

# 高齢期における障害と社会的役割

菊 澤 佐江子

## 1 本論の目的

障害者福祉においては、障害者のノーマライゼーションにむけて、様々な施策がなされている。ヴォルフエンズバーガーによると、ノーマライゼーションは「社会的役割の実現」(SRV, social role valorization) と定義される。この定義にもとづけば、ノーマライゼーション施策を評価するためには、障害者の生活において、彼らの社会的役割の実現がどの程度進められているのかを、実証的に検討することが必要であるが、このような視点にたった研究は未だ希少である。その原因の一つに、これを実証的に検討するための視点と方法の難しさがあげられる。

本研究は、近年の社会的役割とメンタルヘルスの関係をめぐるストレス社会学の研究動向を踏まえ、障害の有無による社会的役割経験の差異を質的・量的側面から分析する一つの視点と方法を提示する。さらに、この方法に基づいて、実際にデータを分析し、日本の高齢障害者のノーマライゼーションの現状を考察する。そして、障害者に関する実証研究が、社会福祉領域に資するばかりでなく、社会学領域にとってどのような意味をもつのかを、併せて考察する。

## 2 理論的背景

### 2.1 社会的役割とメンタルヘルス

社会的役割とメンタルヘルスの関係についての研究は、デュルケムの「自殺論」(1985[1897])に遡る。デュルケムは、社会的統合がメンタルヘルスを促進することを、自殺率の集団間比較の中で明らかにした。この議論を役割論の立場からとらえ直したものが、役割累積仮説(role accumulation/enhancement perspective)である(Thoits 1987; Sieber 1974)。人の人格形成にとって、社会的役割を通じて様々な相互作用に関わることは欠くべからざるものである。人は、他者との相互作用によってはじめて他者の役割をとることができ、その積み重ねの中で各状況における適切な行動を学ぶ。こうした過程の中で、人は社会関係の網目から成る社

会の一部を構成する。多くの役割をもつ個人は、このような意味で、社会的に統合されていると考えられる。また、多くの役割をもつ（＝社会的に統合された）人は、資源や特権、肯定的な社会的評価を得るばかりでなく、ある役割で失敗した際にも他の役割を受け皿にするような形で、全体的な地位の安定も得ることが多い。多くの人々に必要とされ、感謝されることによって自己認識・自尊心を高めることも考えられる。役割累積仮説は、このような意味で、社会的役割が、人々に生の意味と目的を与え、メンタルヘルスを促進すると議論する。

この仮説は、多くの実証研究によって支持されてきた（例えば Thoits 1987の研究リストを参照のこと）。有配偶・有子・有職の者は、これらの役割をもたない者に比べて高いメンタルヘルスを示すという結果が得られた。ただし、社会的役割がメンタルヘルスに及ぼす影響は、女性よりも男性に大きく、また、個別役割の種類によっても異なるという結果について、この仮説の成し得る説明は不十分であった。そこで、こうした現象を説明するために生じた議論が、社会的文脈仮説（social context perspective）である。この仮説は、社会的役割自身はメンタルヘルスを促進するものでも減退するものでもなく、役割が経験される社会的文脈が、その役割のメンタルヘルス効果を規定すると論じ、役割のコストと利益の決定要因となる社会的文脈を含めた理論枠組みを提唱する。当初、この仮説に基づく研究の多くは、個人レベルの文脈（役割の質・構成内容）を指摘するものであった。たとえば、男女については、同じ数の役割をもっているにもかかわらず、その役割構成内容の違いや個別役割の質が異なり、このためにメンタルヘルス効果の違いが生じることが指摘された（Baruch and Barnett 1987; Thoits 1986; Menaghan 1989）。これらの研究の多くは暗黙のうちに、ジェンダーという文脈の存在を研究枠組みに含んでいるが、近年、ここからさらに踏み込んで、ジェンダーを意識的に分析枠組みに取り込む必要性が議論されている。つまり、男女における役割配分や個別役割の内容の差異の指摘にとどまらず、これがどのようにジェンダーを軸として組織された制度・文化と関わるのかを議論することが必要だとするのである。この議論は、ジェンダーのみならず、人種・年齢などの社会構造上の地位についてもなされ、それにもとづいた実証研究も徐々に増えている（Pearlin 1989; Rushing et al. 1992; 菊澤 2001a）。

