	2	2
大分	1	1	2
宮崎	0	2	2
鹿児島	1	4	5
沖縄	2	1	3

表2 データの出所

データ	原データ名	資料名	調査年度
人口	住民基本台帳人口	住民基本台帳人口要覧	1999年
面積	可住地面積	全国都道府県市区町村別面積調	2000年
物価格差	平均消費者物価地域差指数(総合)	(総務庁統計局)	1999年
賃金	労働者平均給与(男性)	賃金構造基本統計調査	1999年
所得	県民分配所得(家計分)	県民経済計算年報	1998年
金融資産	個人預貯金総額	金融経済統計月報(日本銀行)	2000年
第1次産業従事者	第1次産業就業者総数	就業構造基本調査	1997年
第2次産業従事者	第2次産業就業者総数	就業構造基本調査	1997年
第3次産業従事者	第3次産業就業者総数	就業構造基本調査	1997年
商店販売額	商店年間販売額	商業統計表 産業編	1999年
15歳未満人口	15歳未満人口総数	住民基本台帳人口要覧	1999年
65歳以上人口	65歳以上人口総数	住民基本台帳人口要覧	1999年
野党議員数	衆議院議席数に占める野党議員数	衆議院議員選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調	2000年

表3 推計結果

	狭義の地域通貨		ネットワーク型地域通貨		広義の地域通貨	
	フル・モデル	AIC最小モデル	フル・モデル	AIC最小モデル	フル・モデル	AIC最小モデル
定数項	528.726	1169.74	-752.852	-742.123	-365.432	-506.208
	(1.555)	(3.811)**	(-2.224)*	(-4.407)**	(-1.613)	(-3.357)**
人口	-61.1556	-45.0001	-18.1925	-8.00931	-21.3777	-19.5543
	(-2.976)**	(-3.822)**	(-1.718)	(-1.974)*	(-2.349)*	(-2.441)*
人口^2	12.0467	7.14575	5.79128	3.84159	6.03112	5.94235
	(2.916)**	(3.562)**	(2.640)**	(3.441)**	(3.073)**	(3.070)**
面積	-1.75092	-0.605885	0.363311		0.3484	
	(-1.898)	(-4.086)**	(.799)		(.882)	
面積^2	0.01654		-0.028976	-0.012668	-0.03112	-0.018269
	(.456)		(-1.819)	(-3.114)**	(-2.628)**	(-2.857)**
物価格差	-9.33797	-23.2896	16.7542	16.0837	8.99118	11.701
	(-1.347)	(-3.814)**	(2.410)*	(4.603)**	(1.875)	(3.584)**
物価格差^2	0.04551	0.115582	-0.083591	-0.080066	-0.045044	-0.058551
	(1.313)	(3.810)**	(-2.404)*	(-4.594)**	(-1.879)	(-3.579)**
賃金	-0.226224		-0.38997	-0.293306	-0.375021	-0.350814
	(-1.201)		(-2.498)*	(-3.591)**	(-2.700)**	(-2.692)**
賃金^2	0.000229093		0.000435007	0.000328278	0.000418605	0.000387802
	(1.061)		(2.523)*	(3.640)**	(2.727)**	(2.708)**
所得	-1.26783		-0.465393		-0.664388	-0.523556
	(-1.850)		(-.764)		(-1.566)	(-1.114)
所得^2	0.07446		0.075537	0.050311	0.081266	0.069165
	(1.566)		(2.147)*	(3.304)**	(3.156)**	(2.448)*
金融資産	1.5089	0.812385	0.986975	0.546305	1.15515	0.955629
	(2.394)**	(3.268)**	(2.012)*	(2.249)*	(3.375)**	(2.443)*
金融資産^2	-0.044338	-0.020147	-0.034444	-0.022835	-0.036306	-0.032427
	(-2.215)**	(-4.508)**	(-2.748)**	(-2.894)**	(-3.756)**	(-2.891)**
第1次産業従事者	-37.781		9.22772		-2.70995	
	(-.798)		(.438)		(-.170)	
第1次産業従事者^2	250.345	99.8794	-51.8825		17.3971	
	(1.385)	(4.162)**	(-.669)		(.308)	
第2次産業従事者	41.0786	45.2772	-5.16555	-8.18368	-3.37902	
	(2.101)*	(3.550)**	(-.447)	(-2.557)*	(-.430)	
第2次産業従事者^2	-53.0948	-46.9882	-4.18013		-8.90802	-9.73712
	(-3.829)**	(-4.402)**	(-.480)		(-1.274)	(-2.477)*
第3次産業従事者	49.8983	52.8661	20.6689		18.6847	17.6303
	(1.446)	(2.526)*	(1.174)		(1.432)	(2.153)*
第3次産業従事者^2	-48.6596	-33.8352	-22.1492	-12.6636	-22.9293	-22.7534
	(-2.829)**	(-3.506)**	(-2.317)*	(-3.656)**	(-2.802)**	(-3.033)**
商店販売額	-0.80475	-1.10837	-0.240043		-0.231142	-0.265422
	(-1.967)*	(-3.138)**	(-.838)		(-1.255)	(-3.230)**
商店販売額^2	0.022322	0.018527	0.00704398	0.00328251	0.00763943	0.00828901
	(3.009)**	(3.963)**	(1.773)	(2.665)**	(2.497)*	(3.269)**
15歳未満人口	0.181986	0.10313	0.076291	0.052417	0.084349	0.078285
	(3.025)**	(4.096)**	(2.179)*	(2.282)*	(2.957)**	(2.713)**
15歳未満人口^2	-0.00020053	-8.1695E-05	-0.0001451	-0.00010562	-0.00013883	-0.000137062
	(-2.203)*	(-2.512)*	(-3.133)**	(-3.387)**	(-3.473)	(-3.208)**
65歳以上人口	0.124003	0.089646	0.00468288		0.017156	0.020354
	(4.744)**	(3.934)**	(.310)		(1.379)	(2.607)**
65歳以上人口^2	-0.00013661	-9.4591E-05	-1.8506E-05	-9.8069E-06	-2.9404E-05	-3.40283E-05
	(-4.074)**	(-3.950)**	(-.994)	(-2.401)*	(-1.846)	(-2.804)**
野党議員数	-0.285362		-0.806787	-0.634634	-0.80057	-0.662163
	(-.717)		(-2.958)**	(-3.286)**	(-3.430)**	(-2.937)**
野党議員数^2	0.298989	0.153676	0.223736	0.156466	0.245128	0.207522
	(2.463)*	(4.618)**	(2.652)**	(3.248)**	(3.473)**	(2.772)**
R^2	0.8666	0.8280	0.9852	0.9820	0.9868	0.9860
AIC	165.157	156.293	269.648	259.212	269.962	263.364
対数尤度	-55.578	-58.147	-107.824	-110.606	-107.981	-108.682

注） *は5%、**は1%の有意水準で統計的に有意であることを示す。

表4 変数の統計量

	単位	平均値	最小値	最大値	分散
人口	百万人	2.682	0.618	11.743	6.068
面積	km2/1000	2.688	0.851	26.893	13.978
物価格差	全国=100	101.079	96.300	110.900	8.382
賃金	千円	446.526	387.576	588.598	1588.225
所得	千億円	6.383	1.317	44.655	61.638
金融資産	兆円	15.267	3.227	98.095	296.963
第1次産業従事者	百万人	0.090	0.027	0.277	0.002
第2次産業従事者	百万人	0.455	0.097	1.712	0.174
第3次産業従事者	百万人	0.881	0.188	4.798	0.847
商店販売額	千億円	30.603	7.035	174.104	1013.826
15歳未満人口	千人	398.745	95.000	1486.000	119452.194
65歳以上人口	千人	450.745	132.000	1808.000	117385.281
野党議員数	人	2.319	0.000	16.000	9.700

