

格差社会におけるコミュニティ機能と機会の公平

八木 匡
(同志社大学)



Discussion Paper Series

格差社会におけるコミュニティ機能と機会の公平

八木 匡

(同志社大学)

1. 序論

本研究は、コミュニティ機能の向上をもたらすソーシャル・キャピタルが、人々のライフリスクを軽減し、格差感を減少させる機能を有しているかを実証的に分析する。これは、1970年代において、「一億総中流時代」と呼ばれた格差感の弱い時代があり、どのような要因によって低い格差意識をもたらしたのかを考えた時に、健全なるコミュニティ機能の存在が重要な要因として存在していたという仮説に基づいている。

1980年代のバブル期を通じて、地域コミュニティ機能の低下が起き、バブル崩壊後の不況では、企業内コミュニティの崩壊が進んだと理解できる。このようなコミュニティ機能の低下によって、人々は地域社会での助け合いといったリスク回避能力を低下させ、格差意識を高めていったと考えられる。また、企業内でもリストラといった失業リスクの増大、非正規雇用の増大、といった要因によって、企業コミュニティの崩壊が進み、労働者間での格差意識の増大が起きたと理解できる。これは、ソーシャル・キャピタルの低下が、格差意識を拡大したという解釈を可能にするものであり、この点に関する詳細な検証が必要となっていることを意味している。ソーシャル・キャピタルの定義は、パットナムが提示した「調整された諸活動を活発にすることによって社会の効率性を改善できる信頼、規範、ネットワークといった社会的組織の特徴」(河田(2001)参照)が初期的なものであるが、近年では、「個人間のつながり、すなわち社会的ネットワーク、およびそこから生じる互酬性と信頼性の規範」と定義している(柴内(2006)参照)。ここでは、後者の社会的ネットワークから生じる互酬性と信頼性に重点を置いた意味でのソーシャル・キャピタルを考慮する。

このようなコミュニティ機能と格差意識との関連性を分析することにより、コミュニティ機能の向上のためにどのような施策が必要であるかが明らかになると考えられる。ただし、格差感および幸福感を決定する要因として、その個人がこれまでどのような形で階層間移動をしてきたかは重要な要素となっている。そこで、本論文の前半では、階層間移動性を表す変数について説明し、移動性の状態を明らかにする。その上で、格差感および幸福感がどのような要因によって決定されるかを明らかにする中で、コミュニティ機能が与える影響について分析する。機会の平等については社会移動調査(JSSG)を基に、石田(2002)および三輪(2006)において世代間職業階層間移動性の分析を用いて議論が行われており、1970年代におけるホワイトカラー職種層の拡大に伴う階層上昇確率の上昇が中流意識を醸成したのに対し、1990年代では逆にホワイトカラー職種層の縮小傾向が格差意識の拡大をもたらしたと主張している。また、幸福感分析については、Easterline(1971)が先駆的な研究を始め、その後Easterline(2001), Frey and Stutzer(2002), Ferrer-i-Carbonell and Frijters(2004)と

近年研究が盛んに行われるようになってきている。

本論文では上記の研究で提示された問題を融合し、移動性と幸福感との関連およびコミュニティ機能と幸福感との関連について実証的分析を行う。第2章では論文で用いたデータについての概要を説明し、第3章では移動性状態の分析を行い、第4章では格差感決定要因分析、第5章では生活満足度決定要因分析、第6章ではコミュニティ機能決定要因を分析する。

2 調査方法と記述統計

今回の橋木科研¹による調査概要は、下記の通りである。

- (1) 調査日時 平成21年3月26日(金)から4月24日(金)
- (2) 調査方法 訪問・留置法
- (3) 調査対象 満20歳以上、80歳未満の男女個人
- (4) 標本抽出方法 住民基本台帳を抽出台帳として2段系統抽出法に基づいて抽出。
- (5) 調査票配布数 足立区3000人 京都市伏見・南区3000人
- (6) 調査票回収数 1224人 1165人

調査方法として、特に低所得層での回収率を上げるために、訪問・留置法を取っている。そのため、対象地域を比較的狭いエリアに限定する必要があるため、東京都足立区と京都市伏見区に限定した調査を行っている。この結果、39.8%という高い回収率を得ることができている。

3. 階層下落幅の決定要因分析

3.1 世代間階層移動の現状

本調査では、15歳時における所属社会階層と現在の所属社会階層を調査しており、親の世代の社会階層と本人の社会階層との間の世代間階層移動の状況を調べることができている。世代間階層移動は機会の平等の指標を示していると共に、階層下落の程度を見ることにより、階層間移動の流動性を明らかにできる。階層間移動は、第4節以降の格差感分析、幸福感分析、コミュニティ意識分析で、重要な役割を果たすことになるため、はじめに分析を行う。