## 2.2 障害という社会的文脈

このようにジェンダー・人種・年齢といった社会的文脈が役割経験に重要な影響をもたらすことが明らかになりつつあるが、障害という社会的文脈が社会的役割経験に及ぼす影響を取り上げた研究は、今のところ極めて希少である。しかし、社会の役割機会は、ジェンダー・人種・年齢と同様、障害の有無によっても大きく異なる。また、同じ役割をもっているとしても、その役割経験は、障害の有無によって大きく異なることが予想される。この意味で、

障害の有無は、ジェンダー・人種などと同様、明らかに身体的特徴以上のものである。

障害の有無が社会的文脈として日常生活に作用していることを裏付ける資料としては、官庁統計のほか、いくつかの社会学的研究が挙げられる。たとえば、日本では、障害のない状態であること（健康状態が良好であること）が公式・非公式に社員採用の前提となるなど、障害の有無は、就労機会と密接に関わっており、それゆえに国は、障害者の雇用を促進するため、一定規模以上の事業者に法定雇用率（たとえば民間企業の場合1.8%）以上の障害者雇用を定め、この雇用率を達成していない事業主は不足分一人当たり五万円の納付金を納めることを義務付けている。しかし、55.7%の民間企業は未だに法定雇用率未達成と報告されている（厚生労働省 2001, p.260）。また、1993年「身体障害者等雇用実態調査」によると、一般労働者の就業率62%に対し、身体障害者の就業率は32.9%にすぎない。さらに、障害の有無に関わらず、外出は、就労機会だけでなく、友人関係・地域活動の幅を広げるために不可欠な行為であるが、身体障害者の多くは、物理的障壁によって外出自体に困難を感じ一層の整備を求めている（厚生省 1996）。

このように、障害者にとって明らかな不利が存在する社会状況においては、障害者が家族・友人を保有している場合も、その質は障害をもたない者とは異なると考えられる。たとえば、ゴフマン（1987[1963]）は、身体的障害をもつ者ともたない者の相互作用を観察する中で、身体的障害は、それが原因であるべき自分（virtual identity）とありのままの自分（actual identity）との乖離を生じ、またそれが他者に顕になる限りにおいてスティグマとなり、またその場合、身体障害というスティグマをもっている人とそうでない人（「常人」）との相互作用がしばしば不安定で気詰まりなものとなることを示した。明らかに、スティグマが社会的に顕なものである場合（discredited stigma）この傾向は顕著であるが、スティグマが顕でない場合（discreditable stigma）も、スティグマをもつ者が情報操作などに心をくだくとき、彼・彼女にとっての相互作用は心地よいものではなかろう。一般的に、このような気まずさを避けるために障害をもつ者ともたない者との出会いは回避されることも多いと思われる。他にも、身体的障害が、障害をもつ者ともたない者との関係に負の影響を与えることを示す研究は、枚挙に暇がない（Kleck 1969; マーフィー 1997[1987]）。

ただし、障害が個別役割各々の経験内容にどのような影響を与えるのか、特に影響を受けやすい個別役割は何かといったことについての研究はまだ希少であり、確定的なことがいえる段階ではない。Zahan(1973)が行った1268人の障害者を対象に行ったインタビュー調査は貴重な研究の一つであるが、これによると、コミュニケーションスキル喪失の度合いは、家族関係よりも友人関係に負の影響を及ぼす。特に就労役割を喪失した場合、家族関係は阻害されないが、友人関係が阻害される傾向にあり、この傾向は特に男性に強いことも示されている。また、興味深いことに、障害の度合いが顕著であるほど、家族関係は良好であること

