

第14章

全般的不公平感の発生の条件

男女間の規定構造の差異に注目して

長松奈美江

1 はじめに

本章の目的は、社会に対する不公平感が発生する条件を、対象者の属性と意識という二つの側面から探究することである。

不公平感とはいかなる意識であろうか。海野道郎・斎藤友里子(1990)によると、不公平感とは、「ある基準に照らしたときに当該の状況があるべき姿であるか否かについての判断であり」、「公平判断は、当該社会における社会的資源や生活機会を所与としたときに、評価者が正しいと考える配分原理をもとに生じるであろう仮想的配分を基準にして、現実の配分状況(の認知)がどれだけ逸脱しているか、という評価である」とされている(海野・斎藤 1990: 98)。そしてその評価対象となるものは、社会であるとされる。そういった意味で、自分自身が有する社会的資源や生活機会に対する認知や意識である階層帰属意識や生活満足度と、不公平感異なるものとされている(斎藤 2002)。

不公平感に関する先行研究においては、その趨勢に関しては、不公平感が近年増加していること(間淵 2000)、また不公平感の発生に関しては、不公平感は年齢、性別、所得などの属性とあまり関連性がない、すなわち、ある属性や資源を持つことによって、不公平感を抱くか否かということが説明されないということが指摘されている(織田 1998; 織田・阿部 2000)。不公平感は、社会に対する一般的な不公平感である「全般的不公平感」と、「性別による不公平」、「所得による不公平」、「年齢による不公平」など、個々の領域における不公平感である「領域別不公平感」に区分される。

本章における問いは、全般的不公平感を発生させる条件がいかなるものであるかを、探索的に追究することである。さらに、全般的不公平感の規定構造を、男女間の差異に着目して検討することである。分析対象とする変数は、問 24-1 の全般的不公平感であり、これは、「一般的に言って、今の世の中は公平だと思いますか」という質問に、「公平だ」、「だいたい公平だ」、「あまり公平でない」、「公平でない」という4つの選択肢で答えてもらったものである。

次節では、まず、全般的不公平感、領域別不公平感の分布がいかなるものであるかを確認する。次に、3節では、全般的不公平感の発生に影響を与えられられる変数と全般的不公平感の関連性を、分散分析と相関分析によって捉える。4節では、全般的不公平感を従属変数とした重回帰分析を男女別に行い、全般的不公平感が発生する条件を男女の差異に着目して考察する。5節では、本章のまとめを行う。

2 不公平感の分布

2.1 全般的不公平感

全般的不公平感はいかなる分布をしているのであろうか。表1は、全般的不公平感の分布を表したものである。比較のため、「社会階層と社会移動全国調査（SSM調査）」の1985年と1995年のデータ、そして、「1997年社会的公正感調査（JSJP調査）」のデータ¹⁾も合わせて示してある。この表から、1985年から2002年まで、全般的不公平感の分布がいかに変化したかを考察しよう。表1は、全般的不公平感の分布を、図1は、「公平」、「だいたい公平」を「公平」として一つにまとめ、「あまり公平でない」、「公平でない」を「不公平」として一つにまとめた「公平」、「不公平」の比率の推移を示したものである。

表1 全般的不公平感の分布（％）

	SSM85	SSM95	JSJP97	JIS2002	JIS2002 (20～70歳)
公平だ	3.6	2.9	2.0	2.0	1.6
だいたい公平だ	35.0	29.5	23.0	27.4	26.2
あまり公平でない	41.4	47.8	51.0	49.7	50.5
公平でない	20.0	19.7	24.0	20.9	21.6

