社会的公正感が、主観的健康感、心理的ストレスに及ぼす効果

The effects of social-justice on subjective well-being and psychological stress

西 迫 成一郎

1. 問題の所在

本研究は、個人の社会的公正感、主観的健康感、心理的ストレス、不安、統制感、自己意識特性を測定し、統制感と自己意識特性が社会的公正感に及ぼす効果、および社会的公正感が主観的健康感、心理的ストレス、不安に及ぼす効果を検討する。

近年、日本の心理学研究における健康(health)に対する関心は非常に高く、今や中心課題の一つとなっている。健康に関連する主な心理学的研究としては、健康あるいは主観的健康感(subjective well-being)を取り上げた研究(e.g., 安藤・坂野, 1990;藤波・園田・大野, 1995;丸山・橋本, 2001)だけでなく、健康に直接的に影響するストレス(stress)の問題を取り上げたものも多い。ストレスに関する研究としては、ストレスに対する対処行動(coping)についての研究(e.g., 神田・大木, 1998;大迫, 1994;渡辺・岩永, 2001)、ソーシャルサポート(social support)についての研究(e.g., 菊島, 1997;小牧, 1994;難波・田中, 1999;太田・田中, 1997)、タイプ A(type A)についての研究(e.g., 石川・春木・中村・降矢・佐々木, 1992;大木・織田, 1995;竹中・岡, 1998;山崎・山下, 1997)等をあげることができよう。

これらのストレスに関する研究は、ストレスの緩和や、ストレスとその

原因であるストレッサ(stressor)との間に介在するモデレータ(moderator)の研究である。これに対して、ストレスが喚起する原因つまり何がストレッサとなるのかに関する精緻な心理学的研究は、日本の内外を問わずそれほど多くはない。たしかに、ストレッサとしての役割過重(role overload)、役割の曖昧さ(role ambiguity)、あるいは人間関係(human relationship)等に関する精緻な研究がある(e.g., Ivancevich & Matteson, 1980; Kahn, Wolfe, Quinn, & Rosenthal, 1964; 田尾, 1986)。だが、これらは個人がおかれた状況を扱ったものがほとんどであり、人が自己を取りまく社会に対していかなる意識を持っているかに焦点を当てたものではない。しかし、たとえば、われわれが社会を公正なものとみなすか否か、すなわち社会的公正感(social-justice)が、ストレスに影響すると推察できる。もし、人が、日々、社会は不公正に満ちていると感じていれば、自分自身もいつか被害をうけるかもしれないとの認識から、ストレスに苛まれるであろう。

社会的公正に関する研究は、社会心理学的には、分配的公正(distributive justice)、手続き的公正(procedual justice)、報復的公正(retaliatory justice)といった枠組みの中で研究されてきた。この枠組みの中で、Tyler, Degoey, & Smith(1996)は、集団内で公正に扱われるか否かが社会的・心理的適応と関連の深い自尊感情(self esteem)に影響することを示している。これは、個人が不公正な状態におかれた事態を扱っているが、社会を不公正とみなすことも、なんらかの社会的・心理的適応に影響することを示唆しているといえよう。これより、社会的公正感の認知が、心理的ストレス、また心理的ストレスと関連性の高い主観的健康感やさらに不安(anxiety)に影響することが予測される。

それでは、本研究で主観的健康感や心理的ストレスに影響すると考えた社会的公正感は、如何なる要因によって規定されるのであろうか。この点について考えるならば、まず考えられるのは統制感(Locus of control)である。自己の行動による結果が、自己の能力や努力によって統制できるとみなす場合を内的統制(internal control)、他者や運によって統制されているとみなす場合を外的統制(external control)という(Rotter, 1966)。

これに関連して、Kanfer, Sawyer, Earley, & Lind (1987) は、課題遂行において被験者がその手続きを統制できる条件では、その後の報酬分配の結果に対して被験者は公正感を持つことができることを示している。これは、その状況において内的統制感を持つことができた被験者が公正感を感じることを示している。すると、状況を越えた個人的特性である統制感が社会的公正感に影響することも考えられよう。すなわち、内的統制を行いやすい人は、自分の身の回りで起こることに対して、自己の責任によるところが大きいとみなしやすいために、自己にとって不利益な結果でも不公正感は生じにくいと考えられる。また、内的統制を行いやすい人は、自己だけでなく他者の行動とその結果に関してもその個人が統制できるものとみなしやすいと考えられることから、社会的な事象に対してもそれに関わるそれぞれの個人の責任によるところが大きいと認知し、社会に対しても不公正感は生じにくいと考えられる。

今ひとつ社会的公正感に影響すると考えられる要因は、自己に注意が向くかどうかという要因である。Duval & Wicklund (1972) および Wicklund (1975) が提唱した客体的自覚理論 (objective self-awareness theory) に従えば、人の注意は、環境か自己に向かっており、個人の注意が自己に向かうと、個人がおかれている当該の状況においてもっとも関連度あるいは重要度の高い側面で自己評価が行われる。そのさいの自己評価は、その注意の対象となった側面の現実と、その個人が有する個人的信念 (personal belief)、理想の自己 (ideal self) あるいは社会的規範 (social norm) といった行動の適切さの基準 (standards of correctness) と照合されることにより行われる。この評価の結果、注意を向けた側面が、行動の適切さの基準に達していないと判断されたとき、その基準に現実の自己を合わさなければならないという問題の認識が起こるのである。社会が不公正であるとの認識も、自己の個人的信念などと照合する必要があると考えるならば、自覚状態になることが社会的不公正感の認知を生じさせる先行要因であると考えることができよう。

また、Buss(1980)は、自己意識理論(self-consciousness theory)において、自己に向かう注意の方向性を、他者には観察することができない自