が報告されている。一方、人類学者のロバート・マーフィー(1997[1987])は、四肢麻痺となった自分の生活を対象に分析を行い、身体障害(この場合四肢麻痺)は家族役割、特に夫婦関係に大きな影響を与えると論じている。彼によると、身体障害は「脆弱性と他者への依存」を意味し、このために夫婦関係・友人関係など、大人同士の結びつきの前提である契約関係を侵食する。特に、仕事を失い家族に経済的に依存せねばならない場合、男性の家族役割に与える負の影響は著しい。「男性は外で働き、女性は家を守る」というジェンダー規範のためである。また、身体障害者は対外的に家族ぐるみで閉鎖的になる可能性も高く、たとえば友人関係などが縮小傾向にあることが示唆されている。

1996年現在の日本においては、全身体障害者のうち67%が60歳以上の高齢者である(厚生省 1996)。60歳以上の高齢者の中では、身体的な問題で日常生活になんらかの影響がある者の割合は2割弱にとどまるが、その割合は、高齢になるほど高くなる(厚生省大臣官房統計情報部 1995)。それゆえに、高齢期は、それ以前のライフステージと比べて、本人も周囲の人々も、障害に対する心の準備が比較的なされている可能性は高い。したがって、障害が役割経験に及ぼす影響も、他のライフステージに比べて小さいことが予想される。しかし、これは高齢者の間で、障害が役割経験に及ぼす影響が全くみられないということではない。本研究は、全国調査データを用いて、役割保有状況とそのディストレスへの影響を、障害のある高齢者とない高齢者の間で比較することにより、障害が役割経験に及ぼす影響を分析する。ディストレスとは、不快な内面状況を指す、メンタルヘルスの一尺度である(稲葉 1991)。役割保有状況については、役割保有数・個別役割の保有割合を算出し、障害の有無による二群比較を行う。役割保有がディストレスに及ぼす影響についても、同様に、まず役割保有数の影響を分析した後、個別役割の影響を分析する。いずれの分析においても、性別によって異なる結果が予想されるため、まず男女を含む全体について分析を行った後、男女別にも分析を行う。

### 3. データと方法

データは、1987年「高齢者全国調査」データを使用した。前者は、全国の60歳以上の男女を母集団とし、層化無作為抽出法によって3714人が抽出され、このうち、データに含まれているのは、訪問面接調査が完了した2,200人(男性995人、女性1,205人)である(有効回答数69%)。このサンプルを身体上の機能障害の有無によって二つにわけ、比較分析を行った。身体上の機能障害の有無は、ADL・IADL 8項目(お風呂に入る・階段を登る・歩く等)によって測定し、8項目全てが全く他の人の手助けなしに行うことができる者を障害無し群、8項目のうち一つでも全く他の人の手助けなしに行うことが少し・かなり・非常に難しいあるいは全くできないと答えた者を障害有り群とした。WHOの障害の国際障害分類(1980)に位置

付けるとすれば、これは障害の二次的障害である能力障害 (disability) にあたるもので、この意味において、本研究は、この二次的障害が三次的障害である社会的不利 (handicap) を引き起こす過程を研究する試みとも位置付けられる<sup>①</sup>。

ディストレスの指標としてはCES-D (Center for Epidemiological Studies Depression Scale) 9項目の合計値 (レンジ0~27) を使用した。CES-Dは信頼性・妥当性の検討がなされた一般的ディストレス指標の一つである(菊澤 2001b)。9項目の内訳は、うつ感情についての2項目 (憂鬱, 悲しい感じ), 身体的症状についての4項目 (おっくう, 眠れない, 食欲がない, やる気がおこらない), 対人困難についての3項目 (寂しい感じ, まわりの人がよそよそしい感じ, 嫌われている感じ) である ( $\alpha$ 係数=0.91)。それぞれの項目は、以下3つの頻度評価で回答することを求められた (この一週間に、0=「ほとんどなかった」, 1=「ほとんどなかった」, 2=「時々あった」, 3=「よくあった」)。