本稿では、現在の所属社会階層と15歳時点での所属社会階層との変化を、「現在の社会階層－15歳時社会階層」で計算し、階層移動を表す変数を作る。2311の有効サンプルに関して、階層移動幅の分布は、表1で示された通りである。なお、ここで所属階層の回答は、「1：上」から「5：下の下」となっており、マイナスの値が大きいほど階層上昇が起きていることを意味している。従って、最も大きく階層上昇した場合には-4であり、最も大きく階層下落している場合には4という値を取る。従って、階層移動は階層下落変数と

¹ 科学研究費補助金基盤研究A（橋木俊詔代表 2007～2009年「地域間格差の本質と是正政策」）

理解して良い。

今回用いたデータでは、階層が固定していた比率が 55.3%で、1つ階層が上昇した比率が 18.4%、下落した階層が 17.9%といったように、ほぼ同じ比率となっている。

表1 階層移動幅の分布

階層移動幅	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
比率 (%)	0.3	3.1	18.4	55.3	17.9	4.1	0.8	0.04

表2で示される推移確率行率を見ると、15歳時にどの階層にいたかによって、上昇比率と下落比率は異なる。15歳時の階層が高い程下落確率は高まり、低い階層程上昇確率は高くなる。

表2 階層間移動に関する推移確率行列

		現在の階層					
		上	中の上	中の下	下の上	下の下	合計
15歳時階層	上	0.107	0.357	0.286	0.214	0.036	1.00
	中の上	0.002	0.371	0.451	0.149	0.027	1.00
	中の下	0.001	0.125	0.683	0.172	0.019	1.00
	下の上	0.000	0.051	0.361	0.543	0.046	1.00
	下の下	0.000	0.036	0.182	0.364	0.418	1.00

階層移動の決定要因に関する重回帰分析を行う前に、階層間移動の状況を概観する。まず、学歴形成が世代間階層移動にどのような影響を与えているかを図1から図3で見ることにする。図1では、15歳時に属していた社会階層が横軸にとってあり、世代間を通じて同じ社会階層に留まっている比率が学歴別に示されている。この図から興味深い点は何点か見て取れる。1) 学歴が高卒以下で上の社会階層に留まることができている者がいない。2) 中の上に留まり続けている比率が、高卒以下と大卒以上では20%ほど大卒以上で高くなっている。3) 下の上に留まり続けている比率は、高卒よりも大卒で10%程度小さくなっている。これらの結果より、学歴形成によって、高い社会階層に留まる確率が上昇していることが示されている。

図2では、15歳時に属していた社会階層が横軸にとってあり、世代間を通じて社会階層が上昇した比率が学歴別に示されている。その結果、中の下および下の上から階層上昇している者の比率は、高卒より大卒で大きくなっていることが示されている。また、図3では、15歳時に属していた社会階層が横軸にとってあり、世代間を通じて社会階層が下落した比率が学歴別に示されている。その結果、学歴形成によって、上および中の上に所属していた者が階層下落する比率は、大卒以上よりも高卒以下において、10%から15%程小さく

なっており、学歴形成が階層下落の可能性を低めていることが示されている。

これらの結果の中で、15歳時において下の下に所属していたと回答して者は、必ずしも学歴が階層上昇にプラスになっていないことが示されている。この解釈については、今後の分析結果と併せて検討する必要がある。

図1 学歴別階層固定比率

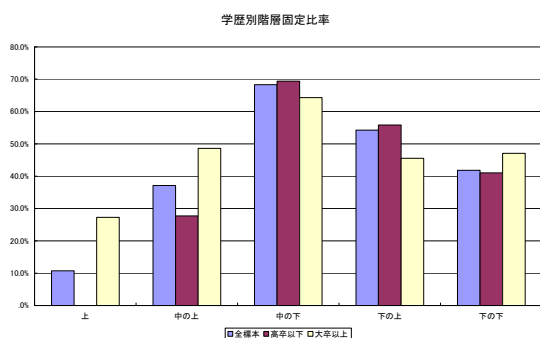


図2 学歴別階層上昇比率

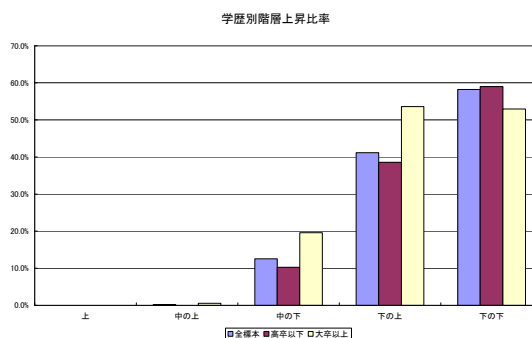
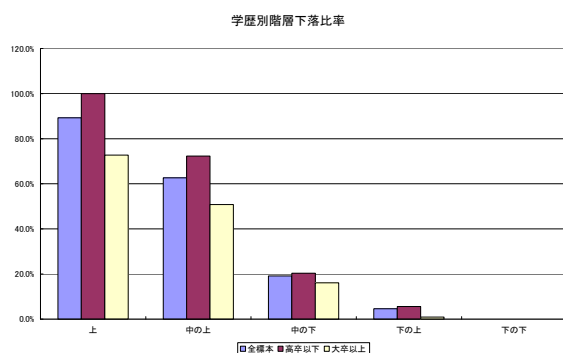


