The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	高齢者の社会活動への参加規定因 : 社会活動に参加する人・しない人
Author(s)	木村, 好美
Citation	年報人間科学. 1999, 20-2, p. 309-323
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/11203
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

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

The University of Osaka

高齢者の社会活動への参加規定因

――社会活動に参加する人・しない人――

木村　好美

〈要旨〉

超高齢社会を迎えた現代日本において、職業生活からの離脱などに伴い発生する長い「老後」をいかに過ごすかということは誰にとっても重要な問題ではないだろうか。

この長い老後の暮らしについて考える際に、福祉供給者となる可能性の高い層を把握するという福祉供給の点、高齢者にとっての「生きがい」を提供する場という点において、社会活動への参加について検討することは重要であるといえるだろう。

以上のことを踏まえ、本稿は社会活動への参加を規定する要因は何かを明らかにするため、一九九五年SSM調査データを用い重回帰分析を行った。

分析結果から得られた知見は、以下の2点に要約される。

（1）性・地域によって、社会的活動への参加率は大きく異なる。

（2）性・地域によって社会的活動への参加規定因も大きく異なる。

すなわち、①中枢機能保持都市では、男性は時間的・経済的余裕が大きいほど社会的活動に参加するようになるが、女性は階層的な要素よりももっと他の要素が社会的活動への参加を規定しており、②中枢機能保持都市以外では、男性・女性ともに学歴が高いほど社会的活動への参加頻度が高くなり、学歴が重要な要素であることが分かる。さらに中枢機能保持都市以外の女性は、職業に就いていないほど社会的活動への参加頻度が上がることから、ある程度（働かなくても良い程度）暮らしにゆとりがあり、学歴の高い（インテリ風）の人が社会的活動に参加するようになる、といえる。

キーワード

高齢者

社会参加

性別

地域

社会階層

1. 問題

日本において高齢化社会の問題が一般の人々―特に女性―の間で叫ばれ始めたのは、一九八〇年代前半である。それから現在に至るまで平均寿命は着々と伸び続け、時期の差はあれ、長い老後をいかに過ごすかという問題に誰もが向き合わざるを得なくなってきた。このような状況の下で、社会活動への参加を規定する要因について検討することは、以下の二点により重要であるといえるだろう。

まず第一点めに、ここ数年特に注目を集めている福祉供給の問題が挙げられる。「行政の肩代わり」「安上がり福祉」など、様々な批判や危惧がなされながらも、ボランティアの力を借りなければもはや福祉は成り立たないという事実は、多くの研究者や活動家の共通認識となりつつある[1]。そのため、実際にボランティア活動などの社会活動に参加している人はどのような人かを知り、福祉供給者となる可能性の高い層を把握しておく必要があるだろう。

二点めは、社会活動への参加が持つ「生」の意味の創出に関連するものである。例えば、野呂[2]は自発的・積極的な社会参加が精神生活において重要である、と述べているし、その他のボランティア活動の研究においても、活動の意義として「個人」の「生の没意味化」「アノミー」からの回復を挙げるものが多い[3]。つまり、社会活動への参加は「生きがい」や誰かの役に立っているという「張り合い」、そして自己実現の場を提供する、というのである。これらの見解は、高齢者に対してのみ示されているのでは無いが、職や子から手が離れ、仕事や育児以外に「生」の意味を見出さねばならない高齢者にとって、社会活動への参加により「生」の意味がもたらされるのならば、それは大きな意義を持つであろう。

そこで本稿では一九九五年SSM調査データを用い、高齢者の社会活動への参加実態を踏まえた上で、社会活動への参加を規定する要因は何かを明らかにすることを目指す。

2. データ

分析には一九九五年SSM調査データのA票を用いる。この調査は、一九九四年十二月三十一日の時点で満二十歳から六十九歳の男女を対象に、一九九五年十月下旬から十一月下旬にかけて実施された[4]。