社会的役割については、まず、配偶者・親・祖父母・就労者・友人・地域組織のメンバーといった個別役割各々について、役割保有の有無を二件法 (「有」=1, 「無」=0) で査定した。配偶者役割は、結婚している者、親役割は、存命の子どもを少なくとも一人もっている者、祖父母役割は、存命の孫を少なくとも一人もっている者を役割保有者とした。就労者役割は、収入のある仕事をしている・一時休職中・家族従業員と答えた者を、友人役割は、「心を打ち明けて、自分の思っていることや、心配ごとを話すことができる親しい友人」を少なくとも一人もっている者、地域組織のメンバーは、「町内会、自治会、老人クラブ、商工会、宗教のグループといったような会、またはクラブやグループ」に少なくとも一つ所属し、かつ定期的に参加している者を役割保有者とした。これら6つの個別役割の合計点数を役割保有数とした。また、分析の際は、コントロール変数として、回答者の性 (女性=1, 男性=0)・年齢 (実数)・教育 (教育年数)・世帯年収 (実数・百万円単位) を用いた。

分析に用いたサンプルのうち、女性は55%を占め、平均すると、年齢は68.98歳、教育年数は8.68年、世帯年収は1683万円である。また、上記の定義にもとづき障害の有る者は全体の24%である。なお、社会的役割状況の分析は、SASの一般線形モデル (GLM) プログラムを用いて、社会的役割数を従属変数、性・障害の有無を独立変数とする二元配置の分散分析を行い、個別役割保有の有無についても同様に行った。また、各分析について、社会的属性 (年齢・教育・収入) を制御変数に含めた多元配置の共分散分析を行い、性と障害の交互作用について、Tukey-Kramer法を用いて多重比較を行い、男女別に障害の有る者と無い者の差を検討した。また、社会的役割とディストレスの関係を障害の有無により比較分析するにあたっては、全体及び男女別に、障害有り群・無し群それぞれについて重回帰分析を行った。

## 4 結果

### 4.1 役割保有状況

表1は性別・障害の有無別に役割保有状況（A欄：役割保有数，B欄：個別役割の保有割合）を示したものである。各欄において，平均値a・%aは，年齢・世帯収入・教育年数等社会的属性の制御のない生の数値，平均値b・%bは，これらの社会的属性を制御した場合の数値である。役割保有の有無は年齢や階層にも関連していると思われるため，社会的属性制御後（平均値b・%b）の数値を中心に結果を考察する。