己の情緒・思考・態度といった自己の私的な側面(private self)に注意が向けられる場合と、他者が観察可能な自己の容姿・行動など、公的な側面(public self)に注意が向けられる場合とに区別している。さらに、Fenigstein, Scheier, & Buss(1975)は自己に向かう注意の方向には安定した個人的傾向があり、これを自己意識特性(self-consciousness)とよび、これは私的な側面への注意の向きやすさを示す私的自己意識特性(private self-consciousness)と自己の公的な側面への注意の向きやすさを示す公的自己意識特性(public self-consciousness)の2つの側面があるとしている。これらの状況を越えた個人的特性である、自己意識特性が、社会的公正感に影響することが予測される。

2. 方 法

(1) 材料

社会的公正感を測定する項目、主観的健康感を測定する尺度、心理的ストレスを測定する尺度、不安を測定する尺度、統制感を測定する尺度、自己意識特性を測定する尺度を用意した。

社会的公正感を測定する項目には、森上・西追・桑原(2001)の社会的不公正感の構造分析により7因子を抽出した際の、それぞれの因子に高く負荷した57項目を質問項目として用いた。これは、「社会的規範からの逸脱」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する21項目、「経済的交換性における不均衡」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する8項目、「損失の不平等性」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する8項目、「評価の不当性」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する6項目、「対人的倫理の欠如」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する6項目、「制裁規定の不備性」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する5項目、「公的自己意識の欠如」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する5項目、「公的自己意識の欠如」に関する社会的不公正感を有する程度を測定する3項目より構成される。

主観的健康感を測定する尺度は、藤南・園田・大野 (1995) が、Sell & Nagpal (1992) の主観的健康感尺度をもとに作成した日本語版主観的健

康感尺度を用いた。この尺度は、「全体的幸福感」を感じる程度を測定する9項目、「心的動揺」の程度を測定する6項目、「社会的支援」を受けることができると感じている程度を測定する3項目、「身体的不健康」を測定する4項目、「家族の支援」を受けることができると感じている程度を測定する3項目、「友人の欠如」を感じる程度を測定する2項目、「(ストレスに対しての)対処の自信」の程度を測定する2項目の計29項目より構成される。心理的ストレスを測定する尺度は、鈴木・嶋田・三浦・片柳・右馬埜・坂野(1998)の心理的ストレス反応尺度(SRS-18)を用いた。この尺度は、「抑うつ・不安」を測定する6項目、「不機嫌・怒り」を感じる程度を測定する6項目、「無気力」さを測定する6項目より構成される。不安を測定する6項目、「無気力」さを測定する6項目より構成される。不安を測定する尺度は、清水・今栄(1981)が、Spielberger、Gorsuch & Lushene (1970)の状態ー特性不安尺度をもとに作成した日本語版状態ー特性不安尺度を用いた。この尺度は、「特性不安」を測定する20項目、「状態不安」を測定する20項目より構成される。

統制感を測定する尺度は、中村(1983)が Levenson(1981)の内的統制型一外的統制型尺度をもとに作成した日本語版内的統制型一外的統制型尺度を用いた。この尺度は、「内的統制型」である程度を測定する 8 項目、自己の行動の結果を「強力な他者」に帰属する傾向を測定する 8 項目、「運」に帰属する傾向を測定する 8 項目より構成される。自己意識特性を測定する尺度は、岩淵・田渕・中里・田中(1981)が Feningstein, scheier & Buss(1975)の自己意識尺度をもとに作成した日本語版自己意識尺度を用いた。この尺度は、「私的自己意識特性」を測定する 11 項目、「公的自己意識特性」を測定する 5 項目から構成される。

(2) 手続き

質問項目を被験者に提示し、社会的不公正感を測定する項目に関しては、それぞれの項目に記述してある内容がどの程度間違っていること(不公正なこと)であると思うかを、"間違っていない(0)" から "非常に間違っている(6)" までの7段階で評定すること求めた。

また、主観的健康感尺度に関しては、それぞれの項目に記述してある内

容に自分がどの程度当てはまるかを、"あまりそう思わない(0)"、"ある程度そう思う(1)"、"非常にそう思う(2)"の3段階で評定すること求めた。心理的ストレス反応尺度については、それぞれの項目に記述してある内容に自分がどの程度当てはまるかを、"全くちがう(0)"、"いくらかそうだ(1)"、"まあそうだ(2)"、"その通りだ(3)"の4段階で評定することを求めた。状態—特性不安尺度の特性不安を測定する項目については、記述してある内容に普段の自分がどの程度あてはまるかを、"全くそうでない(0)"、"いくぶんそうである(1)"、"ほぼそうである(2)"、"全くそうである(3)"の4段階で評定することを求めた。状態不安を測定する項目については、記述してある内容に現在の自分がどの程度あてはまるかを、"全くそうでない(0)"、"いくぶんそうである(1)"、"ほぼそうである(2)"、"全くそうである(3)"の4段階で評定することを求めた。

内的統制型-外的統制型尺度については、それぞれの項目に記述してある内容に自分がどの程度同意できるかを、"強く不同意 (0)" から"強く 賛成 (5)" までの 6 段階で評定することを求めた。自己意識特性尺度については、その項目に記述してある内容に自分がどの程度あてはまるかを、"全くそう思わない (0)" から"ひじょうにそう思う (4)" までの 5 段階で評定することを求めた。

(3) 被験者

男子 102 名、女子 106 名の計 208 名の大学生を被験者とした。

3. 結果と考察

(1) 社会的不公正感が主観的健康感、心理的ストレス反応、不安に及ぼ す影響

社会的不公正感の評定値に関して、1項目あたりの評定値の上位 25% と下位 25% の被験者をそれぞれ高群と低群とし、両群を比較することによって、社会的不公正感が主観的健康感、心理的ストレス、不安にいかな