表5 決定要因の限界的な効果

	狭義の地域通貨			ネットワーク型地域通貨			広義の地域通貨		
	最小	平均	最大	最小	平均	最大	最小	平均	最大
人口	-36.171	-6.665	122.828	-3.263	12.600	82.216	-12.212	12.325	120.010
面積	-0.606	-0.606	-0.606	-0.022	-0.068	-0.681	-0.031	-0.098	-0.983
物価格差	-1.029	0.076	2.346	0.663	-0.102	-1.675	0.424	-0.136	-1.286
賃金	-	-	-	-0.039	0.000	0.093	-0.050	-0.004	0.106
所得	-	-	-	0.133	0.642	4.493	-0.341	0.359	5.654
金融資産	0.682	0.197	-3.140	0.399	-0.151	-3.934	0.746	-0.034	-5.406
第1次産業従事者	5.393	17.919	55.333	-	-	-	-	-	-
第2次産業従事者	36.161	2.556	-115.610	-8.184	-8.184	-8.184	-1.889	-8.853	-33.340
第3次産業従事者	40.144	-6.770	-271.816	-4.762	-22.320	-121.520	9.075	-22.474	-200.711
商店販売額	-0.848	0.026	5.343	0.046	0.201	1.143	-0.149	0.242	2.621
15歳未満人口	0.088	0.038	-0.140	0.032	-0.032	-0.261	0.052	-0.031	-0.329
65歳以上人口	0.065	0.004	-0.252	-0.003	-0.009	-0.035	0.011	-0.010	-0.103
野党議員数	0.000	0.713	4.918	-0.635	0.091	4.372	-0.662	0.300	5.979

付表1　狭義の地域通貨一覧

県	通貨名	地域	方式	注意
北海道	タル	小樽市	紙幣	
	ガバチョ	札幌市	紙幣	
	クリン	栗山町	紙幣	
	ガル	苫小牧市	通帳	
	ブナーン	黒松内町	紙幣	
	fore	下川町	通帳	
	HESO(へそ) or フラン	富良野市	紙幣	
	メルン	女満別町	通帳	
	からっと	札幌市	通帳	
宮城県	まちづくりチケット	仙台市	紙幣	
	bee(ビー)	仙台市	通帳	
山形県	もっけ	鶴岡市	紙幣	
群馬県	ありがとう	高崎市	紙幣	
埼玉県	エッコロ	さいたま市	紙幣	
千葉県	ピーナッツ	千葉市	通帳	
	エコ	木更津市	通帳	
東京都	COMO(コモ)	多摩ニュータウン	紙幣	
	クラブ	東京都	通帳	
	玉DENマネー	世田谷区玉川	紙幣	
	r(アール)	渋谷区	紙幣＆通帳	
神奈川県	えこ	横浜市神奈川区	紙幣	
	福(大福・中福・小福)	川崎市川崎区	紙幣	
	善	藤沢市善行	紙幣	
	レインボーリング	横須賀市	通帳	
富山県	キトキト	富山市	紙幣	
	夢たまご	富山市	紙幣	
	ドラー	高岡市	紙幣	
山梨県	福	北巨摩郡、長野県富士見町	通帳	
	r(アール)	北巨摩郡	紙幣	
長野県	い～な	伊那市	紙幣	
	ずらあ	駒ケ根市	紙幣	
	ムトス(仮称)	飯田市	紙幣	
	ハートマネー	南安曇郡	紙幣	
	ダニー	南信州(飯田市周辺、伊那谷南部地域)	通帳	
	YU	諏訪郡原村 (八ヶ岳)	紙幣	
岐阜県	R(りょう)	多治見市	紙幣	
	すまいる	大垣市	紙幣	
静岡県	EGG	清水市	紙幣	
	ありがとうチケット	磐田市・豊田町・竜洋町・福田町	紙幣	
愛知県	ばるす券	師勝町	紙幣	
	時間券	長久町	通帳	
	レッツチタ	半田市・知多市	通帳	
	なーも	名古屋市	紙幣	
三重県	大夢(実験中)	三重県	紙幣	
	bito	名張(伊賀地方)	紙幣	
	ポート	四日市市	紙幣	
滋賀県	おうみ	草津市	紙幣	
	スマイル	野洲町	紙幣	

京都府	仁(Jin)	京都市	紙幣	
	ハミー	京都市	通帳	
大阪府	モモ	吹田市和町	紙幣	
	かま	大阪市西成区釜ヶ崎	紙幣＆通帳	
兵庫県	ZUKA(づか)	宝塚市	紙幣	
	かもん	神戸市東灘区鴨子ヶ原	紙幣	
	らく	神戸市東灘区	紙幣	
	アスタ	神戸市長田区	紙幣	
	RIVER	加古川市	紙幣	
	千姫	姫路市	通帳	
島根県	だがぁ	松江市	紙幣	
岡山県	くるくる	津山市	紙幣	
	ぷらん	岡山市	通帳	
山口県	わびー	山口市	通帳	
徳島県	あわあ	阿波町	紙幣	タイムダラー
香川県	せと	高松市	通帳	
愛媛県	はねがい	久万町	紙幣	タイムダラー
	エコサービス券	五十崎町	紙幣	タイムダラー
	わくわく	新居浜市大島	紙幣	タイムダラー
	いまづ	松山市西垣生町	通帳	タイムダラー
	となりぐみ	松山市	紙幣	タイムダラー
	だんだん	関前村	紙幣	タイムダラー
高知県	エンバサ	高知市	紙幣	
福岡県	コール	大牟田市	通帳	
	よかよか	福岡市博多区	通帳	
佐賀県	BigLeaf	富士町 県民の森	紙幣	
長崎県	P(パール)	北松浦郡	通帳	
大分県	yufu	湯布院町	通帳	
鹿児島県	花子	川辺町	通帳	
沖縄県	＜名前はない＞	座間味村	通帳	
	YOMI(ヨミ)	中頭郡	通帳	

第5章　ＮＰＯ法人数の予測と決定要因に関する計量分析

１．　はじめに

1998年にいわゆるNPO法案（特定非営利活動促進法案）が、交付、施行されて4年目となった。この法案によってNPOに法人格が付与されることとなり、その認証が所轄庁である内閣府（もとは経済企画庁）と都道府県によって行われてきた。認証数の総数は、毎年増加し、2002年6月末まで７３６４法人となっている（NPO法人データベースNPO広場 website)。この７３６４法人は、各都道府県に分布しているが、その分布は面積当りや人口当たりで一定といった単純なものではなく、地域間での相違があり、長谷川（2001）の指摘にもあるように、特定の都道府県で多かったり少なかったりするように見える。この指摘を受けてSAWAMURA（2001）と澤村(2001）では、人口との高い相関関係が指摘さているが、人口当たりで見ても多い都道府県と少ない都道府県が存在し、人口以外の要因が認証数に影響を与えていることが考えられる。

NPO法人の認証数がどのように決まるのかについては、長谷川の指摘する「自立的な市民意識の多寡」と対応していると考えられるが、では「自立的な市民意識の多寡」そのものは、どのような要因によって決定されるのであろうか。福重（1999,2002）や福重·檜（2001）が行ってきた家計によるフィランソロピー活動や、生活協同組合活動なども「自立的な市民意識の多寡」と関連した活動であり、NPO法人を作るという活動もこれらの活動と同様な要因によって決定されているのであろうか。本研究では、これら類似の先行研究の結果を踏まえ、NPO法人を作るという活動が、他の「自立的な市民意識の多寡」と関連する活動の決定要因と、同様なものかそれとも異質なものかを計量経済学的な手法を用いて検討する。

計量経済学的にこの問題を考えるに当たって重要なことは、NPO法人の認証自体が1999年にスタートしたばかりで，現在その数を急速に伸ばしている途中であることを認識することである。NPO法人の認証数の決定要因を現在の認証数から分析することも、もちろん重要であるが、NPO法人数が最終的に幾つぐらいになるのかを予測し、そのNPO法人数に対する各決定要因の影響の大きさが、各要因の本当の影響であろう。本研究では、まずNPO法人が今後どのように増加してゆくのかについてトレンドを使ったモデルで予測を行う。これは、認証が開始されてからまだ4年しか経っておらず、時系列でのデータも少なくその信頼性は低いが、現時点での可能な予測方法の一つとしてトレンド・モデルをフィットさせることによる予測の試みである。本研究のもう一つの目的は、NPOの認証数を

決定する要因について分析することである。本研究における接近方法は、先行研究を発展させ，社会経済的な変数を用いた重回帰モデルを3年分プールした都道府県データに適用している。

分析結果は、予測については、始まってまだ4年目であることから、モデルによって大きく予測が異なり、今後の動向を注視することが重要であることが確認された。決定要因については、先行研究で指摘された人口だけでなく，面積や地域の産業構造を含む経済的要因や年齢構成が影響を与えていることが明らかとなった。