まず，全体的にみると，役割保有数は障害の有る者よりは無い者に多い（無4.08，有3.64）。

表1 役割保有に関する記述統計量（性別・障害有無別）

|                     |      | 全体    |       | 女性  |       | 男性    |     |       |       |     |
|---------------------|------|-------|-------|-----|-------|-------|-----|-------|-------|-----|
|                     |      | 障害無   | 障害有   | 障害無 | 障害有   | 障害無   | 障害有 |       |       |     |
| N                   |      | 1536  | 483   | 791 | 316   | 745   | 167 |       |       |     |
| A. 役割保有数            | 平均値a | 4.12  | 3.51  | *** | 3.83  | 3.39  | *** | 4.42  | 3.74  | *** |
|                     | 平均値b | 4.08  | 3.64  | *** | 3.83  | 3.53  | *** | 4.34  | 3.83  | *** |
|                     | 標準偏差 | 1.17  | 1.19  |     | 3.83  | 3.39  |     | 4.42  | 3.74  |     |
| B. 個別役割<br>配偶者(有配偶) | %a   | 67.84 | 49.90 | *** | 48.04 | 32.28 | *** | 88.86 | 83.23 |     |
|                     | %b   | 64.62 | 60.15 |     | 45.99 | 42.44 |     | 84.88 | 91.44 |     |
| 親(有子)               | %a   | 95.44 | 93.58 |     | 94.31 | 93.99 |     | 96.64 | 92.81 |     |
|                     | %b   | 95.59 | 93.12 | *   | 94.61 | 93.56 |     | 96.64 | 92.24 |     |
| 祖父母(有孫)             | %a   | 87.50 | 88.82 |     | 89.13 | 90.19 |     | 85.77 | 86.23 |     |
|                     | %b   | 88.95 | 84.20 | **  | 90.26 | 85.25 |     | 87.53 | 82.37 |     |
| 就労者(有職)             | %a   | 33.59 | 12.42 | *** | 23.14 | 10.44 | *** | 44.70 | 16.17 | *** |
|                     | %b   | 31.25 | 19.89 | *** | 21.60 | 18.08 |     | 41.67 | 22.49 | *** |
| 友人                  | %a   | 68.75 | 56.31 | *** | 72.44 | 60.13 | *** | 64.83 | 49.10 | *** |
|                     | %b   | 67.55 | 60.14 | **  | 72.26 | 64.90 |     | 62.41 | 51.70 | *   |
| 地域組織<br>のメンバー       | %a   | 58.59 | 49.90 | *** | 56.38 | 51.58 |     | 60.94 | 46.71 | **  |
|                     | %b   | 59.74 | 46.57 | *** | 58.06 | 48.45 | *   | 61.33 | 42.98 | *** |

a. 社会的属性の制御無し；b. 社会的属性の制御有り

\*p<0.05 \*\*p<0.01 \*\*\*p<0.001(障害有群・無群の平均値・%の差が統計的に有意)

個別役割をみると，家族役割については子のいる者（親）の割合が2%程度，孫のいる者（祖父母）の割合が5%程度障害無し群に高くなっているほかは，障害の有無による役割保有状況の違いはみられない。一方，就労者・友人・地域組織のメンバーといった家族外の役割における違いが目立つ。障害の無い者では31.25%が就労し，67.55%の者が親しい友人をもち，59.74%の者がなんらかの地域組織に所属しているのに対して，障害の有る者ではこの割合は各々19.89%，60.14%，46.57%と，10%前後も下回る傾向がうかがえる。男女別にみると，

この傾向は、男性により強いことがうかがえる。女性については、役割保有数の平均こそ若干無し群の方が多い傾向を示すものの(無3.83, 有3.53), 社会的属性を制御した後の数値で障害の有無による差がみられるのは、組織への参加度(無58.06%, 有48.45%)のみである。女性に比べると、男性の、障害の有無による役割保有数の平均値の差は大きい(無4.34, 有3.83)。個別の役割でみると、就労者・友人・地域組織のメンバーといった家族外の役割において保有割合に大きな差がみられる。特に、障害の無い者の就労割合41.67%に対して障害の有る者の就労割合は22.49%とその割合は約半分になっている。また、障害の無い者の62.41%が親しい友人がいると答えているのに対して、障害の有る者の割合は51.70%と約10%低い。地域組織への参加についても同様に、障害の無い者の所属率61.33%に対して、有る者の所属率は42.98%と20%程度低くなっている。

表2 ディストレスに対する役割保有数効果の重回帰分析(性別・障害の有無別)