図3 学歴別階層下落比率



次に、男女間で世代間を通じた階層移動状況が異なるかを調べると、図4から図6で示されるように、大きな差が存在していないことが示されている。傾向としては、女性の方が高い社会階層に留まる確率が高く、最下層に留まり最下層から抜け出せない確率が高くなっていることが見受けられる。これは、男性よりも女性の方が社会階層間での移動性が低くなっていることを示唆していよう。

図4 性別階層固定比率

図5 性別階層上昇比率

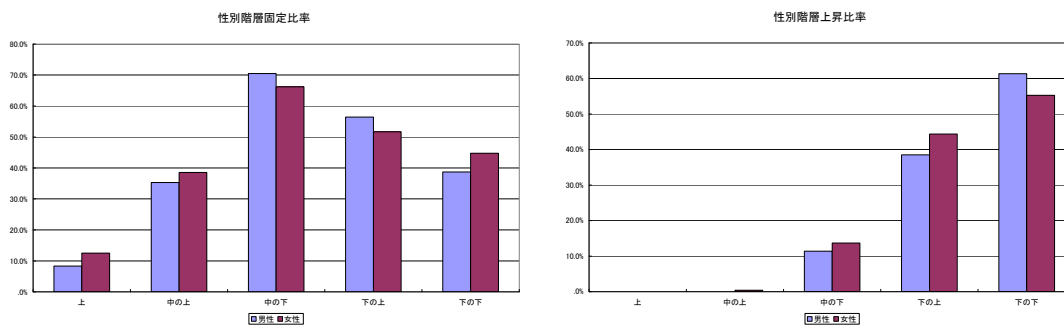
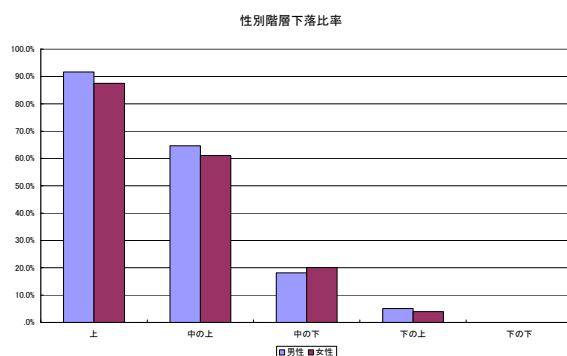


図6 性別階層下落比率



女性の場合、離婚によって生活レベルの低下が起き、階層下落が起きやすいと考えられてきているが、この点をデータによって検証した分析はほとんど無い²。ここでは、実際、日本の社会において、離婚している女性が、15歳時の階層に比して、どのように変化したかを、男性離婚者および全標本との対比で調べることにする。

図7で示されているように、離婚者は、全標本に比して、中・上所得階層での階層固定比率が小さく、「下の上」および「下の下」の階層固定比率が高くなっていることが示されている。階層が低くなるほど、階層固定化比率が高くなる傾向は、離婚女性で顕著に表れており、離婚女性は低い社会階層から抜けられない状況にあることを示している。また、離婚女性は高い社会階層に留まることができないことが示されている。

男性と女性との比較では、女性の方が最も低い社会階層での固定化比率が顕著に高くなっていることが示されている。

次に、階層上昇比率であるが、図8で示されるように、離婚男性および離婚女性は共に、低社会階層からの上昇が困難になっていることが示されている。最下層からの上昇比率を離婚女性と全標本で比較すると、離婚女性の上昇比率は3分の1以下となっており、低社会階層からの脱皮が困難であることが理解できる。

逆に、階層下落比率では、図9で示されるように15歳時に中の上または中の下にいた離婚女性の階層下落比率は、全標本に比してかなり大きく、男性に比しても高くなっている

² 加藤(2004)では、離婚要因の実証的分析を行っている。

ことが示されている。離婚女性の標本には、15歳時に上の階層に属していた者は存在していないため、上からの下落比率は把握できていない。しかし、離婚によって階層下落がかなり大きく起きていることがデータで確認されたことになる。