本稿の構成は以下の通りである。次の2節では、トレンド・モデルを用いて認証数の予測を行い、3節では、認証数の決定要因について分析を行う。最後に4節ではまとめと今後の課題について述べる。

2. 認証数の予測

NPO法人の認証数の予測を行うに当たって、まず1999年から2001年の3年間の各都道府県での累積認証数の推移を見るために、全国平均値及び1999年と2001年の上位と下位10県の平均値の推移をグラフにしたものが図1である[1]。図からは、1999年から2001年にかけて認証数が加速度的に増加しているように見受けられる。しかしながら、この累積認証数を対数変換すると、図2に示すように緩やかではあるが2000年で下方に屈折しているグラフとなる。これを認証数の伸び率の変化で確認すると、図3に示すように、いくつかの県を除いては、伸び率が減少していることがわかる。今後、更にこの伸び率の減少傾向が続くのであれば、将来NPO法人数はその上限に達し、伸び率がゼロとなるかも知れない。本研究では、このような予想のもとに、時間の逆数をトレンドとして持つトレンド・モデルを用いて予測を行う。本来、このように上限を持つと予想される数量を予測するには、ゴールドスタイン（1988）他で解説されるような成長曲線を当てはめるのが普通であるが、本研究の対象とするNPO法人数は時系列で3年分しかなく、複雑なモデルを適用するには短すぎると判断したため、単純なトレンド・モデルを用いて予測することにした[2]。3年分をプールした都道府県データには、各都道府県の違いを考慮して、都道府県ダミー変数を用いて、

$$\log(\text{NPO認証数}) = \beta_1 \frac{1}{\text{time}} + \sum_{i=1}^{47} \gamma_i \text{Dum(i)} + \varepsilon$$

さらにトレンドの近似を高めるために時間の逆数の2次関数とした、

$$\log(\text{NPO認証数}) = \beta_1 \frac{1}{\text{time}} + \beta_2 \frac{1}{\text{time}^2} + \sum_{i=1}^{47} \gamma_i \text{Dum(i)} + \varepsilon$$

の2つのトレンド・モデルをフィットさせる。本研究では、前者を1次モデル、後者を2次モデルと呼ぶこととする。これらのモデルの推計結果は表 1 の通りである[3]。決定係数から判断するとこれらのモデルの説明力は非常に高いが、対数尤度やAICによれば2次モデルの当てはまりが1次モデルよりもかなり高いことが分かる。

推計されたモデルをもとに、1999年の認証数の全国平均34.2を1と基準化した場合、認証数は最終的に1次モデルでは、7.8倍、2次モデルでは24.4倍となると予測される。2025年までのモデルによる予測値を指数変換しグラフにしたものが図4であるが、2025年には1次モデルでは、約7.2倍に到達し、2次モデルでは約19.6倍に達する。1999年から2001年の3年間の推計値は、図1と比較すれば2次モデルによる推計の方が現実の数値に近く、また2次モデルの当てはまりも高いことから、2次モデルによる予測の方が統計学的には信頼できそうである。しかしながら、2次モデルが3時点のデータに2次関数を当てはめているわけであるから、認証数の全国合計の推移については完全にフィットしており、推計結果において決定係数が1から離れているのは、図3に示したように各都道府県で伸び率の変化が異なることによる差異によるものであることに留意しなければならない。言換えれば、2次モデルが過剰にフィットしている可能性もあり、どちらのモデルによる予測が信頼できるかは、今後の認証数の変化によって事後的に判断せざるを得ない。2002年の予測値の比較においても、1次モデルでは4.6倍程度なのに対し2次モデルでは6倍以上となっており、その予測値の差は急速に大きくなる傾向がある。従って、この二つのモデルのどちらがより信頼できるものであったかについては、ここ数年のうちに判断できるかも知れない[4]。

3. 認証数の決定要因

前節では各都道府県間でNPO法人の認証数の差異による影響についてダミー変数を用いて除去したモデルによって予測を行っていた。この節では、ダミー変数ではなく、各都

道府県の社会経済的な変数によって説明することを試みる。一般にパネル・データを分析する場合には、各主体（都道府県）で年度ごとに変化する変数を用いて説明することが多いが、本研究では、対象としているNPO法人の認証数が1999年からの3年間と最近時点のデータであるため各都道府県の社会経済的な統計を充分入手することが出来ない。そこで、本研究では、以下のようにモデルを想定する。まずNPOの認証数はスタート時点で各都道府県の社会経済的要因によって差異が生じ、以降は2次モデルに従って増加していくと考える。このような想定は、前節で用いたダミー変数で説明していた部分を各都道府県の社会経済的な変数で説明するモデルであると考えられる。社会経済的な変数については、出来得る限り1999年時点の値を用いることにする。

具体的な説明変数については、ボランティア活動や生活協同組合活動に関する先行研究[5]を参考に、以下のような変数を説明変数の候補とする。第1には、認証数の多寡には都道府県の面積や人口といった規模要因が影響を与えていると考えるのは自然であろう。本研究では、面積として可住地面積を、人口として住民基本台帳人口を、規模要因を表す説明変数の候補として採用する。第2の要因は資産・所得要因である。ボランティアや生活協同組合活動の決定要因としても重要なものであり、都道府県の預貯金総額を金融資産、一人当たりの県民分配所得の家計分を所得、労働者平均給与(男女総合)を賃金、特に男子賃金を加えて説明変数の候補とした。金融資産は、経済的な規模を代理する変数として、一人当たりではなく総額を用いている。第3は価格要因である。これは、物価の地域間格差を反映するために地域の消費者物価指数を基に作成された物価格差（総合）と家賃格差（物価格差の家賃）を説明変数の候補とした。第4の要因としては地域の産業構造の影響が考えられる。商店等の自営業者の多寡がNPO法人数に影響を与える可能性があり、商店販売額を説明変数の候補にした。このほか、地域の産業構造一般を示すと考えられる、第2次産業、第3次産業就業者数を説明変数の候補として採用する。第5の要因として人口構成要因を取上げる。まず人口構成そのものではないが、家族形態の特徴を示すと考えられる世帯員数を説明変数の候補とした。加えて、高齢者が保守的な反応をする可能性や、若年者が多い地域でのボランティアの供給が多いこと、高齢者が多い地域ではボランティアに対する需要が高いこと、といった影響を捉えるため、15歳未満の人口と65歳以上の人口比率を説明変数の候補としている。最後に第6の要因として政治要因として野党議員の数を取り上げる。これはNPOと地域の政治的な嗜好には関係がある可能性が高いという予想に基づくものである。ここでは2000年の衆議院議員選挙における自由民主党・公明

党・保守党の3与党議員を除いた議員数を野党議員としている[6]。以上の変数についてデータの出所、観測年度をまとめたものが表2である。推計に当っては、比率を除く変数は対数変換した後、2乗値までを説明変数の候補としている。分析に用いた各変数の単位と、対数変換する前と後での最小値、最大値及び平均値は表3に示している。

以上の説明変数を用いてNPOの認証数を説明したモデルの推計結果は表4の通りである。ここではすべての説明変数を用いた結果（フル・モデル）と、赤池の情報量基準（AIC）を用いて変数を選択した結果について報告している。表1の結果と比べると決定係数や、尤度、AICともに当てはまりが悪くなっているのが分かるが、これは表1のモデルが地域格差のすべてをダミー変数によって処理しているためであり、表4の推計結果の決定係数が0.95以上というのはパネル・データの分析結果としては、充分説明力が高いと判断すべきであろう。AICを最小化するモデルにおいて、家賃格差、商店販売額、世帯人員及び野党議員数が選択されなかったが、その他の変数については1乗値または2乗値、あるいはその両方が選択されており、NPO法人の認証数については、様々な要因が複合的に影響していることを示す結果となった。個々の変数の影響については推計結果の表からは検討しにくいため、表3に示した各説明変数の範囲に対応した最小値、平均値、最大値における限界的な効果について見たものが表5である。ここでは対数変換されたNPO法人認証数に対する効果を示している。各変数に影響についてまとめると[7]、

- 先行研究で高い相関が指摘された人口は、65歳以上人口とともに説明変数が取る範囲においては、一貫して正の効果を持つが、その効果は徐々に弱くなっている。これは、人口や65歳以上人口は、NPOの需要と供給の両面よりNPO法人を増加させる効果を持つが、限界的な効果は徐々に弱くなることの表れであろう。