|               | 全体<br>障害無           | 障害有                 | 女性<br>障害無           | 障害有                 | 男性<br>障害無          | 障害有                 |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| 役割保有数         | -0.17 ***<br>(0.04) | -0.41 ***<br>(0.11) | -0.20 **<br>(0.07)  | -0.49 **<br>(0.14)  | -0.15 **<br>(0.05) | -0.25<br>(0.14)     |
| 性<br>(女性 = 1) | 0.29 **<br>(0.10)   | 0.58 *<br>(0.27)    | -                   | -                   | -                  | -                   |
| 年齢            | 0.01<br>(0.01)      | -0.03<br>(0.02)     | 0.00<br>(0.01)      | -0.04<br>(0.02)     | 0.01<br>(0.01)     | -0.02<br>(0.02)     |
| 教育<br>(年数)    | 0.01<br>(0.02)      | -0.05<br>(0.05)     | 0.00<br>(0.03)      | -0.03<br>(0.07)     | 0.01<br>(0.02)     | -0.12<br>(0.06)     |
| 世帯収入<br>(百万円) | 0.00<br>(0.00)      | -0.01<br>(0.01)     | 0.00<br>(0.01)      | -0.01<br>(0.02)     | 0.00<br>(0.00)     | 0.01<br>(0.02)      |
| constant      | 9.95 ***<br>(0.65)  | 14.97 ***<br>(1.45) | 10.98 ***<br>(1.08) | 16.43 ***<br>(2.10) | 9.40 ***<br>(0.73) | 13.83 ***<br>(1.66) |
| N             | 1536                | 483                 | 791                 | 316                 | 745                | 167                 |
| R             | 0.02                | 0.06                | 0.01                | 0.04                | 0.02               | 0.05                |

\*p<0.05 \*\*p<0.01 \*\*\*p<0.001

影のついているペア：障害有り群のbと無し群のbの差異が統計的に有意。

## 4.2 社会的役割とディストレス

表2はディストレスを被説明変数、役割保有数を説明変数とした重回帰分析の結果である。まず、全体について、役割保有数の偏回帰係数（ $b$ ）推定値をみると、既存の研究同様、障害の有無に関わらず役割を多く保有する者ほどディストレスが有意に低いことが明らかである。しかし、障害の有無によって比較すると、障害有り群の $b$ 推定値は無し群より有意に大きいことから、役割の多い者と少ない者のメンタルヘルス状況の差異は、障害がある者においてより顕著であることが推測される。しかし、男女別にみると、このような傾向は女性にしかみられない。全体の結果と同様、女性については、障害の有無に関わらず役割保有数の多い者ほど有意に良好なメンタルヘルスを示しているが、この傾向は、障害の有る者により顕著である（無 $b=-0.20$ ; 有 $b=-0.49$ , 共に $p<0.01$ ）。一方、男性については、むしろ障害の無し群においてのみ、役割保有数によるメンタルヘルス上の差異がみられ（ $b=-0.15$ ,  $p<0.01$ ）、障害有り群においてはそのような差異はみられない。

なお、この分析において、役割保有数以外の変数でディストレスに一定の大きな影響を及ぼすものはほとんどみられなかった。唯一の例外は性の影響で、全体についての分析において、女性ほどディストレスが有意に高い傾向がみられる（無 $b=0.29$ ,  $p<0.01$ ; 有 $b=0.58$ ,  $p<0.05$ ）。これは、既存の研究結果と一致している。障害の有無による差異については、役割保有数効果の差異のほかには、切片の値の差異が一定して顕著であった。切片の値は障害有り群に有意に大きく、既存の研究同様、ディストレスレベルの平均値は、障害の有る者のほうが高いことを示している。

次に、表3はディストレスを被説明変数、個別役割を説明変数とした重回帰分析の結果である。祖父母役割は親役割と高い相関を示したため（ $r=0.59$ ）、この分析においての説明変数は祖父母役割を除く5役割である。まず、男女を含めた全体の結果をみると、障害無し群については、結婚している者（配偶者）、子どもをもっている者（親）のほうがそうでない者に比べて有意にディストレスが低いことが明らかである（各々 $b=-0.34$ ,  $p<0.01$ ;  $b=0.10$ ,  $p<0.05$ ）。これに対して、障害有り群については、就労者、何らかの地域組織に所属している者（地域組織のメンバー）がそうでない者に比べて有意に低いディストレスを示している（各々 $b=-0.82$ ,  $p<0.05$ ;  $b=0.66$ ,  $p<0.01$ ）。障害の有無による差異は、統計的には、就労役割と地域組織メンバー役割にしか現れていないが、全体的に見て、障害無し群については家族役割が、障害有り群については家族外役割のメンタルヘルス軽減効果が大きいというパターンがみられる。