このような、離婚に基づく階層下落がなぜ発生するかについて詳細な分析が必要である。

図7 離婚者男女別階層固定比率

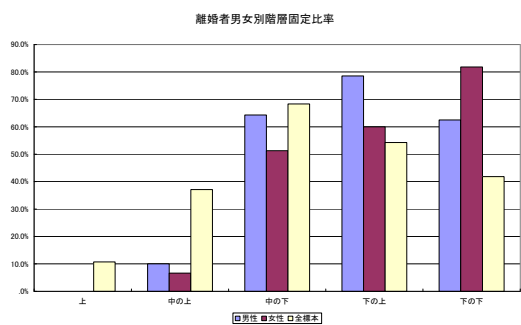


図8 離婚者男女別階層上昇比率

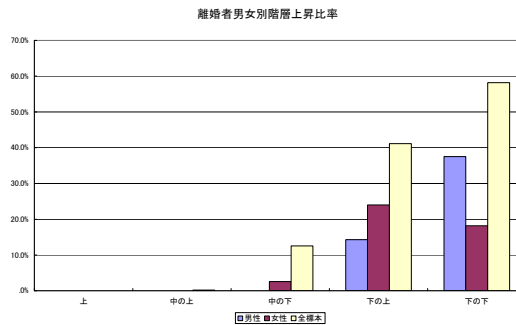
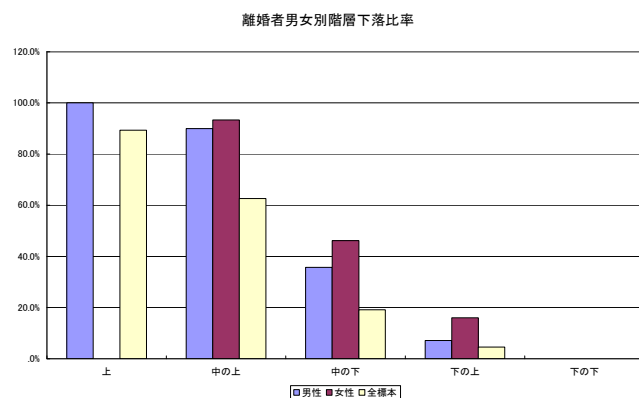


図9 離婚者男女別階層下落比率



3.2 世代間社会階層移動の決定要因の分析

前節で検討した社会階層移動状況を、重回帰分析によって検討する³。被説明変数は、現在の所属社会階層（1. 上、2. 中の上、3. 中の下、4. 下の上、5. 下の下）から1

³ 被説明変数が序数であるため、順序回帰分析が適切という考え方もあり、順序回帰分析を行った。しかしながら、結果は重回帰分析とほぼ一致しており、本節では結果の解釈の容易な重回帰分析結果を用いた議論を行う。

5歳時における所属社会階層を引いた値である階層下落幅である。この階層下落幅は、負の値が大きくなるほど、階層上昇が起きていることを意味する。例えば、現在「上」で、15歳時に「下の上」であれば、 $1-4=-3$ となる。

階層下落がどのような個人でより起きているかを重回帰分析によって分析した結果を表3で示す。15歳時点での所属階層が高いほど、下落の確率が高まることから、この効果を除くために、15歳時点での所属階層を説明変数に加えている。この表の標準化係数の値から示されるように、15歳時点での所属階層以外の要因で、最も階層下落を引き起こす要因となっているのが離婚ダミーであることが分かる。しかも、女性ダミーと離婚ダミーのクロス効果が有意ではないことから、離婚が階層下落を引き起こすのは女性だけではなく、男性も同様に影響を与えていることが理解できる。ただし、離婚が階層下落を引き起こしているのか、階層下落が離婚を引き起こしているかは、この重回帰分析からは分からない。直感的には、女性の場合には、離婚が経済基盤を崩壊させ、階層下落を引き起こしているのに対し、男性の場合には経済基盤の弱体化をもたらす階層下落が家計を圧迫し、離婚を引き起こしていると推察される。

標準化係数の値から、健康状態、高学歴ダミー、女性ダミーの順で影響力の強さが決まってきたことが示されている。健康状態が良いことは階層下落確率を低め、高学歴であるほど階層下落確率を低め、女性であるほど階層下落確率が低くなることが示されている。このように、階層下落を引き起こす要因として、離婚、病気、学歴不足が重要であることが示されたことになる。

表3 階層下落要因の重回帰分析

モデル		標準化されていない係数		標準化係数		
		B	標準偏差誤差	ベータ	t 値	有意確率
1	(定数)	2.338	.078		30.008	.000
	高学歴ダミー	-.180	.034	-.090	-5.334	.000
	離婚ダミー	.378	.100	.104	3.783	.000
	死別ダミー	.028	.129	.008	.214	.831
	女性ダミー	-.059	.031	-.034	-1.926	.054
	離婚女性ダミー	.039	.125	.009	.310	.756
	死別女性ダミー	.114	.147	.028	.780	.435
	15歳時点所属階層	-.612	.016	-.640	-37.891	.000
	現在の健康状態	-.080	.013	-.100	-6.027	.000

a. 従属変数 COMPUTE 階層移動 = Q4.6 - Q4.7 調整済み決定係数=0.396

4. 格差感の決定要因

まず、本調査において、格差感をどのように把握し、指数化しているかについて説明を行う。調査票の中では、1) 生活レベル（所得、消費、資産など）の格差、2) 中央と地方の格差、3) 自分が住んでいる地域と近隣地域の格差、4) 労働者の間（仕事内容、仕事条件、正規・非正規社員）の格差、5) 人生における様々なできごと（結婚、就職、生まれ、育ちなど）の格差、6) 社会保障制度（年金、医療、介護、雇用）の格差を5段階で質問している。回答の数値は、「1：全く感じない」から「5：非常に感じる」となっており、数値が大きくなるほど、格差感を強く感じていることを示している。