- 男子賃金も人口と同様な傾向を示すが、最大値に近づくとその符号が逆転し負となっている。これは、賃金の効果が徐々に大きくなることや所得の効果が常に正であることを合わせて考えれば、所得や賃金は基本的にNPOを増加させる要因ではあるが、特に男子賃金の上昇は、NPO活動の機会費用を増加させ、最大値に近づく水準では効果が負となることを示していると解釈できる。

- 面積については、人口と同時に面積が増えるような規模の拡大を考えれば、面積が人口

拡大に伴う人口の限界的な効果の減少を緩和するように、その効果が負から正に変わっていると解釈できる。

といった解釈ができる。さらに、限界的な効果の符号やその変化から予想されるものとしては、

- 第3次産業従事者数も、その限界的な効果は面積と同様の動きをするが、第2次産業従事者の効果が一貫して負であることもあわせて考えると、第1次産業従事者と第3次産業従事者が特に多い地域では、NPO 法人の担い手あるいは需要者が多く、NPO 法人に対して正の効果を持っているのではないだろうか。

- 金融資産は、データの取る範囲で常に負の効果を持っている。これは、金融資産を多く所有すると考えられる中高年者の増加との関連が考えられる。高齢者そのものの増加は NPO 法人数を増加させるが、比較的裕福な高齢者は NPO 法人を必要とせず、また担い手ともならない、といった傾向があるのかもしれない。

- 15歳未満人口の効果は、小さな子供を持つ若年層が NPO 法人の担い手とならない、需要者にもならない、といった傾向を持っているのかもしれない。

- 物価格差については、常に正の効果を持っており、相対的に所得や賃金の低い地域においてNPO法人に対する需要が多いことを表していると解釈できるが。その理由については、今後検討が必要である。

以上の結果を、ボランティアや寄付行動について分析した福重（1999）、生協活動について分析した福重·檜（2001）、地域通貨について研究して福重(2002)の結果との比較を簡単にまとめると、

- 寄付行動との比較では、所得や65歳以上の高齢者に比率が正の効果を持っているという共通点がある。

・ ボランティア活動とも、65 歳以上人口比率が正の効果を持っているという共通点があるが、金融資産はその方向が逆となっている。

・ 生活協同組合活動とは、金融資産と 15 歳未満人口が負、物価格差が正の効果を持つ点が共通であるが、賃金の持つ効果は逆である。

・ 地域通貨とは、人口と第 3 次産業従事者が正の効果を持つことは共通点であるが、金融資産や 15 歳未満人口の効果が逆方向であるといった点も見られる。

・ NPO 法人の認証数に対しては、生活協同組合活動や地域通貨で効果を持っていた政治要因が効果を持っていないという結果となっている。

といった点が指摘できる。もちろん個々の分析は、その分析方法やモデルが異なっているため、限界的な効果の比較がどの程度信頼できるものかについては慎重に対応しなければならないが、全体的には共通点もあるが異なっている点もあるという、結果と考えるべきであろう。

4．まとめ

本研究では、NPO 法人の認証数について、トレンド・モデルによる予測と、各都道府県の社会経済的要因を含んだ重回帰モデルによる、要因分析を行った。時間の逆数を用いたトレンド・モデルによる予測では、まだ認証が始まって 4 年しか経っていないこともあり、トレンドを 1 次とするのか 2 次の項まで含むのかによって大きく予測値が異なることが明らかとなった。もちろん、3 時点のデータに 2 次関数を当てはめる 2 次モデルのほうがフィットは格段に良いが、当てはまりのみからどちらのモデルの予測力が高いかを判断するのは危険であろう。認証数の予測については今後の推移を見てゆくことが重要である。認証数の決定要因については、先行研究に示されたような都道府県の規模を表す説明変数だけでなく、資産・所得要因や地域の産業構造、人口構成などが影響していることが明らかとなった。類似の先行研究との比較においても、取上げた社会経済的な変数の効果は、ボランティアや寄付行動、生活協同組合活動と共通の方向性を持つものも、そうでないものもあり、「自立的な市民意識の多寡」が、これらの活動に対して共通の効果を持つものとし

て存在していると判断をすることは、本研究の結果からは難しいと考えられる。

今後の課題としては、まずトレンド・モデルの信憑性についての検討が必要であろう。本文及び脚注でも述べたが、2002年以降の累積認証数についてモデルごとの予測は大きく異なっているが、どちらのモデルが良いのかを検討するためには2~3年のデータの蓄積が必要があると考えられる。決定要因の分析に関連しては、まだトレンド・モデルよりも関数の決定係数が低く、今後さらに説明変数の候補となる社会経済的な要因について検討する必要があるであろう。

謝辞

本稿の改訂に当たっては、原論文投稿時の2名のレフェリーからのコメントが非常に有益であった。また、データの作成に当たっては、大学院生の宮良いずみ氏にリサーチ・アシスタントとして協力を頂いた。これらの方に対して、ここに記して感謝いたします。本研究は、日本学術振興会平成14年度科学研究費補助金（基盤研究（A）「民間非営利セクターの数量的把握と公共政策のあり方に関する理論・実証研究」：研究代表：山内直人）による研究の一部として行われたものである。

注

[1] NPO法人データベースNPO広場（http://www.npo-hiroba.or.jp/）により、設立年度ごとに検索し、累積認証数を作った。厳密には廃止されたり統合されたNPOの存在によって、各年度に認証されたNPO法人数に対応していないことは注意が必要である。また、1999年の上位10県（正確には10都道府県である）は、東京、大阪、神奈川、北海道、福岡、千葉、愛知、兵庫、京都、静岡、下位10県は、少ない方から大分、鹿児島、徳島、福井、香川、鳥取、和歌山、富山、山梨、宮崎である。（ただし、富山県から下位12位までは同数であったため、2000年のNPO法人数の多い石川と岐阜を外している。）2001年の上位10県は、東京、大阪、神奈川、北海道、千葉、福岡、兵庫、静岡、京都、埼玉、下位10県は、少ない方から鳥取、富山、徳島、島根、山梨、佐賀、秋田、青森、鹿児島、宮崎である。

[2] レフェリーより予測の有効性について示唆いただいたが、この分析は3年分しかデータが無いという厳しい状況において、どのように予測を行うことができるのかといった視点からの分析であると考えられる。もちろん、予測の信頼度が高くないことについては、本文中においても再三言及するが、本研究で行った予測は、予測をしないで予測値が全く無い状況よりは、将来について何らかの情報を提供しているであろう。

[3] timeは、1999年のデータでは1、2000年では2、2001年では3を取るトレンド変数である。また1999年の大分県が他の都道府県に比べ極端にNPO法人数が少ないため、1999年の大分県の影響を除くためにダミー変数を加えている。

[4] 本稿を改訂中に2002年度の全国の認証数が明らかになった。1999年を1とした場合には、2002年末で5.16倍となっており、1次モデルと2次モデルの中間の値となっている。どちらのモデルによる予測が適切であるかは、さらに2~3年のデータが必要であろう。

[5] ボランティア活動に関する先行研究としては、Smith(1994)や跡田・福重(2000)、福重(1999)があり、生活協同組合活動に関しては福重・檜（2001）がある。山内（1997）や福重（1999）においては、この他に寄付金活動やボランティア貯金の決定要因についても分析を行っている。ここでは地域通貨に関する福重（2002a）も参考にしている。

[6] 野党をどのように定義するのかについては、国会における野党と地方議会における野党という考え方ができる。本研究では、地方議会においては国会の与野党相乗りの政権が少なくないため、国会における野党を野党と考え、国会議員数を説明変数の候補とした。

[7] 本研究で推計しているモデルは、計量経済学において、一般に誘導形と呼ばれるものであり、その係数について需要側の要因によるものか供給側の要因によるものかを解釈することについては限界があり、注意が必要である。この問題を解決するためには、NPO法人に対する需要と供給を識別必要があり、この点については今後の課題としたい。

図1　NPO法人の累積認証数(実数)