3. 社会活動への参加率

3―1 世代ごとの社会活動への参加率

先行研究において、年齢と社会活動への参加の関係については、社会活動の内容によって参加者の年齢が異なること、福祉ボランティアに関しては五十代から六十代の

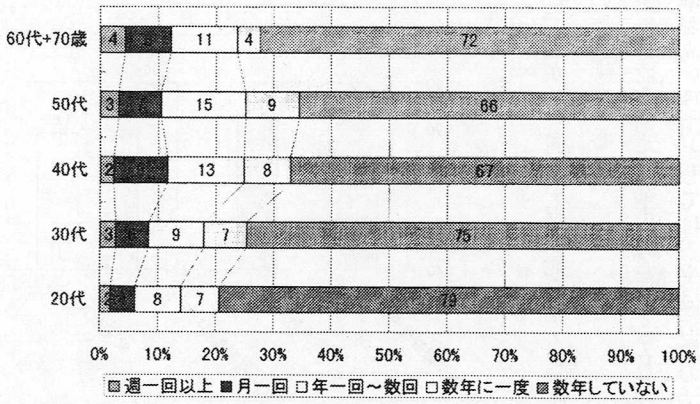
表1：1995年 SSM調査 A票

	男性	女性	計
サンプル数	2,016	2,016	4,032
有効回収数	1,248	1,405	2,635
有効回収率(%)	61.9	69.7	65.8

女性が主な担い手となること[5]などが明らかにされているが、いずれにおいても社会活動への参加は低調であることが強調されている。

SSM調査データにおいても同様の傾向が見られ、一九九五年SSM調査データにおける社会的活動（ボランティア活動・消費者運動など）への参加率は図1、2のとおりであり、どの世代・性別においても「ここ数年間したことはない」という回答が過半数を占めている。

図1：年齢と社会的活動への参加（男性）

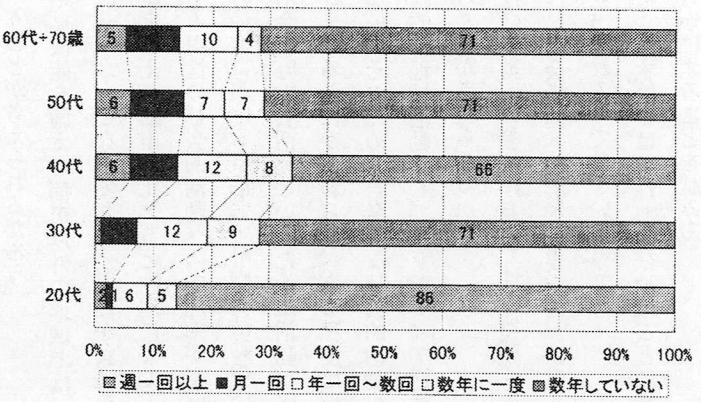


以下ではサンプルを六十歳代と七十歳の高齢層に限定し、この低調である社会活動への参加について詳細に検討してゆく。

3―2　高齢者の社会活動への参加率

先行研究における中・高年の社会参加活動の調査結果より、中・高年層の社会参加については、今の中・高年層の自発的な社会参加活動（ここでは社会的活動、文化・娯楽活動）は積極的に行われていないこと、各種団体・サークル活動は伝統的な地域社会に参加する経路として作用しているものが多いこと、性・居住地域・年齢により社会とのかかわり方が異なること（大都市山の手で上層ホワイトカラー的職業の人が多く住む住宅地の男性は、女性や地方都市の男性に比べ、他者との交際に積極的でなく、積極的な交際相手を持つ人も職場がらみが多い）など[6]が明らかになっている。

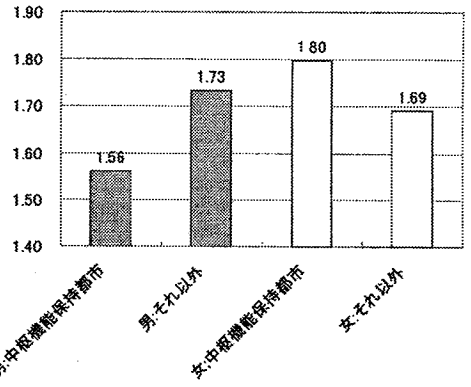
図2：年齢と社会的活動への参加（女性）



これらの知見を踏まえ、一九九五年SSM調査データの六十歳代と七十歳のサンプル（男性二八八名、女性二六四名）について、性・地域別に社会的活動への参加平均値を比較してみよう。

「社会的活動（ボランティア活動、消費者運動など）に参加する」という項目について、「週に一回以上・月に一回くらい・年に一回から数回・数年に一度

図 3 ： 社会的活動への参加平均値



くらい・ここ数年間したことはない」という五段階で得た回答の平均を性・地域別に取る(7)と図3のようになり、性別と地域により平均値に差が見られることが分かる(8)。

社会的活動への参加率が最も高いのは、中枢機能を備えた都市、つまり大都市の女性である。しかし、同じ中枢機能を備えた都市に住む男性は社会的活動への参加率が一番低い。

中枢機能を備えた都市に居住する女性において社会的活動への参加率が高い理由としては、生協活動の活発さや都市部の方がNGO・NPOの組織が多く、様々な活動に参加する機会に恵まれていることなどが挙げられるだろう。一方、中枢機能を備えた都市に住む男性において社会活動への参加率が低い理由としては、六十代前半の男性は何らかの形で仕事に就いている人が多く、自由時間が少ないこと(9)や、仮に自由時間が十分にあったとしても、仕事一辺倒で地域や家庭との関係をおろそかにしてきた人は、職場を離れたところでの活動に参加することに戸惑いや抵抗があるのかもしれない、ということが考えられるだろう。