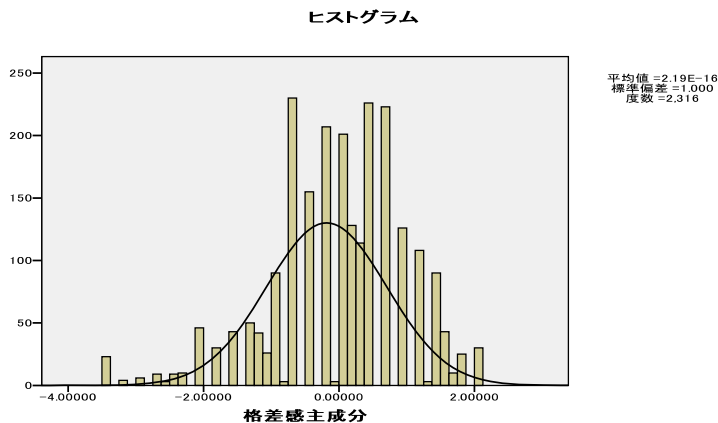
この6つの質問の回答を、主成分分析にかけたところ、第1主成分のみが1を超える固有値の値を与えており、第1主成分のみで全体の変動の53.1%を説明していることが示された。また、各質問項目と第1主成分との相関係数も、表？で示されるように高い数値を与えており、第1主成分は格差感を表す変数と理解できる。

表4 格差感第1主成分との相関係数

	第1主成分
生活レベル（所得、消費、資産など）の格差	.747
中央と地方の格差	.724
自分が住んでいる地域と近隣地域の格差	.671
労働者の間の格差	.752
人生における様々なできごとの格差	.754
社会保障制度の格差	.721

この格差感変数の分布は図10のようになり、正規分布よりも格差感を強く持つ方向に分布が偏っていることが示されている。

図10 格差感主成分分布



この格差感の決定要因を重回帰分析によって分析する。この分析においては、地域コミュニティ意識と格差感との関係調べるために、地域コミュニティ意識を表す変数を主成分分析によって作成する。調査票では、1) 近所との付き合いの程度、2) 健康や生活の上で困ったとき、親や子に頼るか、3) 健康や生活の上で困ったとき、親子以外の親戚などの身内に頼るか、4) 健康や生活の上で困ったとき、友人・近所の知人に頼るか、5) 健康や生活の上で困ったとき、民生委員や町内会の役員に頼るか、6) 健康や生活の上で困ったとき、区役所や保健所などの行政に頼るか、7) 健康や生活の上で困ったとき、誰にも頼らない、8) ご近所の方が、健康など暮らしぶりに差し迫った不安がある様子だとしたら、できるだけ隣近所で手助けする、9) ご近所の方が、健康など暮らしぶりに差し迫った不安がある様子だとしたら、家族や親戚に連絡して相談する、10) ご近所の方が、健康など暮らしぶりに差し迫った不安がある様子だとしたら、行政(区役所、保健所、救急車、警察など)に相談する、11) ご近所の方が、健康など暮らしぶりに差し迫った不安がある様子だとしたら、民生委員や町内会の役員に対応してもらおう、12) ご近所の方が、健康など暮らしぶりに差し迫った不安がある様子だとしたら、付き合いが少ないので何もするつもりはない、といった12の質問項目から主成分を作成する。1)は「1：ほとんど付き合いはない」から「5：困ったときに相談を受けたり世話をし合ったりする」の5段階回答であるが、残りは、「0：いいえ」と「1：はい」の回答となっている。

主成分分析の結果を示す表5より、第1主成分がコミュニティでの相互依存度、第2主成分が行政への依存度、第3主成分が自立度を表す変数と解釈する。

表5 コミュニティ意識に関する主成分分析結果

	固有値1以上の主成分成分					
	1	2	3	4	5	6
1)近所づきあい	.577	-.074	.264	-.167	.179	-.264
2)親または子	.276	-.379	-.629	-.247	-.010	.028
3)親戚などの身内	.365	-.073	.288	.360	-.346	.354

4)友人・近所の知人	.529	-.208	.181	.091	-.089	.382
5)民生委員や町内役員	.373	.442	-.030	.294	.263	.085
6)区役所や保健所	.263	.648	.016	.009	-.084	.156
7)誰にも頼らない	-.417	.072	.581	.164	.199	-.289
8)隣近所で手助けする	.410	-.290	.351	-.367	.475	.111
9)家族や親戚に連絡	.219	-.368	.046	.440	-.480	-.362
10)区役所、保健所など	.090	.615	.049	-.453	-.425	-.004
11)民生委員や町内役員	.221	.289	-.380	.498	.447	-.150
12)何もするつもりはない	-.494	-.120	.009	.149	.143	.635