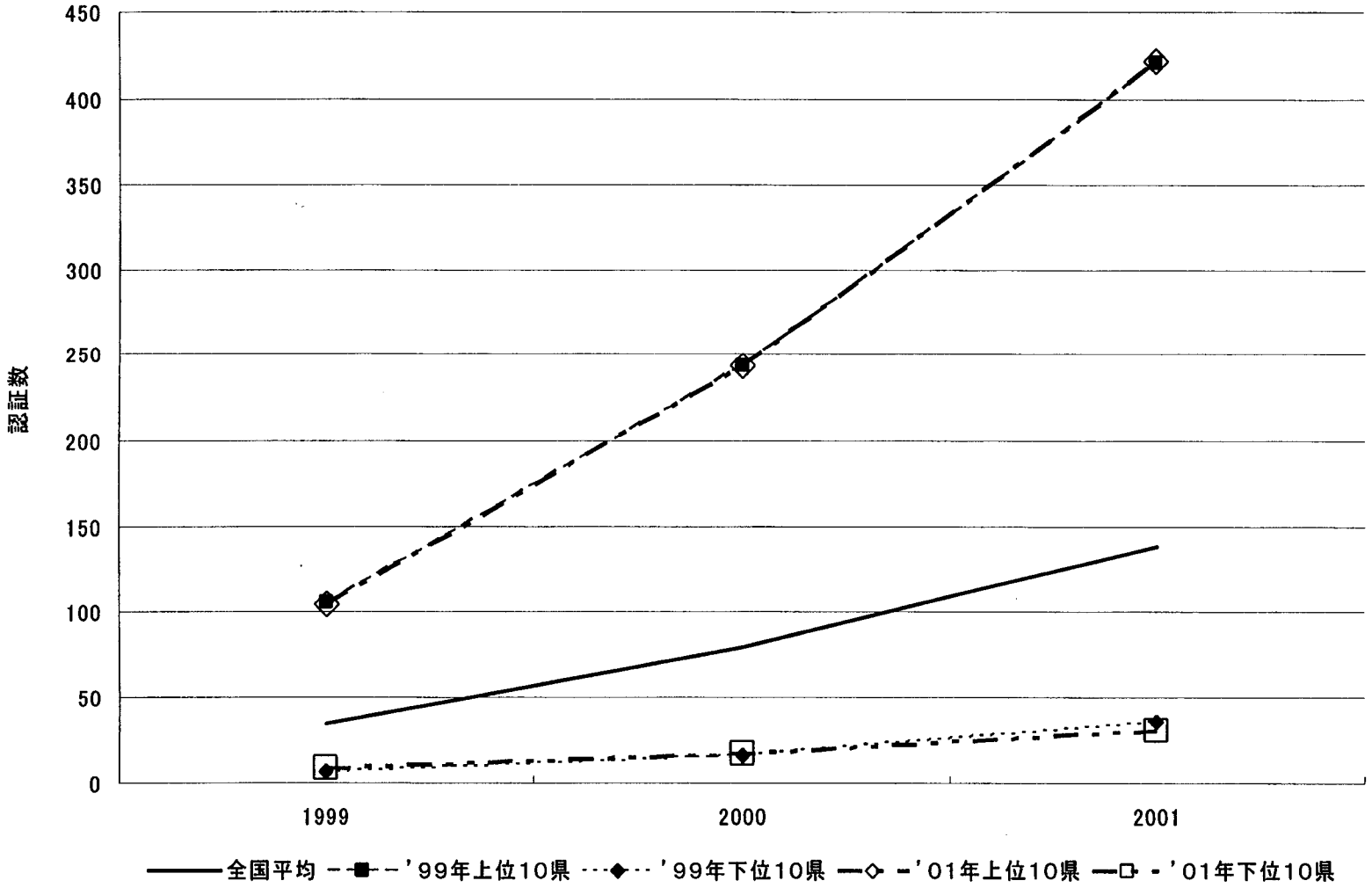

図2 NPO法人の累積認証数(対数値)