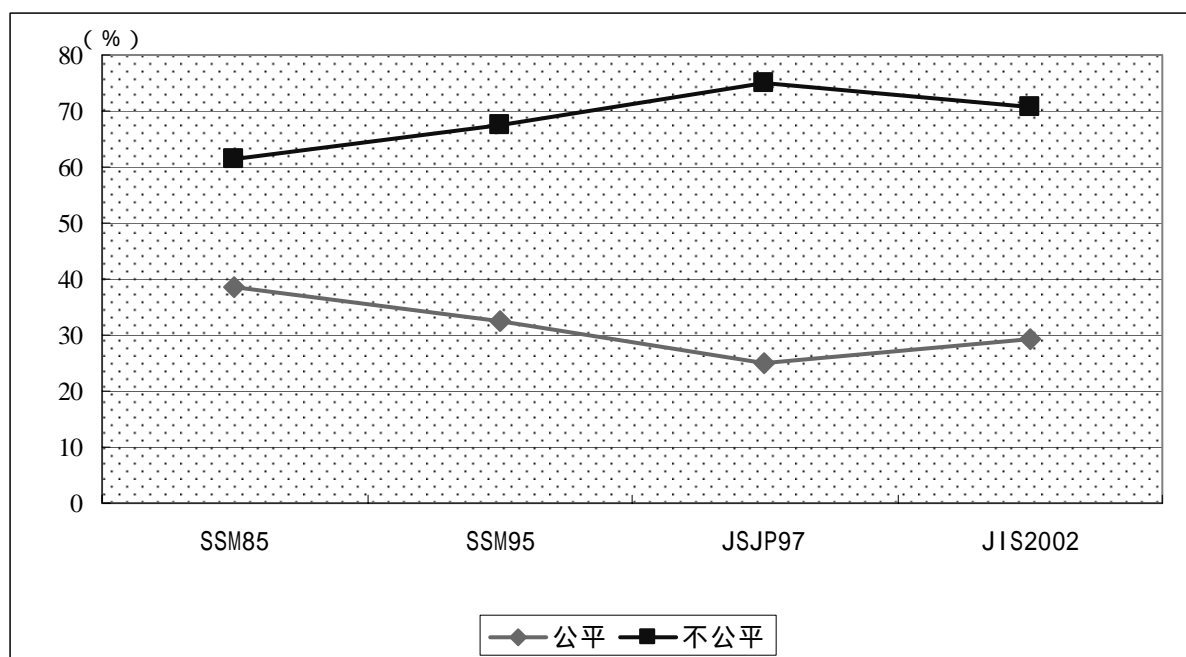


図1 「公平」・「不公平」の比率の推移

まず、本調査における全般的不公平感の分布がいかなるものであるかを確認しておこう。2002年実施の本調査では、現在の日本社会について、「あまり公平でない」と答えた人が最も多く、49.7%とほぼ半数を占める。それに、「だいたい公平だ」が27.4%、「公平でない」

¹⁾ SSM調査の結果は宮野勝編（1998）、JSJP調査の結果はM. Miyano（2000）より抜粋した。

が 20.9%で続いている。「公平だ」とみなしている人は最も少なく、2.0%に過ぎない。よって、社会が「不公平」であるとみなす人が、多くを占めるということが指摘できる。

全般的な不公平感の推移について、間淵領吾（2000）は、1975年から1997年までに行われた12件の世論調査から、「不公平」比率は、1975年から1997年に至るまで増加傾向を示していると述べている。この傾向に照らし合わせると、1997年から5年後に行われた本調査の結果はいかに解釈できるだろうか。図1をみると、「不公平」比率は、2002年において、1997年より若干低下していることがわかる。しかし、これは大幅な低下ではなく、「不公平」比率は、70%を少し超えるところに位置している。

本調査で「不公平」比率が低下した要因として、本調査のサンプルにおいては、70歳以上の高齢者が、全体の16.9%という少なくない割合を占めているということが指摘できる。次節以降での分析でみられるように、本調査においては、不公平感と年齢との関連がやや強く出ており、若い人ほど不公平感を強く持つという傾向が確認されている。年齢の影響を除去するために、サンプルを20～70歳に限定して比率を計算したところ²⁾、「不公平」が72.1%、「公平」が27.9%となり、「不公平」比率は若干増加する。この傾向は、「不公平」比率は、1970年代は5割弱、1980年-95年までは6割前後、そして1997年には7割強に達し、増加傾向にあるという先行研究の知見（間淵 2000: 152-3）から大きく逸脱するものではないといえるだろう。「不公平」比率は、1990年代後半から2000年前半にかけて、微減か、またはほぼ横ばいと判断されるだろう。

2.2 領域別不公平感

表2は、領域別不公平感（問24-3）の分布を表したものである。領域別不公平感は、「性別による不公平」、「年齢による不公平」、「学歴による不公平」、「職業による不公平」、「所得による不公平」、「身につけたコンピュータ技術による不公平」、そして「運やチャンスによる不公平」という7つの質問項目によって聞かれている。各領域における不公平があるかどうかは、「大いにある」、「少しはある」、「どちらともいえない」、「それほどにはない」、「ない」の5つの選択肢によって答えてもらっている。

表2によると、どの領域においても、「不公平がある」とみなしている人が過半数を超えていることがわかる。なかでも最も不公平感が高いのは、学歴による不公平であり、「大いにある」、「少しはある」を合わせると84.9%にも及ぶ。一方、最も不公平感が小さいのは、身につけたコンピュータ技術による不公平である。加えて、コンピュータ技術による不公平においては、「わからない」と回答したものが多く、21.2%にも及ぶことが指摘できる。情報化という社会変動に対して形成される「不公平」・「公平」の意識が、まだ個々人のなかで明確に形成されていないことが指摘できる。しかし、「大いにある」、「少しはある」と答えた人は合わせて55.2%にもおよび、少なくない人々が、コンピュータを身につけることによって得られる特権や有利さに不公平を感じていることが伺われる。