る効果を及ぼすかを検討する。

まず、社会的不公正感全体が主観的健康感、心理的ストレス、不安に及 ほす効果を検討するために、社会的不公正感を測定する項目の1項目あ たりの評定値が、4.66以上の対象を高群とし、3.71以下の対象を低群と し、次のような分析を行った。第1に、両群の主観的健康感尺度を構成 する全体的幸福感、心的動揺、社会的支援、身体的不健康、家族の支援、 友人の欠如、対処の自信の各尺度それぞれの合計点の平均評定値を算出し た。その結果は Table 1に示すとおりである。両群間で t 検定を行った ところ、心的動揺(t=2.07, df=104, p<.05)および身体的不健康(t=3.13, df = 89.86, p < .01) において有意な差が認められた。しかし、全体的 幸福感 (t=1.57, df=104)、社会的支援 (t=0.63, df=104)、家族の支援 (t=0.43, df=104)、友人の欠如 (t=0.71, df=100.67)、対処の自信 (t=0.43, df=104)1.25, df = 104) においては有意な差は認められなかった。第2に、両群の 心理的ストレス反応尺度を構成する抑鬱・不安、不機嫌・怒り、無気力の 各尺度それぞれの合計点の平均評定値を算出した。その結果は Table 2 に示すとおりである。両群間でt検定を行ったが、抑鬱・不安 (t=1.04)df=104)、不機嫌 (t=0.82, df=104)、無気力 (t=0.73, df=98.03) のい ずれの尺度においても有意な差はみられなかった。第3に、両群の特性 不安尺度および状態不安尺度それぞれの合計点の平均評定値を算出した。 その結果は Table 3 に示すとおりである。両群間で t 検定を行ったが、 特性不安 (t=1.34, df=104)、状態不安 (t=1.34, df=104) のどちらの尺 度においても有意な差はみられなかった。

これらの結果は、社会的不公正感を強く持つ個人は、社会的不公正感を強く持たない個人と比較して、心的に動揺しやすいこと、身体的不健康感を感じていることを示すものである。しかし、これらの結果は、社会的不公正感を測定する項目を全体的にとらえた結果にすぎず、ここで扱われた社会的不公正感全般に適用しうるものではない。森上ら(2001)が示す社会的不公正感は、7つの因子から構成されている。したがって、社会的不公正感のそれぞれの因子ごとに、主観的健康感、心理的ストレス、不安への効果を検討する必要がある。

Table 1 社会的不公正感の高群と低群における主観的健康感の平均評定値と標準偏差

条 件	1 347	全体的幸福感	心的動揺	社会的支援	身体的不健康	家族の支援	友人の欠如	対処の自信
宋 计	人数	Mean (SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean (SD)	Mean(SD)	Mean (SD)
社会的規範からの逸脱 高群	54	10.18(4.22)	6.68(3.64)	3.50(2.05)		3.61(1.90)		1.64(1.23)
社会的規範からの逸脱 低群	53	9.26(3.72)	5.75 (3.29)	3.56(1.56)	1.71(1.36)	3.67(1.62)	2.73(1.19)	1.22(0.93)
経済的交換性における不均衡 高群	56	9.87(3.97)	7.12(3.41)	3.30(1.92)	2.76(1.88)	3.33(1.91)	2.41 (1.37)	1.35(1.15)
経済的交換性における不均衡 低群	56	9.69 (3.82)	5.55 (3.43)	3.55(1.86)	1.91(1.72)	3.76 (1.68)	2.35 (1.19)	1.44 (1.11)
損失の不平等性 高群	64	10.00(4.00)	6.59(3.53)	3.57(1.92)	2.51(2.04)	3.42(1.65)	2.29(1.26)	1.64(1.11)
損失の不平等性 低群	54	9.24 (3.54)	6.09(3.15)	3.40(1.80)	1.85 (1.30)	3.48(1.62)	2.72(1.23)	1.20(1.10)
評価の不当性 高群	62	9.41(4.17)	6.96(3.37)	3.41(1.84)	2.38(2.12)	3.35(1.84)	2.64(1.26)	1.27(1.14)
評価の不当性 低群	57	9.84(3.82)	5.47 (3.46)	3.61(1.87)	1.84 (1.46)	3.56(1.70)	2.33(1.25)	1.59(1.19)
対人的倫理の欠如 高群	63	9.95(4.00)	7.30(3.24)	3.17(2.07)	2.55(1.94)	3.34(1.96)	2.71(1.30)	1.33(1.19)
対人的倫理の欠如 低群	59	9.15(3.94)	5.79 (3.60)	3.27(1.71)	2.11(1.83)	3.32(1.73)	2.52 (1.31)	1.44(1.11)
制裁規定の不備性 高群	57	10.31(4.11)	5.94 (3.29)	3.33(2.04)	2.07(1.88)	3.47(1.89)	2.38(1.13)	1.64(1.12)
制裁規定の不備性 低群	55	9.20(3.70)	6.63(3.43)	3.41(1.66)	2.30(1.84)	3.47(1.57)	2.78(1.24)	1.25(1.00)
公的自己意識の欠如 高群	60	9.48(3.85)	7.06(3.40)	3.38(1.94)	2.56(1.96)	3.50(1.69)	2.33(1.28)	1.45(1.15)
公的自己意識の欠如 低群	56	9.50(3.65)	6.50 (3.62)	3.73 (1.71)		3.37(1.63)	2.75(1.14)	1.28 (1.09)
社会的不公正感全体 高群	53	10.39(3.94)	6.73(3.25)	3.47(1.98)	2.77(2.05)	3.35(1.89)	2.52(1.32)	1.56(1.18)
社会的不公正感全体 低群	53	9.20(3.81)	5.41(3.28)	3.69(1.69)	1.71(1.34)	3.50(1.65)	2.69(1.10)	1.30(1.03)