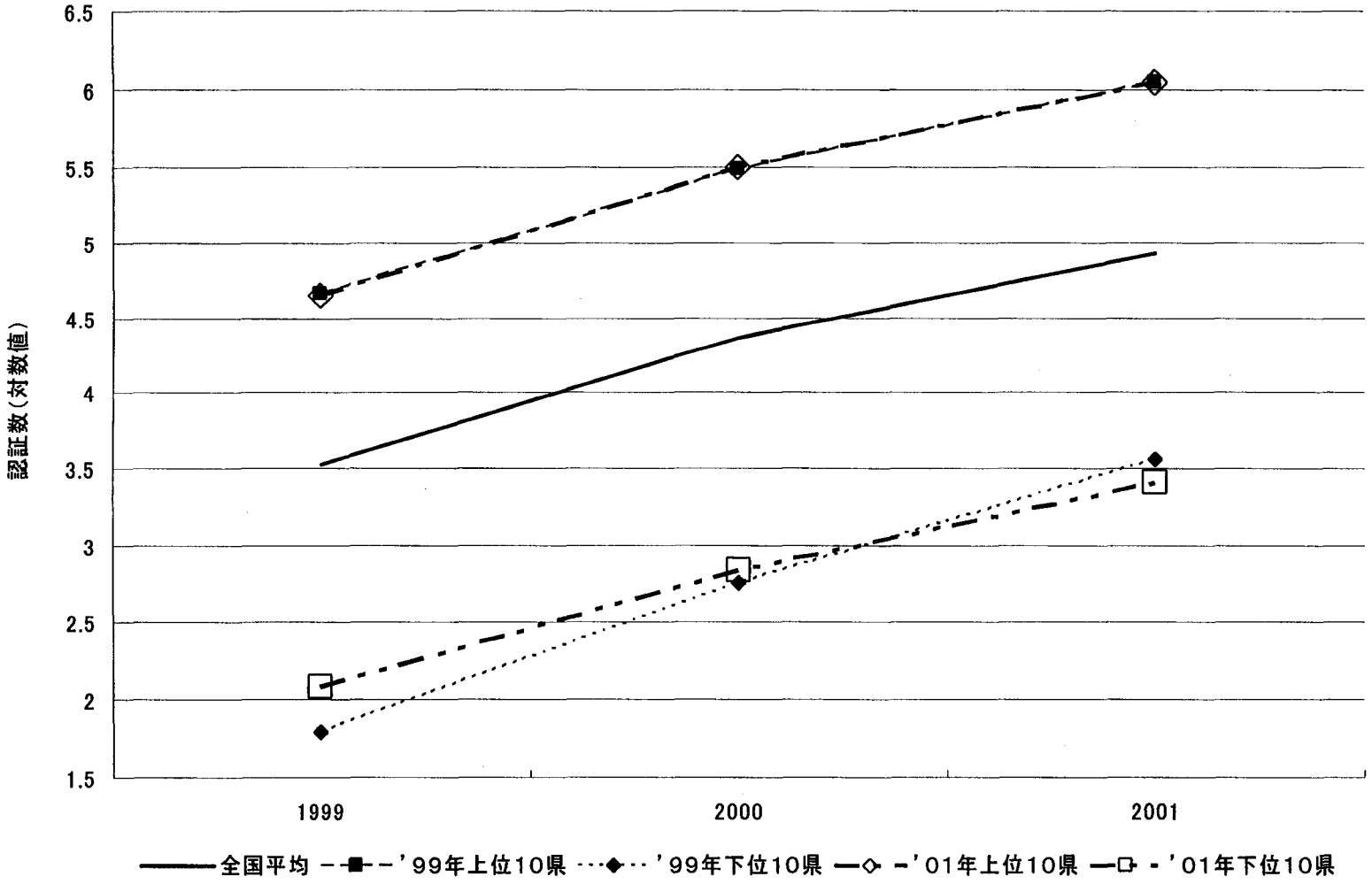

図3 累積認証数の伸び率変化

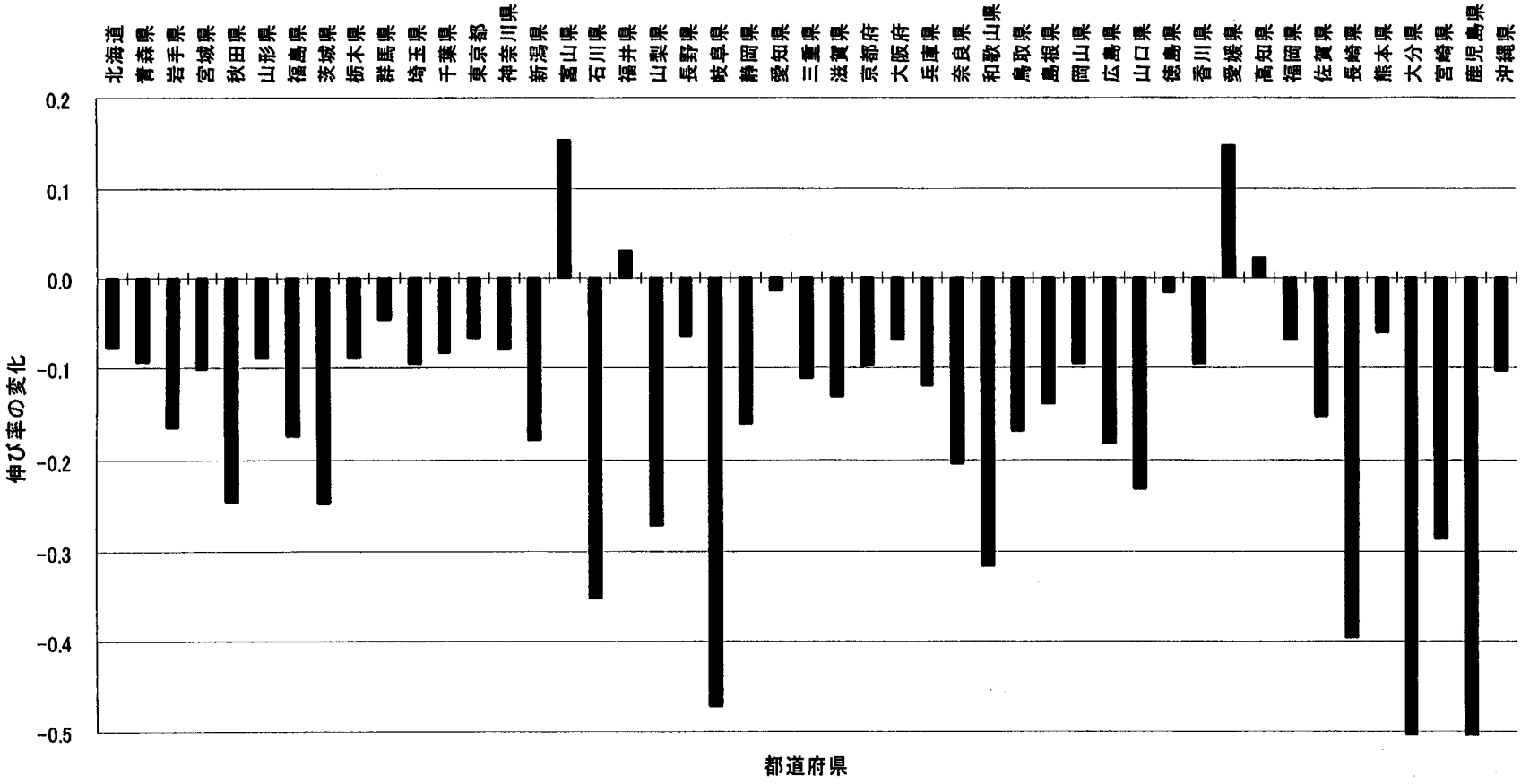

図4 トレンドの比較

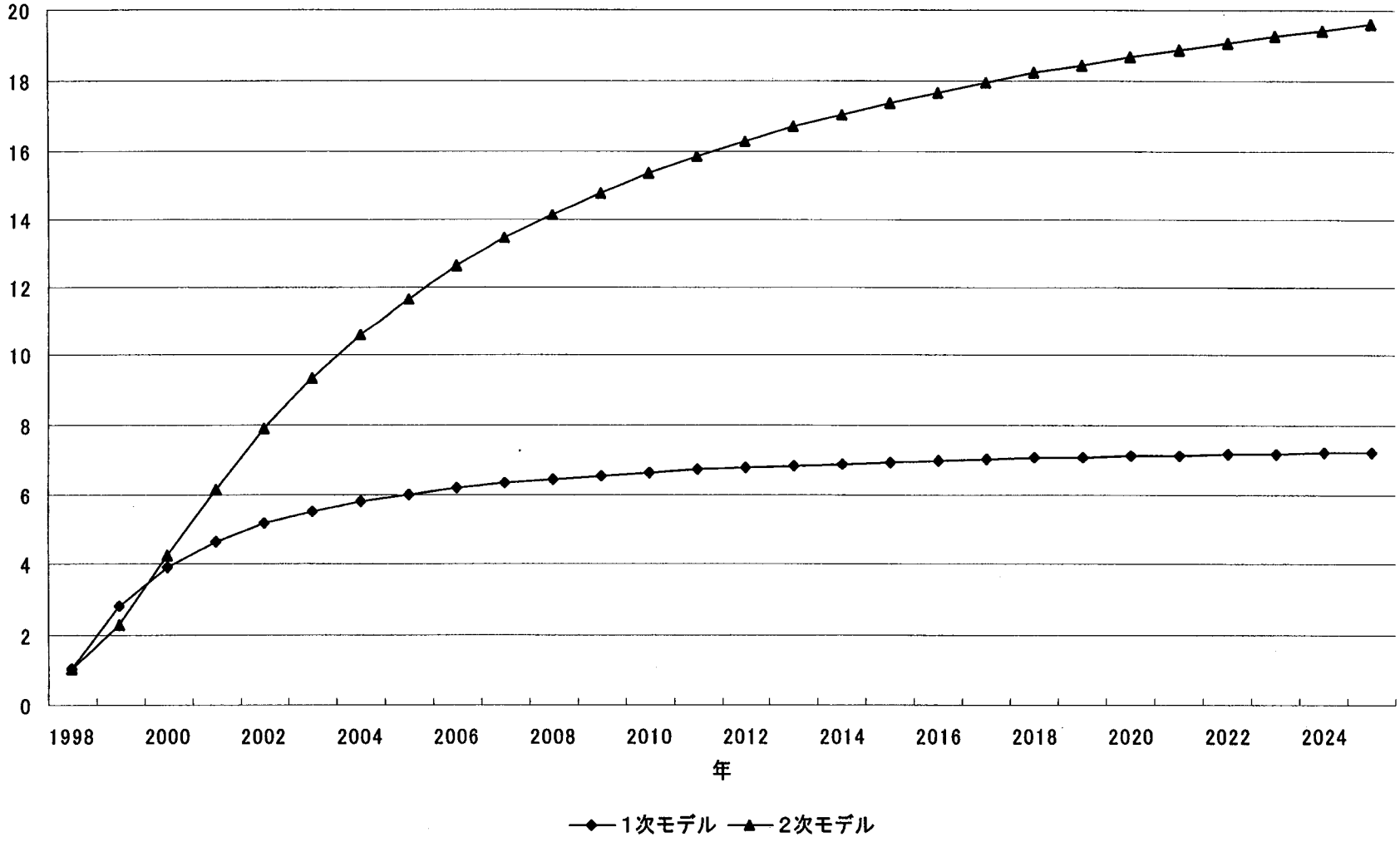
20
18
16
14
12
10
8
6
4
2
0
1998
2000
2002
2004
2006
2008
2010
2012
2014
2016
2018
2020
2022
2024
年
1次モデル
2次モデル

表1　トレンド・モデルの推計結果

	1次モデル		2次モデル	
1/time	-2.05133		-6.27791	
	(-31.223)	**	(-12.321)	**
1/time2			3.08257	
			(8.335)	**
R2	0.976		0.986	
自由度修正済みR2	0.963		0.979	
AIC	9.368		-68.616	
対数尤度	44.316		84.308	

*は有意水準5%で有意、**は1%で有意であることを表す。都道府県ダミーの係数は省略した。

表2 データの出所

データ	原データ名	資料名	調査年度
面積	可住地面積	全国都道府県市区町村別面積調	1999年
人口	住民基本台帳人口	住民基本台帳人口要覧	1999年
金融資産	預貯金総額	金融経済統計月報(日本銀行)	1999年
所得	県民分配所得((家計分)	県民経済計算年報	1998年
賃金	労働者平均給与(男女総合)	賃金構造基本統計調査	1999年
男子賃金	労働者平均給与(男性)	賃金構造基本統計調査	1999年
物価格差	平均消費者物価地域差指数(総合)	(総務庁統計局)	1999年
家賃格差	平均消費者物価地域差指数(家賃)	(総務庁統計局)	1999年
商店販売額	商店年間販売額	商業統計表 産業編	1999年
第2次産業従事者	第2次産業就業者／全就業者	就業構造基本調査	1997年
第3次産業従事者	第3次産業就業者／全就業者	就業構造基本調査	1997年
世帯人員	総人口／世帯数	住民基本台帳人口要覧	1999年
15歳未満人口	15歳未満人口／総人口	住民基本台帳人口要覧	1999年
65歳以上人口	65歳以上人口／総人口	住民基本台帳人口要覧	1999年
野党議員数	衆議院議席数に占める野党議員比率	衆議院議員選挙･最高裁判所裁判官国民審査結果調	2000年