²⁾ SSM調査のサンプルは、20～70歳であり、JSJP調査のサンプルには20～99歳の人が含まれる。なお、JSJP調査における70歳以上の比率は、11.0%である。

表2 領域別不公平感の分布(%)

	大いにある	少しある	どちらともない	それほどない	ない
性別	28.0	51.9	7.5	9.0	3.7
年齢	30.3	48.0	10.6	7.5	3.7
学歴	42.3	42.6	8.4	4.3	2.4
職業	32.8	47.6	11.3	5.6	2.7
所得	41.4	40.9	11.5	4.0	2.2
コンピュータ技術 運やチャンス	16.8	38.4	31.5	8.3	5.1
	26.7	39.7	22.3	6.3	5.1

3 全般的な不公平感と属性・意識変数との関連

3.1 全般的な不公平感を説明する要因

この節では、全般的な不公平感と属性変数、意識変数との関連を、分散分析と相関分析によって確認する。まず、全般的な不公平感を説明するものとして、いかなる変数を選択すべきであるかを、先行研究による知見をもとに考察しよう。

海野・斎藤(1990)は、SSMの1985年データを用いて、全般的な不公平感を規定する要因としては、学歴や所得などの属性変数よりも、意識変数のほうが説明力が高いとしている。そして、意識変数のなかでも、現代日本社会における全般的な不公平感は、社会体制に対する態度、および職業を中心とした自分の地位の認知や評価という二つの要素によって規定されているとしている。具体的には、自民党などの政党に対する好感度や、「職業による不公平がある」、「貧富による不公平がある」、「収入に対して不満足」、「階層帰属意識が低い」、「がんばっても政治はよくなならないに賛成」といった意識によって全般的な不公平感が説明されるとしている。

また、織田輝哉(1998)は、SSM調査の1995年データを用いて、性別、年齢、教育年数、世帯年収、個人年収、資産総額、現職職業威信を独立変数に、全般的な不公平感を従属変数とした分析において、属性や社会経済的地位は、全般的な不公平感をほとんど説明していないと結論づける。そしてさらに、全般的な不公平感については、社会移動経験や不公平経験、世間一般との比較等が影響しているのではないかと、という視点から、「不公平経験の数」、「初職から現職への職業威信の改善」、「父職から現職への職業威信の改善」、「性・年齢別平均収入と実際の収入の差」を独立変数に加えた重回帰分析を行ってみた結果、説明力は依然として弱く、5%で有意な独立変数も、学歴年数のみにとどまっており、追加した変数は有意にならなかったと述べている。

では、本研究はいかなる変数を用いるべきであろうか。本研究の目的は、全般的な不公平感の発生の条件を、探索的に検討することである。以上にみたように、全般的な不公平感、諸々の属性変数、意識変数によってあまり説明されない意識とされている。よって、先行研究に

において全般的不公平感を説明するものとして位置づけられてきた変数を、可能な限り用いて、全般的不公平感の説明を試みるという方針をとることとする。

まず、属性変数として、性別、年齢、学歴、職業、世帯年収、個人年収を用いる。職業の変数としては、ホワイトカラー・ダミー変数を用いることにする³⁾。また同時に、有職者・無職者による違いを捉えるために、有職ダミー変数を用いる。意識変数については、社会体制に対する態度、および職業を中心とした自分の地位の認知や評価に関する項目として、問 16e「政府は所得格差を軽減すべき」に対する意見、問 20「階層帰属意識」、問 24-3e「所得による不公平がある」を取り上げる⁴⁾。

それに加えて、本調査で新たに導入した変数を、不公平感の規定要因として位置づけることにしたい。それは、問 24-2a「自分と同じくらい努力して、自分よりもうまくいっている人」が「たくさんいる」、「少しいる」、「ほとんどいない」、「いない」かどうかという、自分と比較した他者の状況についての認知を聞いた変数であり、そしてこの変数と対になるものとして、問 24-2b「自分と同じくらい努力して、自分ほどにはうまくいっていない人」が、「たくさんいる」、「少しいる」、「ほとんどいない」、「いない」か否かを聞いた変数である。この変数が不公平感の規定要因になりうるとする理由は、不公平感とは、単に、社会における資源の分配が「不平等だ」とみなすという意識ではなく、その「不平等」が正当な理由から説明できるか、つまりある原理に照らし合わせて正当化できるかを問う意識であると考えられるからである。そして、先行研究において、高い地位や経済的豊かさが配分されるための理想の配分原理として、努力という要因が最も支持を得ていることから⁵⁾、「努力をしたのに、(自分、あるいは他者が)うまくいかない」という意識が、資源分配の公正性を問うという不公平感と関連しているのではないかと考えられるからである。