中枢機能を備えた都市以外の地域では、平均値が男性一・七三、女性一・六九となっており、男性が女性を若干上回るものの、中枢機能を備えた都市に比べると性別による差は小さい。この地域に居住する男性の社会的活動への参加率が高い理由としては、都市部以外の地域における自治会・町内会活動の活発さが挙げられるだろう。自治会・町内会活動といった地域活動が盛んな地域に住むと、好むと好まざるとにかかわらず、ある程度は地域活動に取り組まざるを得ない。そのため、自発的な社会的活動への参加というよりも、半強制的な地域活動としてボランティア活動などの社会的活動に参加することが考えられる(10)。

社会活動への参加において性・地域による差が存在するのならば、同様に社会活動への参加「規定因」に対しても、性・地域による差が見出されるのではないだろうか。

そこで次節では、性および地域ごとに社会活動への参加規定因を明らかにすることを試みる。

4. 分析に用いた変数

4―1 社会活動への参加

社会活動への参加の有無は、「社会的活動（ボランティア活動、消費者運動など）に参加する」という項目により測定した。回答は、週に一回以上・月に一回くらい・年に一回から数回・数年に一度く

らい・ここ数年間したことはないの五段階である。

4―2　社会階層

社会活動への参加と関連の見られそうな社会階層の指標として、回答者の学歴・世帯収入を用いた。

学歴は、教育のもたらす啓蒙効果―高い教育を受けた結果、自分のことだけでなく他者や社会のために役立たねば、と考えるようになり、社会活動へ参加するようになるということを想定して分析に加える。ただし、昨今の政財界の収賄事件の多さを考慮すると、非現実的な仮説のような気がしないでもない。

収入については、日々の暮らしにも事欠くような、自分の生活もままならない人がボランタリーな色彩の強い社会活動に積極的に参加するとは考え難いため、生活にある程度のゆとりがなければ社会活動に参加することはできない、という仮説のもとに分析に加える。

なお、学歴や収入という社会階層変数は、ボランティアに関する研究や老年研究において最もよく利用される指標であり[11]、それらの先行研究において一定の知見も得られている。

4―3　職業の有無

階層論において、「職業」は本人の階層を知るもっとも有効な指標の一つであるとされているが、自営業・自由業者以外の、かつて会社員であった六十歳以上の人々にはこれは当てはまりにくいと考えられる。

労働省の報告によると、日本の企業の九三・四％は定年制を導入しており、そのうちの八〇・四％が定年退職年齢を六十歳としている[12]。定年退職後も何らかの形で六十五歳くらいまで働く人が多いのは周知のとおりであるが、この定年退職後の「第二の職」が定年退職時の職業と同様に本人の階層と密接に結びついているとは考え難い。

そのため、本稿においては「職業」を階層の指標として扱うことはせず、職業威信スコアを直接分析に用いることもしない。ここでは、「職業」を階層の指標としてではなく、「職業に就いていることによって、社会への関心が増し、社会的活動に参加するようになる」、「就労していることによって自由時間が減少し、社会的活動に参加しなくなる」という社会的活動への参加と関連が深い一要因として分析に加える。

表 2 ：　変数の概要

社会参加	社会的活動に参加する（ﾎﾞﾗﾝﾃｨｱ活動、消費者運動など）
学歴	回答者の教育年数
世帯収入	回答者の年間世帯収入
職業の有無	回答者の現職の有無（ダミー変数：有=1、無=0）
世帯構成員数	世帯構成員数

4―4　世帯構成員数

エリクソンはその著書『老年期』の中で、息子に頼まれて幼い孫の面倒を引き受け、ＰＴＡ活動を始めた祖母の話を挙げている[13]。この話のように、子や孫との同居は社会的活動に参加するきっかけを提供しうるものとし

て捉えることが出来よう。しかしその一方、同じ同居でも自分の親世代との同居は、老親の世話・介護などにより、自分の時間的余裕を奪うものとして位置づけられる。

そこで、ここでは世帯構成員数を「同居家族が多いほど、家族を通じて（半ば強制的に）社会的活動に参加する機会を多く得る」、「家族の世話に時間を取られて社会的活動に参加しなくなる」という二つの仮説に基づき分析に加えることにする。

変数の概要は、表2のとおりである。

5. 社会活動への参加規定因

5—1 平均値の比較

まず、分析に用いる変数の平均値が地域と性別によってどのように異なるのかを確認しておこう。分析に用いる変数の平均値は表3のとおりである。社会参加についてはすでに3—2で述べているので、ここでは残りの四変数について考察していこう。

世帯構成員数は、中枢機能を備えた都市が男性二・七〇、女性二・九三で、それ以外の地域は男性三・五一、女性三・三二となっており、中枢機能保持都市の方がそれ以外の地域よりも世帯構成員が少ないことが分かる。