本調査では15歳時の生活水準に関する5つの質問をしており、「1：全く感じない」から「5：強く感じる」の5段階で回答を得ている。この5つの質問に対する回答を主成分分析にかけたところ、固有値が1以上の主成分は1つで、第1主成分のみで全変動の71.3%の変動が説明できることが示された。表6では、第1主成分と各質問項目との相関係数が示されているが、すべて非常に高い値を取っており、第1主成分は15歳時点での生活水準の低さを表す変数と考えて良いことが理解できる。この主成分の値が大きいほど、15歳時点での生活水準は低かったと回答者が認識していることになる。

表6 15歳時の生活水準を表す第1主成分との相関係数

	第1主成分との相関係数
1) おいしいものを満足に食べることができなかった	.871
2) 欲しい服を買えなかった	.868
3) きちんとした住居に住むことができなかった	.774
4) 塾や習い事をできなかった	.878
5) 行きたい学校に行けなかった	.827

次に、格差感がどのような要因によって決定されているかを明らかにする。格差感主成分は値が大きいほど格差を感じていることを意味している。まず、分析に用いた変数の記述統計を表7で示す。

表7 変数リストと記述統計

変数	平均値	S. D.	変数	平均値	S. D.
格差感主成分	-.0068107	.976	相互扶助第1主成分	-.0026256	.999

年齢数値	49.8343	14.559	役所依存第2主成分	.0088320	1.012
高学歴ダミー	.2818	.450	自立意識第3主成分	-.0118935	.995
離婚ダミー	.0592	.236	15歳時低生活水準主成分	-.0591144	.965
死別ダミー	.0459	.209	階層下落幅	.0200	.871
女性ダミー	.4956	.500	世帯年収(単位100万円)	5.251	3.606
離婚女性ダミー	.0392	.194	15歳時点の階層	3.22	.896
死別女性ダミー	.0340	.181	金融資産(単位100万円)	5.056	7.315

重回帰分析の結果は、表8で示される。分析結果から、以下のような結論を得ることができる。

1) 標準化係数の値から、15歳時の低生活水準主成分が、格差感に強い影響を与えていることが示されている。15歳時に低い生活水準であったと認識しているものほど、格差感を強くもつことが示されている。

2) 第2番目に、格差感に最も強い影響を与えている変数は階層下落幅であり、階層下落が大きな者ほど、強い格差感を抱えていることが示されている。

3) 第3番目に強い影響を持つ要因は、高学歴ダミーであった。これは、所得・性別等をコントロールすると、高学歴である程格差感が高くなることを意味している。

4) 第4番目に強い影響を持つ要因は、世帯収入であった。世帯収入が大きいほど、格差感は小さくなることが示されている。

5) 第5番目に強い影響を持つ要因は、死別ダミーであった。配偶者と死別している場合に、格差感が低くなっている結果が出ている。

6) 第6番目に強い影響を持つ要因は、役所依存主成分であった。これは、役所への依存傾向が強いものほど、格差感を強く持っていることを示している。

ほぼ10%の有意水準で正の影響を持つ要因として、相互扶助主成分がある。これは、相互扶助の意識が強い場合に、格差感を強く意識していることを意味している。

7) 金融資産、女性ダミー、相互扶助主成分は、格差感に影響を与えると予想したが、10%の有意水準では、系統的影響を与えているとは言えないことが示された。

以上の結果から、格差感を決定している主要因が、15歳時の低生活水準と階層下落幅とであることが示された。標準化係数の値から判断すると、世帯収入や金融資産よりも、階層移動がどのように起きていたかが、格差感に決定的な影響を与えていることを意味している。別の言い方をすると、現在の経済状況が悪くとも、階層上昇している場合には格差感を持たない傾向にあり、そして、15歳時に恵まれた状況にいたものは、現在の経済状況

が悪くとも、格差感を持たない傾向にあることを意味している。すなわち、このような個人は、現在の低収入は自己の責任であると認識していることになる。逆に、15歳時点で厳しい生活にあったものは、現在の低い生活水準は自己責任とは別の要因に基づいていると考え、格差感を持つことになる。

表8 格差感決定要因分析のための重回帰分析

モデル		係数 ^a				
		標準化されていない係数		標準化係数	t 値	有意確率
		B	標準偏差誤差	ベータ		
1	(定数)	.066	.132		.503	.615
	年齢数値	-.001	.002	-.016	-.466	.641
	離婚ダミー	.186	.191	.046	.974	.330
	死別ダミー	-.276	.135	-.059	-2.052	.040
	女性ダミー	.094	.058	.048	1.619	.106
	離婚女性ダミー	.038	.236	.008	.159	.873
	相互扶助第1主成分	.028	.028	.029	1.006	.315
	役所依存第2主成分	.055	.027	.057	2.013	.044
	自立意識第3主成分	-.028	.027	-.028	-1.028	.304
	15歳時低生活水準	.282	.034	.277	8.385	.000
	金融資産(100万円単位)	-.006	.004	-.043	-1.398	.162
	世帯収入(100万円単位)	-.017	.008	-.062	-2.107	.035
	階層下落幅	.139	.034	.124	4.054	.000
	高学歴ダミー	.247	.063	.114	3.911	.000
a. 従属変数 格差感主成分						