Table 2 社会的不公正感の高群と低群における心理的ストレス反応の平均評定値と標準偏差

条 件	人数	抑鬱・不安 不機嫌・怒り 無気力
* IT		Mean(SD) Mean(SD) Mean(SD)
社会的規範からの逸脱 高群 社会的規範からの逸脱 低群	54 53	8.03(4.98) 7.09(5.18) 8.33(5.05) 7.13(4.77) 6.47(4.60) 6.86(3.44)
経済的交換性における不均衡 高群 経済的交換性における不均衡 低群	56 56	8.37 (5.66) 7.73 (5.65) 8.23 (5.18) 6.69 (5.15) 5.51 (4.53) 7.46 (3.87)
損失の不平等性 高群 損失の不平等性 低群	64 54	$\begin{array}{ccc} 7.84 (5.31) & 7.03 (5.64) & 7.84 (4.76) \\ 7.31 (4.56) & 6.50 (4.42) & 7.29 (4.01) \end{array}$
評価の不当性 高群 評価の不当性 低群	62 57	$\begin{array}{cccc} 8.03(4.96) & 6.72(5.24) & 8.50(4.62) \\ 6.71(4.90) & 6.14(4.83) & 7.17(3.93) \end{array}$
対人的倫理の欠如 高群 対人的倫理の欠如 低群	63 59	$\begin{array}{cccc} 7.79(4.85) & 6.87(5.13) & 8.14(4.54) \\ 7.37(5.06) & 6.01(4.79) & 7.49(4.29) \end{array}$
制裁規定の不備性 高群 制裁規定の不備性 低群	57 55	7.10(4.73) 5.56(4.78) 7.87(4.28) 8.07(5.04) 6.85(4.54) 8.41(4.24)
公的自己意識の欠如 高群 公的自己意識の欠如 低群	60 56	$\begin{array}{cccc} 7.80 (5.09) & 6.81 (5.44) & 8.45 (4.53) \\ 7.53 (4.99) & 6.92 (4.65) & 8.23 (4.12) \end{array}$
社会的不公正感全体 高群 社会的不公正感全体 低群	53 53	$\begin{array}{ccc} 7.81 (5.16) & 6.96 (5.60) & 7.94 (4.73) \\ 6.81 (4.71) & 6.13 (4.66) & 7.33 (3.67) \end{array}$

そこで、次には、社会的不公正感の各因子ごとに1項目あたりの評定値の上位25%と下位25%の被験者をそれぞれ高群と低群とし、両群を比較することによって、社会的不公正感の各因子が、主観的健康感、心理的ストレス反応および不安にいかなる効果を及ぼすかを検討する。まず、社会的不公正感の各因子ごとに、高群と低群を設定した。社会的規範からの逸脱に関しては、5.14以上を高群とし、4.04以下を低群とした。経済的交換性における不均衡に関しては、4.50以上を高群とし、3.00以下を低群とした。損失の不平等性に関しては、5.25以上を高群とし、4.00以下を低群とした。評価の不当性に関しては、4.16以上を高群とし、2.83以下を低群とした。対人的倫理の欠如に関しては、4.66以上を高群とし、3.16以下を低群とした。制裁規定の不備性に関しては、4.80以上を高群とし、3.40以下を低群とした。公的自己意識の欠如に関しては、4.33以上を高群とし、2.33以下を低群とした。

Table 3 社会的不公正感の高群と低群における不安の平均評定値と標準偏差

72. (H-		特性不安	状態不安	
条 件	人数	Mean(SD)	Mean (SD)	
社会的規範からの逸脱 高群	54	31.85 <i>(11.89)</i>	25.94(<i>12.29</i>)	
社会的規範からの逸脱 低群	53	30.58 <i>(8.67)</i>	24.37(<i>9.08</i>)	
経済的交換性における不均衡 高群	56	33.19(<i>11.45</i>)	27.80 (<i>12.51</i>)	
経済的交換性における不均衡 低群	56	28.80(<i>10.86</i>)	23.80 (<i>11.60</i>)	
損失の不平等性 高群	64	30.68(11.11)	26.51(<i>12.74</i>)	
損失の不平等性 低群	54	31.22(9.30)	25.74(<i>9.38</i>)	
評価の不当性 高群	62	33.66(<i>10.54</i>)	29.70 <i>(12.77)</i>	
評価の不当性 低群	57	28.42(<i>9.45</i>)	23.33 <i>(8.82)</i>	
対人的倫理の欠如 高群	63	33.34(10.00)	28.11(11.45)	
対人的倫理の欠如 低群	59	30.00(10.42)	24.18(10.34)	
制裁規定の不備性 高群	57	30.05 <i>(10.75)</i>	25.29 <i>(12.69)</i>	
制裁規定の不備性 低群	55	32.34 <i>(9.92)</i>	27.12 <i>(10.30)</i>	
公的自己意識の欠如 高群	60	32.78 <i>(10.98)</i>	29.30 <i>(12.45)</i>	
公的自己意識の欠如 低群	56	30.92 <i>(10.10)</i>	24.14 <i>(10.19)</i>	
社会的不公正感全体 高群	53	32.28(<i>10.48</i>)	26.71 <i>(12.17)</i>	
社会的不公正感全体 低群	53	29.69(<i>9.28</i>)	23.94 <i>(</i> 8.71 <i>)</i>	

そして、次のような分析を行った。第1に、社会的不公正感の各因子における高群と低群の主観的健康感尺度を構成する全体的幸福感、心的動揺、社会的支援、身体的不健康、家族の支援、友人の欠如、対処の自信の各尺度それぞれの合計点の平均評定値を算出した。