職業の有無に関しては、男性が中枢機能保持都市〇・六二、それ以外の地域〇・六九、女性が中枢機能保持都市〇・三一、それ以外の地域〇・三九となっている。男性・女性ともにその他の地域の方がやや就業率が高いが、地域間における差はさほど大きくはないといえるだろう。しかし性別間で比較すると、男性の就業率は女性の二倍近くにものぼり、性別間での就業差が大きいことが分かる。

次に学歴であるが、この学歴についてまず目につくのは、何といっても中枢機能保持都市に居住する男性の平均値の高さであろう。表2でも述べたとおり、学歴の指標には教育年数を用いているのだが、中枢機能保持都市の男性のみ教育年数が一一・六四と際立って高い値になっている。女性の方は、中枢機能保持都市九・八六、それ以外の地域九・五三であり、地域間では大きな差は見られない。しかし前述した職業の

表 3 ： 分析に用いる変数の平均値

			社会参加	世帯構成員数	職業有無ダミー	学歴	世帯収入
男性	中枢機能保持都市	mean (std.)	1.56 (1.17)	2.70 (1.00)	0.62 (.49)	11.64 (3.40)	713.41 (487.25)
	それ以外	mean (std.)	1.73 (1.22)	3.51 (1.80)	0.69 (.47)	10.23 (2.73)	697.11 (495.98)
女性	中枢機能保持都市	mean (std.)	1.80 (1.38)	2.93 (1.65)	0.31 (.47)	9.86 (2.26)	477.89 (304.78)
	それ以外	mean (std.)	1.69 (1.20)	3.32 (1.92)	0.39 (.49)	9.53 (2.13)	470.67 (349.02)

※中枢機能保持都市＝政令指定都市および中堅都市／それ以外＝それ以外

有無と同様、性別間で比較すると、男性に比べ女性の方が教育年数がかなり短いことが分かる。

最後に世帯収入であるが、世帯収入においても中枢機能保持都市に居住する男性が七一三・四一と際立って高い数値を示している。この世帯収入という変数は、女性の平均値よりも男性の平均値の方がはるかに高くなっていること、さらに男性においては中枢機能保持都市に住む人の平均値がその他の地域に住む人よりも高くなっているという二点から、学歴という変数と同様、性別間における差が大きく、男性内部での差も大きいと言えるだろう。

表4: 相関行列(男性:中枢機能保持都市)

	社会参加	学歴	世帯収入	職の有無	世帯員数
社会参加	1.000				
学歴	-.100	1.000			
世帯収入	.223*	.178	1.000		
職の有無	-.038	.084	.398**	1.000	
世帯員数	-.133	-.243*	.266*	. 181	1.000

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意。N=80。

表5: 相関行列(男性:中枢機能保持都市以外)

	社会参加	学歴	世帯収入	職の有無	世帯員数
社会参加	1.000				
学歴	.215**	1.000			
世帯収入	.137	.293**	1.000		
職の有無	.022	.013	.335**	1.000	
世帯員数	.087	-.069	.364**	.132	1.000

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意。N=153。

表6: 相関行列(女性:中枢機能保持都市)

	社会参加	学歴	世帯収入	職の有無	世帯員数
社会参加	1.000				
学歴	.215	1.000			
世帯収入	.032	.338*	1.000		
職の有無	-.007	.055	.173	1.000	
世帯員数	.062	.030	.425**	.009	1.000

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意。N=55。

表7: 相関行列(女性:中枢機能保持都市以外)

	社会参加	学歴	世帯収入	職の有無	世帯員数
社会参加	1.000				
学歴	.226**	1.000			
世帯収入	.093	.098	1.000		
職の有無	-.263**	-.083	.093	1.000	
世帯員数	-.095	-.259**	.341**	.128	1.000

**は1%水準で有意、*は5%水準で有意。N=118。

5-2 相関分析

前節においては、分析に用いる変数の地域と性別による大まかな

傾向を確認した。本節ではさらに分析を進め、4章で述べた変数のうち、社会活動への参加と関連のあるものを明らかにすることにしよう。そのため、相関係数による分析を行った。

4章で述べた変数と社会的活動への参加の相関は、表4から7のとおりである。以下で、地域ごとに分析結果を見てゆこう。

5―2―1　中枢機能保持都市

男性においては、社会活動への参加と世帯収入に有意な正の相関関係（〇・二二三）がある。つまり、世帯収入が高い人は社会活動への参加率も高い、ということである。社会活動への参加はボランタリーな側面が強く、それによって収入を得るというよりも自分からの「持ち出し」の方が多い。そのため、経済的ゆとりの無い人が積極的に社会活動に参加するとは考え難く、この結果は妥当なものと言えるだろう。

社会活動への参加以外の変数間の相関関係については、学歴と世帯構成員数の間で有意な負の相関（―〇・二四三）が、世帯収入と職の有無（〇・三九八）、世帯収入と世帯構成員数（〇・二六六）の間で各々有意な正の相関関係がある。つまり、学歴が高い人は世帯構成員数が少なく、本人が就業しているほど世帯収入は増加し、世帯構成員数が多ければそれに伴い世帯収入も増加している、ということである。