よって以上により、全般的不公平感を説明する変数として、性別、年齢、学歴、ホワイトカラー・ダミー変数、有職ダミー変数、世帯年収、個人年収という属性変数と、「政府は所得格差を軽減すべき」に対する意見、階層帰属意識、所得による不公平、そして「自分と同じくらい努力して、自分よりもうまくいっている人、もしくはうまくいっていない人」がいるか否かを問う変数(以下、「成功に関する自分と他者の比較」変数と呼ぶ)を取り上げる。

なお、性別は男性を 1、女性を 0 としたダミー変数であり、学歴は教育年数に変換した連

³⁾ 先行研究においては、全般的不公平感を説明する職業変数として、職業威信スコアが用いられている(織田 1998; 織田・阿部 2000)。全般的不公平感を従属変数とし、職業変数としてホワイトカラー・ダミー変数、職業威信スコアのそれぞれを独立変数として投入した重回帰分析を行い、それぞれのモデルを比較したところ、特に女性における分析において、ホワイトカラー・ダミー変数を投入したモデルのほうが、より良好な説明力や有意な効果が得られた。さらに、職業威信スコアを用いると、無職者を除外してしまうという欠点がある。よって本稿では、職業変数としてホワイトカラー・ダミー変数を用いることにした。

⁴⁾ 「所得による不公平がある」という意識は、領域別不公平感の一つである。先行研究においては、全般的不公平感を説明する意識変数として、「職業による不公平がある」、「貧富による不公平がある」が採用されている(海野・斎藤 1990)。本稿で、全般的不公平感を説明する意識変数として「所得による不公平がある」を選択したのは、全般的不公平感を説明する要因を探索的に探究するという本稿の目的を考慮して、領域別不公平感のなかで、「所得による不公平」が最も全般的不公平感と強い相関を示したという理由からである。さらに、全般的不公平感が、人々の持つ資源の多寡に関連して生じるものであるのならば、所得という最も直接的な経済的資源に対する不公平の意識が、社会に対する一般的な意識に影響を及ぼすのではないかと考えられるからである。加えて、技術的な問題としては、「所得による不公平」と「職業による不公平」は相関が 0.593 (1%有意)と高く、同時に重回帰分析の独立変数として投入すると、多重共線性が現れるということがある。

⁵⁾ 1995 年 SSM 調査において、高い社会的地位や経済的豊かさを配分する理想の配分原理を問う質問があり、そのなかで、「努力」と答えた人が最も多いということが指摘されている(斎藤・山岸 2000)。

続変数を用いる。ホワイトカラー・ダミー変数は、ホワイトカラーを 1、その他を 0 とし、有職ダミー変数は、有職者を 1、無職者を 0 とした。個人年収、世帯年収は、連続量化したものをを用いる。階層帰属意識は、値が高くなるほど自分の階層帰属を高く捉えていることを表し、「政府は所得格差を軽減すべき」に対する意見については、値が高くなるほど格差を軽減すべきという意見を持つよう操作化している。また、自分よりもうまいっている人、もしくはうまいっていない人がいるか否かを問う変数は、値が高くなるほど、そのような人が多くいると答えていることを示す。所得による不公平、全般的不公平感は、値が高くなるほど不公平であるという意識を持っていることを表している。

3.2 全般的不公平感と属性・意識変数との分散分析・相関分析

この節では、全般的不公平感と属性・意識変数との関連性を、分散分析と相関分析によって捉える。表 3 は、全般的不公平感と属性変数との分散分析の結果を表したものである。全般的不公平感の値は、1 が「公平」、2 が「だいたい公平」、3 が「あまり公平でない」、4 が「公平でない」である。よって、値が高くなるほど、不公平であることを示している。

属性変数による全般的不公平感の分散分析においては、年齢、学歴、世帯年収、個人年収において平均値の有意な差が確認された。年齢が若く、学歴が低いほど不公平感が高いという関係が認められる。また、世帯・個人年収に関しては、年収が低いほど不公平感が高いという傾向が確認される。特に、最も年収の高い層において、不公平感が低いことが特徴的である。また、有意ではなかったが、男性と比較して、女性のほうがやや高い不公平感を持っていること、ホワイトカラーではなく、有職であるほうが不公平感が高いことが確認された。

よって、表 3 からは、年齢、学歴、年収と全般的不公平感の間には線型の関係性が認められるといえるだろう。次に、全般的不公平感と属性変数との相関分析を行う。

表 4 は、全般的不公平感と属性変数との相関係数を表している。この表によると、それほど高い数値ではないが、不公平感は、属性変数と関連があることがわかる。年齢が若く、世帯年収、個人年収が高いほど、全般的不公平感は高くなる。つまり、収入という階層的資源を多く有するほど、社会が「公平だ」とみなす傾向にあるということがいえる。さらに、10% 以上で、有職ダミー変数が有意な効果を持った。有職であるほど、不公平感が高いという傾向が認められる。