その結果は Table 1 に示すとおりである。両群間で t 検定を行った。社会的規範からの逸脱に関しては、身体的不健康(t=2.99, df=91.11, p<0.01) および対処の自信(t=1.99, df=98.73, p<0.05) において有意な差が認められた。しかし、全体的幸福感(t=1.19, df=105)、心的動揺(t=1.38, df=105)、社会的支援(t=0.18, df=98.90)、家族の支援(t=0.19, df=105)、友人の欠如(t=1.12, df=105)においては有意な差は認められなかった。経済的交換性における不均衡に関しては、心的動揺(t=2.48, df=110, p<0.05)および身体的不健康(t=2.50, df=110, p<0.05)において有意な差が認められた。しかし、全体的幸福感(t=0.14, df=110)、社会的支援(t=0.69, df=110)、家族の支援(t=1.25, df=110)、友人の欠如

(t=0.22, df=110)、対処の自信 (t=0.41, df=110) においては有意な差 は認められなかった。損失の不平等性に関しては、身体的不健康(t= 2.12, df = 108.55, p < .05) および対処の自信 (t = 2.12, df = 116, p < .05) に おいて有意な差が認められ、友人の欠如 (t=1.83, df=116, p<.10) に関 しては、有意な差がある傾向が認められた。しかし、全体的幸福感 (t= 1.08, df = 116)、心的動揺(t = 0.80, df = 116)、社会的支援(t = 0.49, df = 0.49116)、家族の支援 (t=0.19, df=116)、においては有意な差は認められな かった。評価の不当性に関しては、心的動揺 (t=2.38, df=117, p<.05) において有意な差が認められた。しかし、全体的幸福感 (t=0.57, df=117)、社会的支援 (t=0.57, df=117)、身体的不健康 (t=1.64, df=108.63)、 家族の支援(t=0.63, df=117)、友人の欠如(t=1.34, df=117)、対処の 自信 (t=1.50, df=117) においては有意な差は認められなかった。対人的 倫理の欠如に関しても、心的動揺(t=2.42, df=120, p<.05)において有 意な差が認められた。しかし、全体的幸福感 (t=1.11, df=120)、社会的 支援(t=0.27, df=120)、身体的不健康(t=1.27, df=120)、家族の支援 (t=0.08, df=120)、友人の欠如 (t=0.79, df=120)、対処の自信 (t=0.51,df=120) においては有意な差は認められなかった。制裁規定の不備性に 関しては、友人の欠如 (t=1.76, df=110, p<.10) および対処の自信 (t=1.76, df=110, p<.10)1.95, df = 110, p < .10) において有意な差がある傾向が認められた。しか し、全体的幸福感 (t=1.50, df=110)、心的動揺 (t=1.08, df=110)、社 会的支援 (t=0.24, df=110)、身体的不健康 (t=0.67, df=110)、家族の 支援 (t=0.00, df=110) においては有意な差は認められなかった。公的自 己意識の欠如に関しては、友人の欠如 (t=1.83, df=114, p<.10) におい てのみ有意な差がある傾向が認められた。しかし、全体的幸福感 (t= 0.02, df = 114)、心的動揺(t = 0.86, df = 114)、社会的支援(t = 1.02, df = 114) 114)、身体的不健康(t=1.45, df=114)、家族の支援(t=0.40, df=114)、 対処の自信 (t=0.78, df=114) においては有意な差は認められなかった。 第2に、社会的不公正感の各因子における高群と低群の心理的ストレ ス反応尺度を構成する抑鬱・不安、不機嫌・怒り、無気力の各尺度それぞ れの合計点の平均評定値を算出した。その結果は Table 2 に示すとおり

である。両群間でt検定を行った。社会的規範からの逸脱に関しては、 無気力において差がある傾向が認められた (t=1.75, df=93.69, p<.10)。 しかし、抑鬱・不安 (t=0.95, df=105)、不機嫌・怒り (t=0.65, df=105)105) においては有意な差は認められなかった。経済的交換性における不 均衡に関しては、不機嫌・怒りにおいて有意な差が認められた (t=2.28. df=110, p<.05)。しかし、抑鬱・不安 (t=1.64, df=110)、無気力 (t=1.64, df=110)0.88, df = 101.90)においては有意な差は認められなかった。損失の不平 等性に関しては、抑鬱・不安 (t=0.57, df=116)、不機嫌・怒り (t=0.57, df=116)df=115.41)、無気力(t=0.66, df=116)のいずれにおいても有意な差は 認められなかった。評価の不当性に関しては、無気力において差がある傾 向が認められた (t=1.67, df=117, p<.10)。しかし、抑鬱・不安 (t=1.67, df=117, p<.10)1.44, df = 117)、不機嫌・怒り(t = 0.63, df = 117)においては有意な差は認 められなかった。対人的倫理の欠如に関しては、抑鬱・不安 (t=0.46, df)=120)、不機嫌・怒り (t=0.95, df=120)、無気力 (t=0.81, df=120) の いずれにおいても有意な差は認められなかった。制裁規定の不備性に関し ても、抑鬱・不安 (t=1.04, df=110)、不機嫌・怒り (t=1.46, df=110)、 無気力(t=0.67, df=110)のいずれにおいても有意な差は認められなかっ た。公的自己意識の欠如に関しても、抑鬱・不安(t=0.28, df=114)、不 機嫌・怒り (t=0.11, df=114)、無気力 (t=0.27, df=114) のいずれにお いても有意な差は認められなかった。

第 3 に、社会的不公正感の各因子における高群と低群の特性不安と状態不安の各尺度それぞれの合計点の平均評定値を算出した。その結果は Table 3 に示すとおりである。両群間で t 検定を行った。社会的規範からの逸脱に関しては、特性不安 (t=0.63, df=96.96)、状態不安 (t=0.74, df=105) のどちらも有意な差は認められなかった。経済的交換性における不均衡に関しては、特性不安において有意な差が認められた (t=2.08, df=110, p<.05)。また、状態不安においては有意な差がある傾向が認められた (t=1.85, df=110, p<.10)。損失の不平等性に関しては、特性不安 (t=0.28, df=115.99)、状態不安 (t=0.38, df=114.02) のどちらも有意な差は認められなかった。評価の不当性に関しては、特性不安 (t=2.84, df=115.99)