5. 生活満足度決定要因

本調査では、生活満足度について質問しており、「1：満足している」から「5：不満だ」までの5段階で回答を得ている。従って、この値が大きいほど、生活不満足度が高いことを意味する。この5段階回答を順序回帰分析によって要因分析を行う。分析結果は表9で示される。順序回帰分析の結果から、次の点が確認できる。

1) 閾値の順序は、回答番号順序と整合的であり、順序回帰分析は正常に行われている。

- 2) 配偶者死別は、生活不満足度を低めている。
- 3) コミュニティでの相互扶助が強いものは、生活不満足度を低めている。
- 4) 役所依存が強いものは、生活不満足度を高めている。
- 5) 15歳時に低生活水準であったものは、生活不満足度を高めている。
- 6) 金融資産が多い者は、生活不満足度を低めている。
- 7) 世帯所得が多い者は、生活不満足度を低めている。
- 8) 階層下落幅が大きい者は、生活不満足度を高めている。

表9 順序回帰分析による生活不満足度の要因分析

		B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率
しきい値	回答 = 1	-3.537	.486	53.020	1	.000
	回答 = 2	-.737	.472	2.435	1	.119
	回答 = 3	.475	.472	1.015	1	.314
	回答 = 4	1.947	.477	16.653	1	.000
位置	年齢数値	-.007	.004	2.251	1	.134
	[高学歴ダミー=.00]	.013	.123	.012	1	.914
	[離婚ダミー=.00]	-.573	.368	2.418	1	.120
	[死別ダミー=.00]	.573	.265	4.670	1	.031
	[離婚女性ダミー=.00]	.207	.451	.212	1	.645
	[女性ダミー=.00]	.174	.113	2.379	1	.123
	相互扶助第1主成分	-.166	.055	9.265	1	.002
	役所依存第2主成分	.143	.053	7.193	1	.007
	自立意識第3主成分	-.082	.052	2.472	1	.116
	15歳時低生活水準	.442	.066	45.117	1	.000
	金融資産 (100万円単位)	-.055	.009	39.993	1	.000
	世帯収入 (100万円単位)	-.059	.016	13.193	1	.000
	階層下落幅	.414	.067	37.797	1	.000
	リンク関数: ロジット Cox と Snell 疑似 R ² 乗=0.164					

今回用いる回答データは5段階データであるため、本来であれば順序回帰分析を用いることが妥当であると考えられる。しかしながら、順序回帰分析の頑強性を確認することと、要因

別の影響力の強さを比較するために、重回帰分析でも分析を行った。表 10 はその結果を示している。順序回帰分析の結果と重回帰分析の結果は、整合的であり、女性ダミーのみが有意に負になっている点のみが異なっている。

標準化係数の値を比較することにより、生活不満足度を与える影響の強さを比較すると、最も強い影響を持っているのが、15歳時の低生活水準であり、15歳時点での生活水準が低い程、現在の生活に不満足を強く感じる事が示されている。第2番目に強い影響を与えるのが、金融資産額であり、金融資産が多いほど、現在の生活不満足度が減少することが確認できている。第3番目に、階層下落幅が現在の生活不満足度に強い正の影響を与えている。第4番目に強い影響を与えるのが現在の世帯収入であり、世帯収入が多いほど生活不満足度は低くなる。第5番目はコミュニティにおける相互扶助であり、相互扶助を良く行っている者ほど、生活不満足度は低くなる。第6番目に、役所への依存傾向が出ており、依存度が強い者は、生活不満足度が高くなる傾向が示されている。そして、死別ダミーと女性ダミーの順で影響を与えている。

表 10 重回帰分析による生活不満足度の要因分析

モデル		標準化されていない係数		標準化係数		
		B	標準偏差誤差	ベータ	t 値	有意確率
1	(定数)	3.357	.140		24.063	.000
	年齢数値	-.003	.002	-.044	-1.375	.169
	高学歴ダミー	-.006	.067	-.002	-.090	.929
	離婚ダミー	.270	.204	.060	1.323	.186
	死別ダミー	-.277	.142	-.053	-1.946	.052
	女性ダミー	-.109	.062	-.050	-1.772	.077
	離婚女性ダミー	-.060	.250	-.011	-.241	.810
	相互扶助第1主成分	-.083	.030	-.077	-2.807	.005
	役所依存第2主成分	.079	.029	.074	2.721	.007
	自立意識第3主成分	-.035	.028	-.033	-1.235	.217
	15歳時低生活水準	.233	.036	.207	6.557	.000
	金融資産(100万円単位)	-.028	.005	-.183	-6.275	.000
	世帯収入(100万円単位)	-.032	.009	-.104	-3.664	.000
	階層下落幅	.223	.036	.178	6.128	.000