また、男女間で、全般的不公平感と属性変数との相関に違いが確認された。女性においては、有職であるほど不公平感が高いという傾向にあるが、男性においてはこのような傾向はない。また、男性では、個人年収が高いほど社会を公平であるとみなすという傾向がみられるが、女性ではこのような関係性は認められない。なお、年齢が若く、世帯年収が低いほど不公平感が高いという傾向は男女ともに確認された。以上から、属性変数と全般的不公平感は、それほど強くはないが、関連性を持つことがわかる。また、その関連の仕方は男女間で異なることから、全般的不公平感の規定構造を探究するときには、男女別に行うことが必要であるといえる。

表3 属性変数による全般的不公平感の分散分析

		平均値	度数	標準偏差	F 値	イータ 2 乗
	全体	2.89	1206	0.74		
性別	男性	2.87	558	0.78	0.76	0.001
	女性	2.91	648	0.71		
年齢	20～30代	3.00	303	0.67	4.04 *	0.007
	40～50代	2.88	431	0.75		
	60代～	2.85	472	0.77		
学歴	初等	3.00	269	0.74	7.56 **	0.013
	中等	2.90	627	0.75		
	高等	2.76	297	0.72		
ホワイトカラー	ホワイトカラー	2.85	408	0.72	2.48	0.002
	その他	2.92	791	0.75		
有職	有職	2.91	748	0.74	0.48	0.000
	無職	2.88	451	0.75		
世帯年収	0～300万円	2.92	238	0.83	5.02 **	0.018
	400～500万円	2.92	226	0.73		
	600～700万円	2.97	146	0.64		
	800万円以上	2.71	234	0.71		
個人年収 ⁶⁾	0～35万円	2.90	284	0.74	2.44 +	0.007
	100万円程度	2.97	199	0.74		
	200～300万円	2.91	282	0.73		
	400万円以上	2.80	323	0.73		

**p<.01 *p<.05 +p<.10

表4 全般的不公平感と属性変数との相関

	男女計	男性	女性
性別	-0.058		
年齢	-0.163 **	-0.172 **	-0.143 **
教育年数	-0.042	-0.050	-0.031
ホワイトカラー	-0.040	-0.044	-0.020
有職ダミー	0.068 +	0.042	0.131 *
世帯年収	-0.127 **	-0.137 *	-0.110 *
個人年収	-0.118 **	-0.153 **	-0.027
サンプル数	687	346	341

**p<.01 *p<.05 +p<.10 リストワイズで処理⁷⁾

6) ここでは、世帯年収、個人年収を、各カテゴリーに属する度数が均等になるように4カテゴリーに区分した。

7) ここでは、属性変数と意識変数がともに有効であったサンプルを用いている。表5においても同様である。

次に、全般的不公平感と意識変数との相関分析の結果を示した表 5 をみてみよう。まず、「政府は所得格差を軽減すべき」という意見については、男性において、この意見に賛成するほど、不公平感が高くなるという傾向がみられる。階層帰属意識については、自分は下の階層に属すると認識しているほど、社会は不公平であるとみなしていることがわかる。この傾向は男性で顕著であるといえよう。また、所得による不公平があると感じているほど、社会に対する全般的な不公平感を感じる事が確認される。この傾向は女性において顕著である。さらに、「自分と同じ努力で、自分のようにうまくいかない人がいる」、または、「自分と同じ努力で、自分よりうまくいく人がいる」という意識を持っている人ほど、不公平感が高くなる傾向にあることがわかる。しかし、この傾向は女性ではあまりみられない。以上から、意識変数と全般的な不公平感の関連性が認められた。またその関連性は、男性において強くみられるということがわかった。

では、これらのうち、全般的な不公平感の発生に影響をもたらす主要な要因はなんであろうか。次節では、全般的な不公平感を従属変数とした重回帰分析を行う。

表 5 全般的な不公平感と意識変数との相関

	全般的な不公平感		
	男女計	男性	女性
政府は所得格差を軽減すべき	0.109 **	0.149 **	0.066
階層帰属意識	-0.145 **	-0.171 **	-0.117 +
所得による不公平	0.162 **	0.104 +	0.220 **
自分のようにうまくいかない人がいる	0.100 **	0.180 **	0.014
自分よりうまくいく人がいる	0.140 **	0.171 **	0.098 +
サンプル数	687	346	341

**p<.01 *p<.05 +p<.10 リストワイズで処理

4 全般的な不公平感の規定構造

表 6 は、全般的な不公平感を従属変数とした重回帰分析の結果である。まず、男女を合わせた分析の結果をみてみよう。モデル 1 は独立変数として属性変数のみを投入したものである。モデル 1 おいて有意であった変数は、年齢、教育年数、そして世帯年収であった。年齢が低いほど、学歴が低いほど、そして年収が低いほど不公平感を感じるという傾向が確認される。先行研究における属性変数のみのモデルにおける説明力に比較すると、本稿のモデルにおける説明力はやや高いものであり、有意な変数も多い。しかし、モデルの説明力は 5.5%にとどまっている。全般的な不公平感、属性変数のみによってはあまり説明されないといえよう。