以上は男性の分析結果である。以下では、中枢機能保持都市に居住する女性について、分析結果を見てゆこう。

男性が、社会活動への参加と世帯収入に有意な正の相関関係が見られたのに対し、女性の方は社会活動への参加と有意な相関関係をもつ変数が全く見当たらない。つまり、本分析に用いた学歴・世帯収入という社会階層の指標や、職業の有無、世帯構成員数という指標は、中枢機能保持都市に住む女性にとって、社会活動へ参加するか否かという決定に関しては統計的に有意ではない一極言すると、何ら意味を持たないということである。

社会活動への参加以外の変数においては、学歴と世帯収入（〇・三三八）、世帯収入と世帯構成員数（〇・四二五）の間に有意な正の相関関係が見られた。すなわち、学歴が高い人は世帯収入も高く、世帯構成員数が多ければそれに伴い世帯収入も増加している、ということである。

5―2―2　中枢機能保持都市以外の地域

中枢機能保持都市以外の地域―つまり、大都市以外の地域においては、男性・女性ともに社会活動への参加と学歴の間に有意な正の相関関係が見られた。以下で、性別ごとに分析結果を確認してゆこう。

男性は、社会活動への参加と学歴の間に有意な正の相関関係がある（〇・二一五）。つまり、学歴の高い人は社会活動への参加率が高い、ということである。これは学歴（教育）の啓蒙効果によるものなのだろうか。

さらに男性においては、学歴と世帯収入（〇・二九三）、世帯収入

と職の有無（〇・二三三五）、世帯収入と世帯構成員数（〇・三六四）の間に各々有意な正の相関関係が見出された。これらの分析結果は、中枢機能保持都市に居住する男性および女性の分析結果と部分的に重複している。つまり、学歴が高い人は世帯収入が高く、本人が就業しているほど世帯収入は増加し、世帯構成員数が多ければそれに伴い世帯収入も増加している、ということである。

女性の方は、社会活動への参加と学歴の間に有意な正の相関関係が（〇・二二六）、さらに社会活動への参加と職業の有無の間に有意な負の相関関係（—〇・二六三）がある。これは、社会活動への参加頻度が高い人は学歴が高く、就業率が低いということである。

社会活動への参加以外の変数においては、学歴と世帯構成員数に有意な負の相関関係（—〇・二五九）、世帯収入と世帯構成員数に有意な正の相関関係（〇・三四一）が見られた。つまり、学歴が高い人は世帯構成員数が少なく、世帯構成員数が多ければそれに伴い世帯収入も増加している、ということであり、世帯構成員数と世帯収入の関係は、性別・地域を問わず共通していることが分かる。

5—3　重回帰分析

前節の相関分析では変数間のコントロールがなされていないため、社会活動への参加と有意な相関関係にあった変数でも擬似相関である可能性を免れ得ない。この問題を解消するため、ここでは性・地域ごとに重回帰分析を行う。

これにより、他の変数の影響をコントロールしたうえで直接の関

表8 ： 社会的活動への参加に対する重回帰分析（男性）

	男性全体	中枢機能保持都市	それ以外
学歴	.044 (.026)	-.164 (.037)	.194 ** (.037)
世帯収入	.170 ** (.000)	.362 *** (.000)	.058 (.000)
職業有無ダミー	-.051 (.173)	-.126 (.273)	-.004 (.220)
世帯構成員数	.005 (.055)	-.234 ** (.144)	.067 (.061)
決定係数	.031	.127	.054
修正決定係数	.014	.081	.028
F値	1.845	2.754	2.120
有意水準	.121	.034 **	.081 *
n	233	80	153

※***:1%有意、**:5%有意、*:10%有意。
係数は標準化偏回帰係数、括弧内は標準誤差。

表9 ： 社会的活動への参加に対する重回帰分析（女性）

	女性全体	中枢機能保持都市	それ以外
学歴	.212 *** (.045)	.132 (.082)	.270 *** (.055)
世帯収入	.055 (.000)	.066 (.001)	.056 (.000)
職業有無ダミー	-.198 *** (.203)	-.146 (.429)	-.225 ** (.235)
世帯構成員数	.022 (.062)	-.126 (.133)	.094 (.070)
決定係数	.097	.046	.149
修正決定係数	.076	-.031	.120
F値	4.540	.599	5.008
有意水準	.002 ***	.665	.001 ***
n	173	55	118

※***:1%有意、**:5%有意、*:10%有意。
係数は標準化偏回帰係数、括弧内は標準誤差。

連性を分析し、社会活動への参加規定因を明らかにすることが可能となる。分析結果は表8、9のとおりである。

地域を分けずに分析すると、男性は世帯収入が、女性は職業の有無と学歴が社会的活動への参加に対して有意な効果を持つ。しかし、男性の方はモデルそのものが有意ではない。そのため、やはり地域差を考慮し、分析する必要があると考えられる。