表3 変数の統計量

	単位	変数変換	平均値	最小値	最大値	分散	平均値	最小値	最大値
NPO認証数	件	対数	2.87815	0.69315	6.10479	1.05271	34.19149	2	448
面積	km2	対数	7.61799	6.72503	10.1944	0.36809	2665.08511	833	26753
人口	人	対数	14.50558	13.32775	16.28674	0.54122	2695446.809	614000	1.18370D+07
金融資産	億円	対数	11.56637	10.38189	13.79627	0.63278	152666.8085	32270	980946
所得	千億円	対数	-6.15577	-6.75837	-5.58002	0.04209	0.0021656	0.0011611	0.0037725
賃金	円	対数	12.7946	12.63357	13.11036	0.008397	361794.383	306682	494036
男子賃金	円	対数	13.00554	12.86767	13.2855	0.007415	446526.2766	387576	588598
物価格差	全国=100	対数	4.61551	4.56747	4.70863	0.000797	101.07872	96.3	110.9
家賃格差	東京=100	対数	3.87366	3.58074	4.60517	0.048937	49.40213	35.9	100
商店販売額	億円	対数	9.98883	8.85865	12.06741	0.59126	30602.70213	7035	174104
第2次産業従事者	比率		0.32033	0.20553	0.41159	0.002503			
第3次産業従事者	比率		0.59611	0.52679	0.72366	0.002281			
世帯人員	人	対数	1.04222	0.79767	1.2067	0.008251	2.84683	2.22037	3.34244
15歳未満人口	比率		0.15127	0.12554	0.1997	0.000106			
65歳以上人口	比率		0.18555	0.12051	0.24346	0.000859			
野党議員数	比率		0.27998	0	0.75	0.049121			

表4 決定要因の推計結果

	フル・モデル	AIC最小化モデル			フル・モデル	AIC最小化モデル	
定数項	-4974.1	-3363.72		第2次産業従事者	-4.64275	-2.93029	
	(-1.755)	(-3.649)	**		(-.448)	(-1.951)	
面積	-2.90159	-1.61492		第2次産業従事者2	-1.90217		
	(-1.804)	(-1.789)	**		(-.120)		
面積2	0.167228	0.09752		第3次産業従事者	-91.2554	-100.325	
	(1.909)	(1.882)			(-2.988)	* (-5.808)	**
人口	10.1034	10.3304		第3次産業従事者2	70.1793	79.9373	
	(.885)	(2.143)	*		(2.634)	* (5.675)	**
人口2	-0.254331	-0.272809		世帯人員	-1.97704		
	(-.651)	(-1.638)	**		(-.149)		
金融資産	-5.18898	-8.4614		世帯人員2	1.36779		
	(-.835)	(-2.461)	*		(.215)		**
金融資産2	0.133165	0.298251		15歳未満人口	-61.3425	-21.4793	
	(.488)	(2.000)	*		(-.478)	(-4.651)	*
所得	9.27351	0.686142		15歳未満人口2	137.94		
	(1.264)	(2.738)	*		(.341)		
所得2	0.675643			65歳以上人口	30.4251	36.1529	
	(1.172)				(1.335)	(2.663)	*
賃金	-21.5707			65歳以上人口2	-76.9667	-96.466	
	(-.055)		**		(-1.296)	(-2.660)	*
賃金2	0.961538	0.085351		野党議員数	-0.590468		
	(.062)	(1.349)			(-.983)		
男子賃金	586.571	512.898		野党議員数2	0.450959		
	(1.121)	(3.622)	**		(.538)		
男子賃金2	-22.459	-19.6235		大分ダミー	-1.48152	-1.64867	
	(-1.115)	(-3.605)	**		(-4.879)	** (-5.958)	**
物価格差	567.812	2.83706		1/time	-6.27065	-6.27954	
	(.582)	(1.759)			(-7.379)	** (-7.588)	**
物価格差2	-61.268			1/time2	3.07386	3.08453	
	(-.579)				(4.984)	** (5.136)	**
家賃格差	-10.5631						
	(-1.052)						
家賃格差2	1.34722						
	(1.040)						
商店販売額	-0.148841			R2	0.955	0.952	
	(-.017)			自由度修正済みR2	0.941	0.944	
商店販売額2	0.035222			AIC	66.469	49.188	
	(.079)			対数尤度	0.766	-3.594	

*は有意水準5%で有意、**は1%で有意であることを表す。

表5 各変数の限界的な効果

	最小値	平均値	最大値
面積	-0.303	-0.129	0.373
人口	3.059	2.416	1.444
金融資産	-2.269	-1.562	-0.232
所得	0.686	0.686	0.686
賃金	2.157	2.184	2.238
男子賃金	7.881	2.470	-8.518
物価格差	2.837	2.837	2.837
家賃格差	-	-	-
商店販売額	-	-	-
第2次産業従事者	-2.930	-2.930	-2.930
第3次産業従事者	-16.105	-5.022	15.370
世帯人員	-	-	-
15歳未満人口	-21.479	-21.479	-21.479
65歳以上人口	35.512	35.166	34.858
野党議員数	-	-	-

参考文献

＜日本語文献＞

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.

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―アンケート調査固票に基づく要因分析―」『季刊社会保障研究』, 第 36 巻, 第 2 号, pp.246-255。

あべよしひろ・泉留維 (2000)『だれでもわかる地域通貨―未来をひらく希望のお金―』北斗出版.

泉留維(2001)「地域通貨の役割と日本における進展」『ノンプロフィット・レビュー』, Vol.1, No.2, pp.151-162。

碓井崧編著(1996)『コープこうべ』ミネルヴァ書房。

加藤敏春 (2001)『エコマネーの新世紀―"進化"する 21 世紀の経済と社会―』勁草書房.

兼子厚之(1997)「生活協同組合―くらしの協同システムとしての生協―」,富沢賢治・川口清史編『非営利・協同セクターの理論と現実―参加型社会システムを求めて―』日本経済評論社, pp.192-227。

金谷信子 (1996) 本間正明・出口正之編著, 1996,『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.

河邑厚徳・グループ現代 (2000)『エンデの遺言 根源からお金を問うこと』NHK 出版。

厚生省・援護局地域福祉課監修(1998)『21 世紀の生協のあり方を考える―生協のあり方検討会報告・資料集－』中央法規。

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.

ゴールドスタイン, H.著、小嶋一敏訳 (1988)『変化と成長の統計学』, 九州大学出版会 (Goldstein, Harvey (1979), The design and analysis of longitudinal studies: their role in the measurement of change, Academic Press).

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.

近本聡子(1996)「生協組合員の多様性を統計的につかむ―まず大別できる 3 つの層別分析

—」『生活協同組合研究』, 243 号, pp.27-33。

SAWAMURA, Akira（2001）「都道府県別認証数について」， NPO-NET.1427.

澤村明（2001）「都道府県による NPO 認証数についての考察」，(http://www.eat.ne.jp/sawamura/nponumber.pdf/2002/8/21).

さわやか福祉財団（2000）『ふれあい切符制度』、さわやか福祉財団.

関満博 (2002). 『現場主義の知的生産法』, 筑摩書房.

館龍一郎・浜田宏一（1972）『金融』, 岩波書店.

田中尚輝（1996）『市民社会のボランティア 「ふれあい切符」の未来』丸善。

デボラ・シュタインホフ著 (1991)「日本の生活協同組合における組合員参加」,飯島源次郎編『転換期の協同組合』筑波書房, pp.63-90,（板橋衛＝田淵直子訳)。

永谷敬三(1980)「貨幣」、『経済学大辞典Ⅰ』東洋経済新報社, pp.788-798。

日経産業消費研究所(2002)「特集 急増する地域通貨—現代版「藩札」事情—」『日経 地域情報』（日本経済新聞社), No.385。

西部忠（2000）「地域通貨の現状と課題」『かんぽ資金』、No.269、4-9.