モデル 2 は、独立変数として、属性変数に意識変数を追加したものである。モデルの決定係数は 0.055 から 0.099 まで増加している。モデル 2 において 5%以上で有意な変数は、年齢、世帯年収、所得による不公平、階層帰属意識、政府は所得格差を軽減すべきに対する意見であった。また、10%で有意な変数は、有職ダミー、「成功に関する自分と他者の比較」変数であった。モデル 1 で有意であった教育の効果は、モデル 2 においては消える。年齢が若いほど、

世帯年収が低いほど不公平感を持つという傾向が確認される。また、有職であるほど、所得による不公平を感じているほど、階層帰属意識が低いほど、また、政府は所得格差を軽減すべきという意見を持っているほど、全般的な不公平感が大きくなる。さらに、自分と同じくらい努力して、自分よりうまくいっている人やうまくいかない人がいると感じているほど、不公平感は高くなる。

表 6 全般的な不公平感を従属変数とした重回帰分析（男女計）

独立変数	標準化偏回帰係数	
	モデル 1	モデル 2
性別	-0.033	-0.050
年齢	-0.213 **	-0.176 **
教育年数	-0.130 **	-0.045
ホワイトカラー	-0.039	-0.040
有職ダミー	0.051	0.082 +
世帯年収 ⁸⁾	-0.130 **	-0.120 **
所得による不公平		0.114 **
階層帰属意識		-0.081 *
政府は所得格差を軽減すべき		0.079 *
自分にはうまくいかない人がいる		0.071 +
自分よりうまくいく人がいる		0.076 +
調整済み決定係数	0.055 **	0.099 **
有効サンプル数	837	690

**p<.01 *p<.05 +p<.10

モデル 2 において投入した意識変数は、すべて 10%以上で有意になったが、「所得による不公平」以外の変数の効果は小さい。注目すべきは、年齢や年収という属性変数の効果が、意識変数と比較しても大きいことである。社会体制や、社会における貧富の不平等に対して持つ意見よりも、年齢や自分が持っている収入の大きさのほうが、全般的な不公平感に大きな影響を及ぼしていることがわかる。

このような構造は、男女間で等しいものなのであろうか。次に、同じ独立変数を用いて、男女別に分析を行ってみよう。表 7、8 は、男女別の分析を行った結果である。

まず、表 7 から、男性における全般的な不公平感の規定要因を考察してみよう。男性において有意であった変数は、モデル 1 においては、年齢、教育年数、個人年収であった。年齢が若いほど、学歴が低いほど、そして個人年収が低いほど社会に対する不公平感を感じていることがわかる。次に、モデル 2 においては、年齢、教育年数、個人年収、所得による不公平、階層帰属意識、政府は所得格差を軽減すべきに対する意見、そして、自分にはうまくいかない人がいることに対する認識が 10%以上で有意となった。特に効果の大きい変数は、年

⁸⁾ 男女を合わせた分析において、世帯年収と個人年収を同時にモデルに投入すると、多重共線性が現れた。よってここでは、相関分析において、全般的な不公平感とより強い関係にあった世帯年収を用いた。

齡、階層帰属意識、そして、自分のようにうまくいかない人がいることに対する認識であった。男性においては、意識変数を投入したモデル 2 においても、教育年数の効果が有意であること、意識変数の効果が大きいことが特徴的であるといえる。

表 7 全般的な不公平感を従属変数とした重回帰分析（男性）

独立変数	標準化偏回帰係数	
	モデル 1	モデル 2
年齢	-0.293 **	-0.242 **
教育年数	-0.207 **	-0.127 *
ホワイトカラー	0.057	0.057
有職ダミー	-0.028	0.007
個人年収 ⁹⁾	-0.141 **	-0.100 +
所得による不公平		0.090 +
階層帰属意識		-0.138 **
政府は所得格差を軽減すべき		0.107 *
自分のようにうまくいかない人がいる		0.141 **
自分よりうまくいく人がいる		0.080
調整済み決定係数	0.079 **	0.131 **
有効サンプル数	486	407

**p<.01 *p<.05 +p<.10

表 8 全般的な不公平感を従属変数とした重回帰分析（女性）

独立変数	標準化偏回帰係数	
	モデル 1	モデル 2
年齢	-0.170 **	-0.140 *
教育年数	-0.100	-0.025
ホワイトカラー	-0.149 *	-0.160 *
有職ダミー	0.132 *	0.191 **
世帯年収	-0.108 +	-0.147 *
個人年収	0.044	0.067
所得による不公平		0.207 **
階層帰属意識		-0.016
政府は所得格差を軽減すべき		-0.007
自分のようにうまくいかない人がいる		-0.025
自分よりうまくいく人がいる		0.069
調整済み決定係数	0.037 **	0.087 **
有効サンプル数	422	341