男性全体のモデルが有意ではないから、ここでは女性は職業を持たないほど、そして学歴が高いほど社会的活動に参加するようになる、ということしか言えない。以下で、分析結果を地域ごとにみていこう。

5—3—1　中枢機能保持都市

社会的活動への参加に対し、男性は収入が正の、世帯構成員数が負の有意な効果を持つ。相関分析においては見られなかった、世帯構成員数と社会活動への参加の関係が、重回帰分析においては明らかになった。

相関分析において、世帯構成員数と社会活動への参加の間に有意な負の相関が見られなかったのは、社会活動への参加を高める世帯収入に対して、世帯構成員数が有意な正の相関を持っているためである。すなわち、重回帰分析で示されたとおり、世帯構成員数は直接に社会活動への参加を低めているが、その一方で世帯収入を高めることによって、間接的に社会活動への参加を高めてもいる。これらの打ち消しあいから、世帯構成員数と社会活動への参加の間には相関分析で見る限り関連がなかったのである。

重回帰分析に話を戻そう。重回帰分析において、収入が正の、世帯構成員数が負の有意な効果を持ったことから、中枢機能保持都市に居住する男性は、世帯収入が高いほど、世帯構成員数が少ないほど社会的活動に参加するようになる、ということが明らかになった。世帯構成員の解釈については様々なものが考えられるだろうが、4—4で仮説として提示したとおり、要介護者が世帯構成員に含まれない限りにおいては、一般に世帯構成員数が少ないほど家族の世話に時間を取られることが無く、時間的ゆとりがあると考えてよいだろう。

そのため、男性は時間的・経済的にゆとりがある人ほど社会的活動に参加するようになるといえる。

ただ、もう少し踏み込んだ解釈をするならば、世帯構成員数の負の効果については、上述したように時間的ゆとりを生み出すということに加え、世話をする対象—つまり、自分が構ってやらねばならぬ、自分を必要としてくれる対象が少ないため、手持ちぶさたな時間や心の空隙が生じ、それらを埋めるために社会活動に参加するようになる、と捉えることも可能であろう。

もしそうであるならば、社会的活動への参加は、一章で述べたとおり確かに「生」の意味の創出や「アノミー」からの脱却につながっており、高齢層の生活にとって非常に重要であると言えよう。女性は全ての変数が有意な効果を持たない。女性の方はモデルそのものが有意ではないため、もっと適切なモデルを構築する必要があ

るだろう。

5—3—2　中枢機能保持都市以外の地域

社会的活動への参加に対し、男性は学歴のみが有意な正の効果を、女性は職業の有無が負の、学歴が正の有意な効果を持つ。すなわち、男性は学歴が高いほど、女性は職業を持たないほど、そして学歴が高いほど社会的活動に参加するようになるのである。男性は決定係数がかなり低いが、この中枢機能保持都市以外の都市においては、男性も女性も学歴が有意な正の効果を持つ、という点では一致している。中枢機能を備えた都市以外の地域—つまり、都市度の低い地域において、学歴が男女ともに有意な効果を持つ、というのは興味深い結果である。

また、職業を持たないほど、そして学歴が高いほど社会的活動に参加するようになる、という女性の分析結果は、ある程度（働かなくても良い程度）暮らしにゆとりがあり、学歴の高い（インテリ風）の人が社会的活動に参加するようになる、と解釈することが可能である。これは、上野のいう「女縁」活動を生き生きとエンジョイしている「えんじょいすと」の特徴—高学歴・「ホドホド」「ハンパ」付きの余裕—[14]や、鈴木のボランティア活動の参加者に関する研究で得られた知見[15]と同じである。

6. 結論

分析結果から得られた知見は、以下の二点に要約される。

（1）性・地域によって、社会的活動への参加率は大きく異なる。

（2）性・地域によって社会的活動への参加規定因も大きく異なる。

すなわち、①中枢機能保持都市では、男性は時間的・経済的余裕が大きいほど社会的活動に参加するようになるが、女性は階層的な要素よりももっと他の要素が社会的活動への参加を規定しており、②中枢機能保持都市以外では、男性・女性ともに学歴が高いほど社会的活動への参加頻度が高くなり、学歴が重要な要素であることが分かる。さらに中枢機能保持都市以外の女性は、職業に就いていないほど社会的活動への参加頻度が上がることから、ある程度（働かなくても良い程度）暮らしにゆとりがあり、学歴の高い（インテリ風）の人が社会的活動に参加するようになる、といえる。