=117, p<.01)、状態不安(t=3.19, df=108.80, p<.01)のどちらにも有意な差が認められた。対人的倫理の欠如に関しては、特性不安(t=1.81, df=120, p<.10)、状態不安(t=1.98, df=120, p<.10)のどちらにも有意な差のある傾向が認められた。制裁規定の欠如に関しては、特性不安(t=1.17, df=110)、状態不安(t=0.83, df=110)のどちらも有意な差は認められなかった。公的自己意識の欠如に関しては、状態不安において有意な差が認められた(t=2.43, df=114, p<.05)。しかし、特性不安においては有意な差は認められなかった(t=0.94, df=114)。

これらの結果から、次のことがいえる。「社会的規範からの逸脱」に関 する社会的不公正感を強く持つ個人は、身体的不健康感を感じており、ス トレスに対して対処できる自信があり、無気力に陥いる傾向がある。ま た、「経済的交換性における不均衡」に関する社会的不公正感を強く持つ 個人は、心的に動揺しやすく、身体的不健康感を感じ、不機嫌・怒りを感 じており、特性不安が高く、状態不安が高い傾向がある。「損失の不平等 性|に関する社会的不公正感を強く持つ個人は、身体的不健康感を感じて おり、ストレスに対して対処できる自信があり、友人が欠如しているとは 感じない傾向がある。「評価の不当性| に関する社会的不公正感を強く持 つ個人は、心的に動揺しやすく、無気力に陥いる傾向があり、特性不安と 状態不安が高い。「対人的倫理の欠如」に関する社会的不公正感を強く持 つ個人は、心的に動揺しやすく、特性不安と状態不安が高い傾向がある。 さらに、「制裁規定の不備性」に関する社会的不公正感を強く持つ個人 は、友人が欠如しているとは感じない傾向があり、ストレスに対して対処 できる自信をもつ傾向にある。そして、「公的自己意識の欠如」に関する 社会的不公正感を強く持つ個人は、友人が欠如しているとは感じていない 傾向があり、状態不安が高い。

以上から、どの側面の社会的不公正感が強いかによって、喚起されるネガティブな健康感や心理的ストレス反応の側面が異なるといえる。また、特定の側面の社会的不公正感が高いことが、友人がいるとの認知やストレスに対して対処できるとの自信を生じさせることが認められる。この結果は、「社会的規範からの逸脱」、「損失の不平等性」、「制裁規定の不備性」、

「公的自己意識の欠如」の社会的不公正感を強く持つことが、自分は規範 から逸脱していない、制裁されるようなことはしていないというような、 ある種の自負の反映であと考えれば理解できよう。

(2) 統制感と自己意識特性が社会的不公正感に及ぼす影響

内的一外的統制型尺度と自己意識尺度に関して、その合計点の上位 25%と下位 25%の被験者をそれぞれ高群と低群とし、両群を比較することによって、統制感と自己意識特性が、社会的不公正感にいかなる効果を及ぼすかを検討する。

まず、内的-外的統制型尺度を構成する内的統制型、強力な他者、運それぞれについて高群と低群を設定した。内的統制型に関しては、合計点が25以上を高群とし、19以下を低群とした。強力な他者に関しては、合計点が22以上を高群とし、14以下を低群とした。運に関しては、合計点が24以上を高群とし、18以下を低群とした。そして、次のような分析を行った。

内的統制型、強力な他者、運それぞれにおける高群と低群の社会的不公正感全体の1項目あたりの平均評定値を算出した。その結果は Table 4 に示すとおりである。両群間で t 検定を行った。内的統制型に関しては、有意な差は認められなかった(t=0.25, df=128)。強力な他者に関しても、有意な差は認められなかった(t=0.78, df=112)。さらに運に関しても、有意な差は認められなかった(t=1.43, df=125)。

次に、自己意識尺度を構成する私的自己意識特性、公的自己意識特性それぞれについて高群と低群を設定した。私的自己意識特性に関しては、合計点が30以上を高群とし、21以下を低群とした。公的自己意識特性に関しては、合計点が22以上を高群とし、16以下を低群とした。

私的自己意識特性、公的自己意識特性それぞれにおける高群と低群の社会的不公正感全体の 1 項目あたりの平均評定値を算出した。その結果は Table 5 に示すとおりである。両群間で t 検定を行った。私的自己意識特性に関しては、有意な差は認められなかった(t=1.62, df=106)。公的自己意識特性に関しても、有意な差は認められなかった(t=1.41, df=1.41

Table 4 内的統制型一外部統制型の高群と低群における社会的不公正感の平均評定値と標準偏差

条件人数	人数:	社会的規範 からの逸脱	経済的交換性 における不均衡	損失の 不平等性	評価の 不当性	対人的倫理 の欠如	制裁規定 の不備性	公的自己 意識の欠如	社会的不 公正感全体	
	, , , , ,	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	
内的統制型 内的統制型		73 57	4.46(1.10) 4.43(0.99)	3.39(1.34) 3.75(1.16)		3.36(1.19) 3.59(1.11)	3.83(1.33) 3.86(1.15)		3.47(1.43) 3.26(1.67)	
強力な他者 強力な他者		59 55	4.53(0.95) 4.36(1.10)	3.76(1.30) 3.50(1.26)		3.59(1.15) 3.29(1.15)		4.12(1.08) 4.26(1.03)	3.24(1.59) 3.40(1.58)	4.16(0.87) 4.03(0.90)
運 高群運 低群		60 67	(/	3.95(1.12) 3.37(1.35)		3.58(1.10) 3.34(1.15)	3.97(1.06) 3.65(1.39)		3.39(1.45) 3.21(1.60)	4.17(0.80) 3.93(1.04)