**p<.01 *p<.05 +p<.10

では次に、女性における重回帰分析の結果（表 8）をみてみよう。女性において、全般的

⁹⁾ 男性においては、個人年収と世帯年収は強い相関を示し、同時にモデルに投入すると、多重共線性をもたらす。よってここでは、男性において、全般的な不公平感とより強い相関を示した個人年収を用いた。

不公平感に対して有意な効果があった変数は、モデル 1 において、年齢、ホワイトカラー・ダミー変数、有職ダミー変数、そして世帯年収であった。モデル 2 においては、年齢、ホワイトカラー・ダミー変数、有職ダミー変数、世帯年収、そして所得に対する不公平が有意であった。特に女性においては、職業変数の効果が強いこと、そして「所得による不公平」以外の意識変数の効果が弱いことが特徴的である。有職者であるほど不公平感が高いという傾向にあるが、ホワイトカラーであるほど不公平感が軽減されるという傾向が確認された。

表 9 は、表 7、8 をもとにして、男女間の規定構造の差異をまとめたものである。効果が有意であったものを × としている。

表 9 全般的な不公平感の規定構造の男女間比較

	男性	女性
年齢		
教育年数		×
ホワイトカラー	×	
有職ダミー	×	
世帯年収		
個人年収		×
所得による不公平		
階層帰属意識		×
政府は所得格差を軽減すべき		×
うまくいかない人がある		×
うまくいく人がある	×	×

まず、年齢は男女とも有意な効果を示し、若い人ほど、社会に対する不公平感が高いことがわかった。この傾向は、意識変数を投入したモデル 2 でも変わらなかった。特に、その傾向は男性で顕著であるといえる。次に、全般的な不公平感に対する教育年数の効果は、男女で差がみられる。男性は、学歴が高いほど、社会は「公平だ」という認知を抱くことが指摘できる。一方、女性では、全般的な不公平感に教育年数は効果を及ぼさない。ホワイトカラー・ダミー変数については、男性では効果はみられなかったが、女性では、ホワイトカラーであるほど、社会は「公平だ」とみなす傾向にあることが指摘できる。さらに女性においては、有職であるほど社会に対する不公平感が高いという傾向が確認された。

次に、男性では、個人年収が高い人ほど、社会を「公平だ」とみなす傾向にある。男性においては個人年収と世帯年収は、0.791（1%有意）と高い相関を示し、個人年収の代わりに世帯年収を投入した重回帰分析においても、収入の多寡が全般的な不公平感に影響を及ぼすという傾向に変化はなかった。一方、女性では、世帯年収が高い人ほど、社会を「公平だ」とみなすという傾向が確認された。しかしながら、女性においては、個人年収はほとんど効果を及ぼさなかった。

次に、意識変数の効果の差異を確認しよう。まず、所得不公平感については、男女とも、

所得による不公平を感じているほど、全般的な不公平感も強くなることがわかった。この傾向は女性で顕著であった。一方、男性においては、所得不公平は、他の意識変数と比較してもそれほど大きな効果を持たなかった。階層帰属意識と、「政府は所得格差を軽減すべき」に対する意見は、男性においてのみ有意な効果を持ち、低い階層に属していると認識しているほど、また、政府は所得格差を軽減すべきという意見に賛成しているほど、社会に対する不公平感が高いということが明らかになった。

最後に、成功に関する自分と他者の比較に関する認知はどうであろうか。男性においては、この二つの変数のうち、「自分と同じように努力しても、自分のようにうまくいかない人がいる」という意識が、不公平感を強める傾向をもたらすことが指摘できる。一方で、女性ではこれらの変数は有意な効果を持たない。つまりここから、男性では、自分と比べた他者の業績について敏感になり、その認知が社会に対する不公平感をもたらすのではないかとということが指摘できる。

5 考察

先行研究から、不公平感の対象者の属性によってあまり説明されないという知見が得られている。これに対して、それほど大きな説明力は得られなかったが、本章でのモデルにおいては、全般的な不公平感に対する属性変数の有意な効果が確認された。しかし、属性変数だけではモデルの説明力は低く、全般的な不公平感の発生は、属性以外の他の要因によっても条件づけられていることが明らかになった。最後に、得られた知見をまとめておこう。

まず第一に、若い人ほど社会に対する不公平感を抱いていることが明らかになった。年齢の効果は男女ともに大きく、近年の国民年金制度や介護保険制度の改革等の社会の変化に対応して、若者の、社会に対する不公平感が明確な形で形成されていることが考えられる。