モデル		標準化されていない係数		標準化係数		
		B	標準偏差誤差	ベータ	t 値	有意確率
1	(定数)	3.357	.140		24.063	.000
	年齢数値	-.003	.002	-.044	-1.375	.169
	高学歴ダミー	-.006	.067	-.002	-.090	.929
	離婚ダミー	.270	.204	.060	1.323	.186
	死別ダミー	-.277	.142	-.053	-1.946	.052
	女性ダミー	-.109	.062	-.050	-1.772	.077
	離婚女性ダミー	-.060	.250	-.011	-.241	.810
	相互扶助第 1 主成分	-.083	.030	-.077	-2.807	.005
	役所依存第 2 主成分	.079	.029	.074	2.721	.007
	自立意識第 3 主成分	-.035	.028	-.033	-1.235	.217
	15 歳時低生活水準	.233	.036	.207	6.557	.000
	金融資産 (100 万円単位)	-.028	.005	-.183	-6.275	.000
	世帯収入 (100 万円単位)	-.032	.009	-.104	-3.664	.000
	階層下落幅	.223	.036	.178	6.128	.000

a. 従属変数 Q4-2 現在の生活の満足度 調整済み R2 乗.149

6. コミュニティ相互依存決定要因分析

生活満足度の決定において、コミュニティでの相互扶助が有意に効いており、相互扶助を行っている者は不満度が減少していることが示された。このように、コミュニティでの相互扶助は幸福感に正の影響を与えることが示されたことになる。そこで、コミュニティでの相互扶助を行う傾向が強い者はどのような性質を持っているかを明らかにする。

表 11 で示されるように、年齢数値が有意に正の符号を取っており、年齢が高くなるほど、コミュニティでの相互扶助を行う傾向にあることが示された。女性ダミーが有意で正であることから、女性の方が男性よりもコミュニティでの相互扶助を行う傾向があると判断できる。コミュニティでの相互扶助を決定する要因として 15 歳時低生活水準主成分が有意な変数となっており、15 歳時に低生活水準で無かった者が、コミュニティでの相互扶助意識が強いという結果が出ている。

学歴、世帯収入、金融資産がコミュニティでの相互扶助の意識に影響を与えていないという結果は、コミュニティ機能の活性化を図る上で好ましい結果であると理解できる。特定の経済グループおよび社会グループのみが相互扶助意識を持っているようでは、様々な人々が集まるコミュニティは成立しないことになる。その意味で、この結果は重要な意味を有していると判断している。

表 11 コミュニティ互助レベル重回帰分析結果

モデル		標準化されていない係数		標準化係数	t 値		有意確率	
		B	標準偏差誤差	ベータ				
1	(定数)	-0.866	.131		-6.618	.000		
	年齢数値	.012	.002	.169	5.178	.000		
	高学歴ダミー	-.002	.064	.000	-.027	.979		
	離婚ダミー	-.235	.195	-.057	-1.201	.230		
	死別ダミー	-.054	.242	-.011	-.222	.824		
	女性ダミー	.428	.059	.213	7.246	.000		
	離婚女性ダミー	-.094	.240	-.019	-.394	.694		
	死別女性ダミー	.172	.287	.030	.598	.550		
	金融資産 (単位 100 万円)	.006	.004	.039	1.279	.201		
	世帯収入 (単位 100 万円)	.009	.008	.031	1.055	.292		
	階層下落幅	-.030	.035	-.026	-.860	.390		
	15 歳時低生活水準主成分	-.079	.034	-.077	-2.324	.020		
	生活保護受給経験ダミー	.083	.192	.012	.431	.666		

a. 従属変数 コミュニティ互助第 1 主成分 自由度調整済み決定係数=0.07

7. 結語

本研究では、コミュニティ機能の向上をもたらすソーシャル・キャピタルが、人々のライフリスクを軽減し、格差感を減少させる機能を有しているかを実証的に分析する。具体的には、移動性の状態を明らかにした上で、格差感および幸福感がどのような要因によって決定されるかを明らかにする中で、コミュニティ機能が与える影響について分析した。その結果、相互扶助の意識が強い場合に、格差感を強く意識していることが示され、コミュニティの相互扶助機能の向上は、幸福感を増大させることが分析結果から確認された。このことは、コミュニティ機能回復のための政策の重要性を示唆していると言えよう。

参考文献

Easterlin, Richard A. (1974). "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", In Paul A. David and Melvin W. Reder (eds). Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramowitz. New York: Academic Press: 89-125.

Easterlin, Richard A. (2001). "Income and Happiness: Towards a Unified Theory", Economic Journal 111(473): 465-484.

Ferrer-i-Carbonell, A. and Frijters, P. (2004) "How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?", Economic Journal 114, July, pp. 641-659.

Frey, B.S. and A. Stutzer (2002), "What can economists learn from happiness research?", Journal of Economic Literature Vol. XL, pp. 402-435.

石田 浩 (2002) 「世代間移動からみた社会的不平等の趨勢- JGSS-2000 にみる最近の傾向 -」 JGSS 研究論文集[1]

三輪 哲 (2006) 「JGSS で見た日本人の意識と行動- 47 -JGSS 累積データ 2000-2003 にみる現代日本の世代間社会移動パターン」 日本版 General Social Surveys 研究論文集[5]