日本 NPO 学会（2000）『日本 NPO 学会会員名簿』, 日本 NPO 学会発行.

野尻武敏(1989)『転機にたつ生協と生協運動』神戸新聞総合出版センター。

長谷川公一（2001）「都道府県別認証数の規定要因は？」， NPO-NET.1080.

畠中道雄 (1991). 『計量経済学の方法』, 創文社.

花輪俊哉(1979)「貨幣理論」, 大阪市立大学経済研究所編『経済学辞典 第 2 版』岩波書店, pp.157-8。

浜岡政好(1986)「生協組合員の階層性とライフスタイル」,野村秀和・生田靖・川口清史編『転換期の生活協同組合』大月書店, pp.68-102。

菱田尚行(1999)「生活協同組合：市場シェアは小さいが,営利企業と競争」,山内直人編『NPO データブック』有斐閣, pp.178-179。

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—」『生活経済研究』, 第 14 巻, pp.165-176。

福重元嗣(2002a)「地域通貨の発生に関する計量分析」『ノンプロフィット・レビュー』, vol.2, no.1, pp.23-34.

福重元嗣（2002b）「NPO 法人数の予測と決定要因の分析」『ノンプロフィット・レビュー』, vol.2, no.2, pp.187-195.

福重元嗣・檜康子（2001）「生活協同組合加入率の計量分析」『ノンプロフィット・レビュー』, vol.1, no.2, pp.143-150.

本間正明編著 (1993) 『フィランソロピーの社会経済学』, 東洋経済新報社.

堀内昭義・佐々木宏夫(1982)「家計の預・貯金需要と店舗サーヴィス」『経済研究』第 33 巻第 3 号.

野呂芳明 (1993)「福祉マンパワーとボランティアーボランタリーな活動に関する実証的考察ー」, 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.

町田洋次 (2000). 『社会企業家―「よい社会」を作る人たち―』, PHP 研究所.

松浦克己・橘木俊詔(1991)「家計の金融資産選択と公的金融」松浦克己・橘木俊詔編, 『金融機能の経済分析 ―公的金融と民間金融―』東洋経済新報社.

丸山真人・森野栄一編著（2001）『なるほど地域通貨ナビ』北斗出版.

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.

山内直人 (1997). 『ノンプロフィト・エコノミー：ＮＰＯとフィランソロピーの経済学』, 日本評論社.

吉野直行(1994)「日本の政策金融」常磐政治編『経済政策』有斐閣.

李妍焱（2002）. 『ボランタリー活動の成立と展開―日本と中国におけるボランタリー・セクターの論理と可能性―』, ミネルヴァ書房.

蝋山昌一（1977）「貨幣」, 木村健康編『近代経済学小事典 第二版』春秋社, pp.169-174.

＜外国語文献＞

Amemiya, Takeshi (1985). *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Andreoni, James (1989), "Giving with Impure Altruism: Applications to Charity and Ricardian Equivalence," *Journal of Political Economy*, 97, 1447-1458.

Becker, gary S. (1974), "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, 82, 1063-1093.

Caldwell, Caron (2000) "Why Do People Join Local Exchange Trading Systems?" *International Journal of Local Currency Research*, Vol.4, No.1, (www.geog.le.ac.uk/ijccr/, 2002/6/19).

Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi (1998), *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.

Davidson, R. and J.G MacKinnon (1981), "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses," *Econometrica*, 49, 781-793.

Dye, Richard F. (1980). "Contributions of Volunteer Time: Some Evidence on Income Tax Effects," *National Tax Journal* 33, 89-93.

Hall, Bronwyn H., and Clint Cummins (1999), *Time Series Processor Version 4.5: Reference Manual*, TSP International.

Harbaugh, William T. (1998). "What Do Donations Buy?: A Model of Philanthropy Based on Prestige and Warm Glow," *Journal of Public Economics* 67, 269-284.

Hayek, F.A. (1978) *Decentralization of Money*, 2nd Ed., Institute of Economic Affairs.

Lafontaine, F. and K.J. White (1987). "Obtaining Any Wald Statistic You Want," *Economics Letters* 21, 35-40.

Lee, R. (1996) "Moral Money? LETS and the Social Construction of Local Economic Geographies in Southeast England," *Environment and Planning, Series A*, Vol.28, No.8, 1377-94.

Long, Stephen (1977) "Income Tax Effects on Donor Choice of Money and Time Contributions," *National Tax Journal* 30, 207-212.

Menchik, Paul L. and Weisbrod, Burton A. (1987). "Volunteer Labor Supply," *Journal of Public Economics* 32, 159-183.

Nawata, Kazumitsu and Michael McAleer. (1996). "Finite Sample Properties of Tests for Models with Sample Selection Biases," Mimeograph.

Pacione, M. (1997a) "Local Exchange Trading Systems as a Response to the Globalization of Capitalism," *Urban Studies*, Vol.34, No.8, 1179-99.

Pacione, M. (1997b) "Local Exchange Trading systems-A Rural Response to the Globalization of Capitalism?" *Journal of Rural Studies*, Vol. 13, No. 4, 415-29.

Pacione, M. (1999) "The Other Side of the Coin: Local Currency as a Response to the Globalization of Capital," *Regional Studies*, Vol.33, No.1, 63-72.

Peacock, M.S. (2000) "Local Exchange Trading Systems: a Solution to the Employment Dilemma?" *Annals of Public and Co-operative Economy*, Vol. 71, No. 1, 55-78.

Pryor, Frederic L. (1983), "The Economics of Production Cooperatives: A Reader's Guide," *Annals of Public and Co-operative Economy*, Vol.54, 133-172.

Rahn, R.W. (1989), "Private Money: An Idea Whose Time Has Come," *Cato Journal*, Vol.9, No.2,

353-362.

Reece, William (1979) "Charitable Contributions: New Evidence on Household Behavior," *American Economic Review* 69, 142-151.

Rockoff, H. (1974), "The Free Banking Era: A Reexamination," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.6, 141-167.

Rolnick, A.J. and W.E. Weber (1983), "New Evidence on the Free Banking Era," *American Economic Review*, Vol.75, No.4, 886-889.

Schokkaert, Eric and Luc Van Ootegem (2000). "Preference Variation and Private Donations," in L.-A. Gerard-Varet, S.-C. Kolm and J. Mercier Ythier eds. *The Ecpnomics of Reciprocity, Giving and Altruism, St. Martin's Press:* New York.

Schwartz, Robert A. (1970), "Personal Philanthropic Contributions," *Journal of Political Economy*, 78, 1264-1291.

Scott, Robert Haney (1972). "Avaruce, Altruism, and Second Party Preferences," *Quartery Journal of Economics* 86, 1-18.

Smith, David Horton (1994) "Determinants of Voluntary Association Participation and Volunteering: A Literature Review," *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 23, 243-263.

Solomon, L.D. (1996) *Rethinking Our Centralized System: the Case for a System of Local Currencies*; Praeger.

Vaubel, R (1986), "Currency Competition versus Governmental Money Monopolies," *Cato Journal*, Vol.5, No.3, 927-942.

Vickrey, William S. (1962). "One Economist's View of Philanthropy," in Frank G. Dickinson ed. *Philanthropy and Public Policy,* National Bureau of Economic Research: New York.

Williams, C.C. (1996a) "Local Exchange Trading Systems: A New Source of Work and Credit for the Poor and Unemployed?" *Environment and Planning, Series A*, Vol.28, No.8, 1395-1415.

Williams, C.C. (1996b) "Local Purchasing Schemes and Rural Development: an Evaluation of Local Exchange and Trading Systems (LETS)," *Journal of Rural Studies*, Vol. 12, no. 3, pp. 231-44.

Williams, C.C. (1996c) "The New Barter Economy: An Appraisal of Local Exchange and Trading Systems (LETS)," *Journal of Public Policy*, Vol. 16, 85-101.

White, L.H. (1989), "What Kind of Monetary Institutions Would a Free Market Deliver?" *Cato*

Journal, Vol.9, No.2, 367-391.

Yeager, L.B. (1983), "Stable Money and Free-Market Currencies," *Cato Journal*, Vol.3, No.1, 305-333.