稲月[16]はボランティア活動への参加の有無について、何らかの活動を今後してみたい、と回答している者の数の多さに注目し、『環境条件（構造化契機）の整備によって福祉ボランティアが生活のなかに構造化されてゆく余地はかなり大きい』、逆に言うと『「意欲」と実際の「活動参加」との差の大きさを示している』と述べている。

本稿においては、全国規模の代表的サンプルに基づき、社会的活動への参加規定メカニズムの性別および地域差を確認した。このことは、整えるべき環境条件が性別・地域により異なることを示している。そのため、今後社会的活動を支援する際には、全国的な、画一化された環境整備プロジェクトを推進するのではなく、地域ごとの特徴を考慮したプロジェクトを進めてゆく必要があるだろう。

ただし、本稿の重回帰分析は「中枢機能保持都市以外の地域に居住する女性」のモデルを除くと軒並み決定係数が低い。本稿で示したモデルをさらに改善してゆくこと、社会的活動への参加を推進するために、地域ごとにどのような環境整備が必要であるかを具体的に提示することを今後の課題としたい。

※本研究の分析を行うにあたって、一九九五年SSM調査委員会の許可をいただきました。

【註】

(1) 例えば、稲月 正 一九九四、丸尾 直美 一九九三、岡本 栄一 一九八五、高野 和良 一九九六を参照。

(2) 野呂 芳明、一九九六「生活文化としての社会参加―「豊かさ」のイメージを求めて―」『高齢化とボランティア社会』弘文堂、一一三頁。

(3) 稲月 正、一九九四「ボランティア構造化の要因分析」『季刊社会保障研究 Vol.29 No.4』社会保障研究所、三三四頁。

(4) SSM調査とは、「社会階層と社会移動全国調査（Social Stratification and Social Mobility Survey）」のことである。この調査は一九五五年から十年ごとに実施されており、一九九五年は第五回目にあたる。

(5) 例えば、江上 渉 一九九〇、稲月 正 一九九四、鈴木 廣 一九八九、高野 和良 一九九六を参照。

(6) 例えば、江上 渉 一九九〇、長谷川 倫子 一九八八、稲月 正 一九九四、野呂 芳明 一九九六、鈴木 廣 一九八九、高野 和良 一九九六を参照。

(7) 週に一回以上＝5、月に一回くらい＝4、年に一回から数回＝3、数年に一度くらい＝2、ここ数年間したことはない＝1とした。

(8) 同じ日本であっても、交通網の整備、医療施設数、情報量、公共施設数、モノの豊富さなど様々な点において地域差は存在し、これらの地域差は人々の生活に多大な影響を及ぼすと考えられる。また、社会階層変数においても地域差が存在すること（塚原 修一・野呂 芳明・小林 淳一 一九九〇）が明らかになっている。

地域区分には様々な方法があるが、本報告では地域の中枢機能役割を果たしているか否かに注目し、以下の2つにサンプルを区分した。

①特別区（東京23区）、政令指定都市、県庁所在地、中核市という地域の中枢機能を備えた都市

②①以外の地域

(9) 大竹 美登利、一九九七『大都市雇用労働者夫妻の生活時間にみる男女平等』近代文芸社、二三四―二三五頁、二五四―二五九頁、三一二―三四〇頁。

(10) 安立 清史、一九九六「ボランティア活動の振興条件」『高齢化とボランティア社会』弘文堂、一四二―一五〇頁。

(11) 例えば、長谷川 倫子 一九八八、稲月 正 一九九四を参照。

(12) 例えば、エイジング総合研究センター、一九九八『高齢社会基礎資料年鑑 1998・99年版』中央法規出版、総務庁長官官房高齢社会対策室編、一九九七、『数字で見る高齢社会1997』、大蔵省印刷局を参照。

(13) Erikson,E.H.・Erikson,J.M.・Kivnick,H.Q.1986. Vital Involvement in Old Age. New York W.W.Norton&Company.（一九九〇、朝長正徳・朝長梨枝子訳、『老年期』、みすず書房）

(14) 上野 千鶴子、一九八八『「女縁」が世の中を変える』日本経済新聞社、三三一-四六頁。

(15) 例えば、鈴木 廣 一九八七、一九八九を参照。

(16) 稲月 正、前掲論文、三三六頁。

【参考文献】

エイジング総合研究センター、一九九八『高齢社会基礎資料年鑑 1998・99年版』中央法規出版

安立 清史、一九九六「ボランティア活動の振興条件」『高齢化とボランティア社会』弘文堂

Chudacoff,H.P.,1989 *How Old Are You ? Age Consciousness in American Culture* Princeton University Press.（一九九四、工藤政司・藤田永祐訳『年齢意識の社会学』法政大学出版局）

江上 渉、一九九〇「住民参加型在宅福祉とコミュニティ―相互扶助的生活問題処理と意識構造―」『人文学報 二三四号』東京都立大学人文学部

衛藤 幹子、一九九八「自治体福祉と市民参加」『季刊社会保障研究 Vol.33 No.4』社会保障研究所

Erikson,E.H.・Erikson,J.M.・Kivnick,H.Q.1986. Vital Involvement in Old Age. New York W.W.Norton&Company.（一九九〇、朝長正徳・朝長梨枝子訳『老年期』みすず書房）

長谷川 倫子、一九八八「定年前後における中高年の余暇活動の変化―東京都内の60歳代前半層男子の場合―」『社会老年学 No.28』東京都老人総合研究所

Hidehiro, Sugisawa. Jersey, Liang. and Xian, Liu. 1994. "Social Networks, Social Support, and Mortality Among Older People in Japan." Journals of Gerontrogy: Social Sciences 49:S3-S13.