次に、属性変数が全般的な不公平感に与える影響力の、男女間の差異が明らかになった。不公平感を資源配分の公正性に関する意識と捉え、現実の資源配分と理想の資源配分との乖離によって不公平感が生じるとするならば、自分が持つ社会・経済的資源の多寡によって不公平感の発生が影響を受けると考えられよう。本稿の分析結果は、男性は、学歴が高いほど、そして個人年収が多いほど社会を公平であるとみなし、女性は、世帯年収が高いほど社会を公平であるとみなすという傾向を示している。この結果を、自分の利益になる状況、つまり自分に多くの資源をもたらす社会構造のあり方に対して、「公平」という判断を下していると解釈するのであれば、自分の利益になる状況を公平の基準とするという「利己心(自己利益)仮説」が当てはまっているといえよう(織田・阿部 2000)¹⁰⁾。

しかし、資源を多く持っているほど社会を公平であるとみなすという傾向が男女ともに確認されたとしても、男女の間では、全般的な不公平感の規定構造には差異が存在している。特に、女性においては、世帯年収に加えて、有職か否か、ホワイトカラーであるか否かという

¹⁰⁾ 公平性を評価する場合の基準として、織田・阿部(2000: 110-1)は、「利己心(自己利益)仮説」のほかにも、学歴の高い人ほど不遇な人に同情し平等主義的になるという「啓蒙効果仮説」(若年時に)内面化した理念によって判断を下す「理念内面化仮説」、社会は本来不公平なので、社会についての情報が増えるにつれて不公平感が高まるという「情報量仮説」等を指摘している。しかし、本稿の目的は、全般的な不公平感の発生の条件を探索的に探究するというものであり、得られた知見も、「資源を多く持つ人の方が不公平感が低いという傾向にある」ということに過ぎない。諸々の仮説の検証は今後の課題として残されよう。

ことが不公平感に影響を与えることが明らかになった。女性においては、有職であるほど社会を不公平であるとみなしているが、その効果は、ホワイトカラーであることによってある程度緩和されているという傾向が確認された。このような結果からは、女性においては、ホワイトカラーであることが、社会に対する不公平感を軽減する独特の効果を持つと考えられよう。女性においては、個人収入が全般的な不公平感に影響を与えないということを加味すると、収入という貨幣的な価値に還元されない形で、女性の働き方そのものに、不公平感の発生が関連するという構造ができつつあることが指摘できる。

最後に、モデルの決定係数の男女間の差異が指摘できる。属性変数を独立変数にしたモデル1においても、属性変数と意識変数を同時に投入したモデル2においても、女性よりも男性のほうが決定係数が高かった。女性においては、今回の分析で考慮していない他の要因によって、不公平感が規定されている可能性が残されよう。

本稿の分析においては、男女間で不公平感の規定構造に差異が確認された。今後、不公平感の規定構造は、男女別に捉えていくことが必要であるといえる。

参考文献

- 間淵 領吾, 2000, 「不公平感が高まる社会状況は何か」海野 道郎編『日本の階層システム2 公平感と政治意識』東京大学出版会, 151-70.
- 織田 輝哉, 1998, 「不公平感の生成メカニズム なぜ属性・社会的地位は不公平感と結びつかないのか」宮野勝編『公平感と社会階層 1995年SSM調査シリーズ8』, 1995年SSM調査研究会, 1-23.
- 織田 輝哉・阿部 晃士, 2000, 「不公平感はどのように生じるのか 生成メカニズムの解明」海野 道郎編『日本の階層システム2 公平感と政治意識』東京大学出版会, 103-25.
- 宮野 勝, 1997, 「公正観の論理構造」『行動計量学』24(1): 48-57.
- 宮野 勝編, 1998, 『公平感と社会階層 1995年SSM調査シリーズ8』1995年SSM調査研究会.
- Miyano, M. ed., 2000, *Japanese Perceptions of Social Justice: How Do They Figure out What Ought to Be?*, Ministry of Education, Science, Sports and Culture Grant-in-Aid for Scientific Research (B) Report, Grant Number 09410050.
- 斎藤 友里子, 1998, 「ジャスティスの社会学」高坂 健次・厚東 洋輔編『講座社会学1 理論と方法』東京大学出版会, 165-98.
- 斎藤 友里子, 2002, 「「正しさ」の拡散 彷徨する価値意識」原 純輔編著『流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 173-200.
- 斎藤 友里子・山岸 俊男, 2000, 「日本人の不公平感は特殊か 比較社会論的視点で」海野 道郎編『日本の階層システム2 公平感と政治意識』東京大学出版会, 127-49.
- 海野 道郎・斎藤 友里子, 1990, 「公平感と満足度 社会評価の構造と社会的地位」原純輔編『現代日本の階層構造2 階層意識の動態』東京大学出版会, 71-123.