Table 5 自己意識特性の高群と低群における社会的不公正感の平均評定値と標準偏差

条件		人数	社会的規範 からの逸脱	経済的交換性 における不均衡	損失の 不平等性	評価の 不当性	対人的倫理 の欠如	制裁規定 の不備性	公的自己 意識の欠如	社会的不 公正感全体	
			,,,,	Mean (SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean(SD)	Mean (SD)
私的自己意記 私的自己意記		, ,			3.77(1.26) 3.65(1.26)						
公的自己意言 公的自己意言		1. 4			3.74(1.33) 3.51(1.42)						

112)_o

これらの結果は、統制感および自己意識特性が、社会的不公正感には効果を持たないことを示すものである。しかし、これらの結果は、社会的不公正感を測定する項目を全体的にとらえた結果にすぎず、ここで扱われた社会的不公正感全般に適用しうるものではない。

そこで、次には、社会的不公正感の社会的規範からの逸脱、経済的交換性における不均衡、損失の不平等性、評価の不当性、対人的倫理の欠如、制裁規定の不備性、公的自己意識の欠如の各因子の1項目あたりの評定値について、内的一外的統制型尺度と自己意識尺度のその高群と低群で比較することによって、統制感と自己意識特性が社会的不公正感の各因子に及ぼす効果を検討する。

まず、内的一外的統制型尺度を構成する内的統制型、強力な他者、運そ れぞれの高群と低群の社会的不公正感の各因子の1項目あたりの平均評 定値を算出した。その結果は Table 4 に示すとおりである。両群間で t 検定を行った。内的統制型に関しては、社会的規範からの逸脱(t=0.17, df=128)、経済的交換性における不均衡 (t=1.61, df=128)、損失の不平 等性 (t=0.43, df=128)、評価の不当性 (t=1.11, df=128)、対人的倫理 の欠如 (t=0.11, df=128)、制裁規定の不備性 (t=0.00, df=128)、公的 自己意識の欠如(t=0.77, df=128)のいずれにおいても有意な差は認めら れなかった。強力な他者に関しても、社会的規範からの逸脱 (t=0.89, df)=112)、経済的交換性における不均衡 (t=1.05, df=112)、損失の不平等 性 (t=0.22, df=112)、評価の不当性 (t=1.36, df=112)、対人的倫理の 欠如(t=0.56, df=112)、制裁規定の不備性(t=0.72, df=112)、公的自 己意識の欠如(t=0.52, df=112)のいずれにおいても有意な差は認められ なかった。運に関しては、経済的交換性における不均衡において有意な差 が認められた (t=2.58, df=125, p<.05)。しかし、社会的規範からの逸脱 (t=0.68, df=125)、損失の不平等性 (t=0.86, df=116.96)、評価の不当性 (t=1.17, df=125)、対人的倫理の欠如 (t=1.42, df=125)、制裁規定の不 備性 (t=1.02, df=125)、公的自己意識の欠如 (t=0.66, df=125) のいず れにおいても有意な差は認められなかった。

次に、自己意識尺度を構成する私的自己意識特性、公的自己意識特性を れぞれの高群と低群の社会的不公正感の各因子の1項目あたりの平均評 完値を算出した。その結果は Table 5 に示すとおりである。両群間で t 検定を行った。私的自己意識特性に関しては、社会的規範からの逸脱にお いて有意な差が認められた (t=2.53, df=106, p<.05)。また、損失の不平 等性において有意な差がある傾向が認められた (t=1.79, df=106, p)<.10)。しかし、経済的交換性における不均衡 (t=0.49, df=106)、評価 の不当性 (t=0.71, df=106)、対人的倫理の欠如 (t=0.78, df=106)、制 裁規定の不備性 (t=1.43, df=106)、公的自己意識の欠如 (t=0.13, df=106)106) においては有意な差は認められなかった。公的自己意識特性に関し ては、対人的倫理の欠如において有意な差がある傾向が認められた(t= 1.94, df = 112, p < .10)。しかし、社会的規範からの逸脱 (t = 1.38, df =112)、経済的交換性における不均衡(t=0.89, df=112)、損失の不平等性 (t=1.16, df=112)、評価の不当性 (t=1.23, df=112)、制裁規定の不備性 (t=0.00, df=112)、公的自己意識の欠如 (t=0.62, df=112) においては 有意な差は認められなかった。

これらの結果から、次のことがいえる。運に帰属する傾向が強い人は、 経済的交換性における不均衡に関する社会的不公正感を感じている。また 私的自己意識が高い個人は、社会的規範からの逸脱に関する社会的不公正 感を強く持ち、損失の不平等性に関する社会的不公正感を強く持つ傾向が ある。さらに、公的自己意識が高い個人は、対人的倫理の欠如に関する社 会的不公正感を強く持つ傾向がある。このように、統制感と自己意識特性 が社会的公正感に及ぼす効果はかなり限定的なものとなった。

これまで、統制感や自己意識特性は、抑うつ、不安や自尊心など精神的な健康と関連する要因としても遡上に上げられてきたが(e.g., 岩淵ら, 1981; 菅原, 1984; Heinemann, 1979; 鎌原・樋口・清水, 1982)、以上の結果は、統制感や自己意識特性が、社会的公正感に影響し、また、社会的公正感が主観的健康感、心理的ストレス、不安といった精神的な健康に影響するといった過程を示唆しているといえよう。しかし、統制感と自己意識特性が社会的公正感に及ぼす効果が限定的なものとなったことから、統

制感と自己意識特性が直接的に社会的公正感に影響するのではなく、統制感と自己意識特性は社会的公正感と作用しあい精神的な健康に影響する要因である可能性もあり、今後、検討課題とする必要がある。