稲月 正、一九九四「ボランティア構造化の要因分析」『季刊社会保障研究 Vol.29 No.4』社会保障研究所

Kohn, Melvin L., and Carmi Schooler. 1983. *Work and Personality: An Inquiry Into the Impact of Social Stratification.* New Jersey: Ablex Publishing Corporation.

丸尾 直美、一九九三「高齢化社会の介護ネットワーク」『季刊社会保障研究 Vol.29 No.2』社会保障研究所

直井 優、一九七九「職業的地位尺度の構成」『日本の階層構造』東京大学出版会

NHK放送文化研究所（編）、一九九六『日本人の生活時間・1995―NHK国民生活時間調査―』日本放送出版協会

西田 芳正、一九九五「福祉コミュニティの可能性―都市社会学の知見から―」『地域福祉総合化への途―家族・国際化の視点をふまえて―』ミネルヴァ書房

野呂 芳明、一九九三「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―」『日本社会の新潮流』東京大学出版会

野呂 芳明、一九九六「生活文化としての社会参加―「豊かさ」のイメージを求めて―」『高齢化とボランティア社会』弘文堂

岡本 栄一、一九八五「ボランティア問題をめぐる公と私」『社会福祉学第26-2号』

岡村 清子、一九九一「団地居住老人の余暇活動」『社会老年学 No.33』東京都老人総合研究所
大竹 美登利、一九九七『大都市雇用労働者夫妻の生活時間にみる男女平等』近代文芸社
篠塚 英子、一九九六「高齢者介護のマンパワー問題 ―介護保険制度との関連から―」『季刊社会保障研究 Vol.32 No.3』社会保障研究所
総務庁長官官房高齢社会対策室（編）、一九九七『数字で見る高齢社会1997』大蔵省印刷局
鈴木 廣、一九八七「ヴォランティア的行為における"K"パターンについて―福祉社会学的例解の素描―」『哲学年報 第46輯』九州大学文学部
鈴木 廣、一九八九「ボランティア行為の福祉社会学」『広島法学 第12巻 第4号』
高野 和良、一九九六「ボランティア活動の構造―担い手とクライエントの実証分析―」『社会福祉における市民参加』東京大学出版会
富永 健一（編）、一九七九『日本の階層構造』東京大学出版会
東京都老人総合研究所社会学部門（編）、一九九三『現代定年模様―15年間の追跡調査』ワールドプランニング
塚原 修一・野呂 芳明・小林 淳一 一九九〇「地域と社会階層―地域差、地域効果および地域移動―」『現代日本の階層構造 一巻 社会階層の構造と過程』東京大学出版会
上野 千鶴子、一九八八『「女縁」が世の中を変える』日本経済新聞社
全国社会福祉協議会・全国ボランティア活動振興センター、一九九一『全国ボランティア活動事情―全国ボランティア活動実態調査報告―』

Social Determinants of Social Participation by Elderly People: Who Participates and Who Does Not ?

Yoshimi KIMURA

In an aging society like ours, social participation of elderly people is and will be more and more important from a policy-making point of view: the present state of the elderly must be fully comprehended. This is also the case when considering the necessity of their self-actualization. In view of these, the paper aims at clarifying some supported social determinants of the social participation by the elderly - the initial ones of which are sex, residence, and social stratification. Our analysis is based upon the 'Survey-A' data extracted from 1995 *Social Stratification and Social Mobility research* (SSM).

First, it has turned out that the rate of social participation by women in urban area is highest. On the other hand, that of men in the area is lowest, which might be because men living there can ill afford the time for taking part in social activities.

Second, it has been shown that there are some other determinants than sex and residence. It has turned out that, as for men in an urban area, family income has a significant positive effect on their social participation. On the other side, as for men living in a rural area, education has a significant positive effect upon their social participation. Speaking of women in an urban area, the regression model is not significant, and the mechanism has not been clear yet. It has also been clarified that, as to women in a rural area, education has a positive effect upon their social participation. Furthermore, it has turned out that holding no job has a significant positive effect on social participation by women in a rural area, which also indicates that highly educated and rather wealthy women tend to participate in social activities.

Key Words

social participation, elderly people, sex, residence and social stratification.