要 約

本研究は、社会的公正感が、主観的健康感、ストレス反応、および不安傾向に及ぼす効果を検討するとともに、統制感および自己意識特性が社会的公正感に及ぼす効果を検討することを目的とした。その結果、社会的公正感が特定の主観的健康感、ストレス反応、不安傾向の強さに影響することが認められた。また、統制感および自己意識特性が特定の社会的公正感の強さに影響することが認められた。

引用文献

- 安藤孝敏・坂野雄二 1990 主観的健康感が不安への対処行動に及ぼす影響 健康心理学研究, 3(2), 1-13.
- Buss, A. H. 1980 Self-consciousness and social anxiety. W. H. Freemann and Company.
- Duval, S. & Wicklund, R. A. 1972 A theory of objective self-awareness. Academic Press.
- Feningstein, A., Scheier, M. F. & Buss. A. H. 1975 Public and private self consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 522-527.
- 藤南佳代・園田明人・大野裕 1995 主観的健康観尺度(SUBI)日本語版の作成と、信頼性、妥当性の検討:業務の曖昧さを中心とした因果分析健康心理学研究、8(2)、12-19.
- Heinemann, W. 1979 The assessment of private and public self-consciousness: A german replication. European *Journal of Social Psychology*, 9, 331-337.
- 石川利江・春木豊・中村延江・降矢英成・佐々木篤代 1992 心療内科・内 科の受診者におけるタイプ A 行動パターンと主観的健康感の検討 健康 心理学研究、5(1)、1-6.
- Ivancevich, J. m., & Matteson, M. T. 1980 Stress and work. Glenview, IL: Scott, Foresman.

- 岩淵千明・田渕創・中里浩明・田中國夫 1981 自己意識尺度についての研究 日本社会心理学会第22回大会発表論文集,37-38.
- Kahn, R, L., Wolfe, D. M., Quinn, R. P., & Rosenthal, R. A. 1964 Organizational stress: Studies in role conflict and ambiguity. New York: Wiley.
- 鎌原雅彦・樋口一辰・清水直治 1982 Locus of Control 尺度の作成と、信頼 性、妥当性の検討 教育心理学研究, 30, 302-307.
- 神田信彦・大木桃代 1998 中学生のストレス対処――統制感と感情的反応 の機能――健康心理学研究, 11(1), 39-47.
- Kanfer, R., Sawyer, J., Earley, P. C., & Lind, E. A. 1987 Participation in task evaluation procedures: The effects of influential opinion expression and knowledge of evaluative criteria on attitude and performance. Social Justice Research, 1, 235-249.
- **菊島勝也 1997** 不登校におけるストレッサーとソーシャルサポートの研究 健康心理学研究, 10(2), 11-20.
- 小牧一裕 1994 職務ストレッサーとメンタルヘルスのソーシャルサポート の効果 健康心理学研究, 7(2), 2-10.
- Levenson, H. 1981 Differntiating among internality, powerful others, and chance in H. M. Lefcourt (ed.), Research with the locus on control construct. Academic Press. chap. 2, Pp. 15-63.
- 丸山真司・橋本公雄 2001 主観的健康状態と健康意識、体力への自信、生 活習慣との関係 日本健康心理学会第14回大会発表論文集, 280.
- 森上幸夫・西迫成一郎・桑原尚史 2001 社会的不公正感の構造および自尊 心、統制感、目標、ストレス、攻撃性との関連の検討 日本グループ・ ダイナミックス学会第49回大会発表論文集,188-189.
- 中村陽吉 1983 対人場面の心理 東京大学出版会
- 難波茂美・田中宏二 1999 サポートと対人葛藤が育児期の母親のストレス 反応に及ぼす影響 健康心理学研究, 12(1), 37-47.
- 大木桃代・織田正美 1995 エゴグラムを用いたタイプ A 者のパーソナリティの検討 健康心理学研究, 8(1), 1–11.
- 大迫秀樹 1994 高校生のストレス対処行動の状況による多様性とその有効 性 健康心理学研究, 7(1), 26-34.
- 太田智子・田中宏二 1997 患者の QOL とソーシャル・サポートの関連 健康心理学研究, 10(1), 12-22.
- Rotter, J. B. 1966 Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80 (Whole No. 609)

- Sell, H., & Nagapal, R. 1992 Assessment of subjective well-being. New Delhi: World Health Organization. (大野裕訳, SUBI, 金子書房 1996)
- 清水秀美・今栄国晴 1981 STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORY の日本 語版 (大学生用) の作成 教育心理学研究, 29, 62-67.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. 1970 Manual for state-trait anxiety inventory (self-evaluation questionnaire). Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.
- 菅原健介 1984 自己意識尺度 (self-consciousness scale) 日本語版作成の 試み 心理学研究, 55, 184-188
- 鈴木伸一・嶋田洋徳・三浦正江・片柳弘司・右馬埜力也・坂野雄二 1998 新しい心理的ストレス反応尺度(SRS-18)の開発と信頼性・妥当性の検討 行動医学研究, 4,22-29.
- 竹中晃二・岡浩一朗 1998 健常タイプ A 者における長期的有酸素運動の効果に関する研究――心臓自律神経機能および質問紙による評価――健康心理学研究, 11(1), 48-56.
- 田尾雅夫 1986 中間管理者における役割ストレスと疲労感 心理学研究, 57,246-249.
- Tyler, T. R., Degoey, P., & Smith, H. J. 1996 Understanding why the justice of group procedures matters. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 913-930.
- 渡辺論史・岩永誠 2001 対処の柔軟性とストレスに関する研究 (4)——反 復に伴う対処方略効果性の変化——日本健康心理学会第 14 回 大会発表 論文集、280.
- Wicklund, R. A. 1975 Objective self-awareness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 8, 233–275.
- 山崎勝之・山下文代 1997 日本版児童用タイプ A (MYTH) の作成 健康 心理学研究, 10(2), 21-30.