ただし、こういった影響は男女共通にみられるわけではない。女性についてみると、障害の有無に関わらず、ほとんどの役割について、保有者とそうでない者の間に顕著なディストレス差はみられない。唯一、障害有り群において、子どもをもっている者（親）がそうでな



表3 ディストレスに対する個別役割効果の重回帰分析(性別・障害の有無別)

|               | 全体<br>障害無           | 障害有                 | 女性<br>障害無           | 障害有                 | 男性<br>障害無           | 障害有                 |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 配偶者<br>(有配偶)  | -0.34 **<br>(0.12)  | 0.10<br>(0.31)      | -0.27<br>(0.16)     | 0.04<br>(0.42)      | -0.67 ***<br>(0.19) | 0.37<br>(0.46)      |
| 親<br>(有子)     | -0.53 *<br>(0.23)   | -0.84<br>(0.50)     | -0.13<br>(0.32)     | -1.62 *<br>(0.71)   | -1.25 ***<br>(0.32) | 0.46<br>(0.64)      |
| 就労者<br>(有職)   | -0.05<br>(0.11)     | -0.82 *<br>(0.38)   | -0.30<br>(0.18)     | -1.03<br>(0.55)     | 0.17<br>(0.12)      | -0.40<br>(0.44)     |
| 友人            | -0.15<br>(0.10)     | -0.25<br>(0.26)     | -0.21<br>(0.17)     | -0.32<br>(0.35)     | -0.10<br>(0.12)     | -0.24<br>(0.33)     |
| 地域組織<br>のメンバー | -0.15<br>(0.10)     | -0.66 **<br>(0.25)  | -0.17<br>(0.15)     | -0.58<br>(0.35)     | -0.11<br>(0.12)     | -0.80 *<br>(0.33)   |
| 性<br>(女性=1)   | 0.24 *<br>(0.11)    | 0.78 *<br>(0.31)    | -                   | -                   | -                   | -                   |
| 年齢            | 0.01<br>(0.01)      | -0.02<br>(0.02)     | -0.01<br>(0.02)     | -0.03<br>(0.03)     | 0.01<br>(0.01)      | -0.01<br>(0.02)     |
| 教育<br>(年数)    | 0.01<br>(0.02)      | -0.06<br>(0.05)     | 0.01<br>(0.03)      | -0.02<br>(0.07)     | 0.01<br>(0.02)      | -0.13 *<br>(0.06)   |
| 世帯収入<br>(百万円) | 0.00<br>(0.00)      | -0.01<br>(0.01)     | 0.00<br>(0.01)      | -0.02<br>(0.02)     | 0.00<br>(0.00)      | 0.00<br>(0.02)      |
| constant      | 10.33 ***<br>(0.70) | 14.24 ***<br>(1.57) | 11.13 ***<br>(1.15) | 16.32 ***<br>(2.22) | 10.75 ***<br>(0.82) | 12.17 ***<br>(1.81) |
| N             | 1536                | 483                 | 791                 | 316                 | 745                 | 167                 |
| R             | 0.03                | 0.05                | 0.01                | 0.05                | 0.05                | 0.09                |

\*p&lt;0.05 \*\*p&lt;0.01 \*\*\*p&lt;0.001

影のついているペア：障害有り群のbと無し群のbの差異が統計的に有意。

い者に比べて有意に低いディストレスを示しており (b=-1.62, p<0.05), また, この点が障害の有無による唯一の役割効果上の差異となっている。一方, 男性については, 全体でみられたものとはほぼ同様のパターンがみられる。障害の無し群については, 結婚している者 (配

偶者)・子どもを持っている者(親)のディストレスがそうでない者に比べて有意に低いものに対して(各々,  $b=0.67$ ,  $-1.25$ , 共に $p<0.001$ ), 有り群については, 地域組織に所属している者(地域組織のメンバー)のディストレスがそうでない者に比べて有意に低いことが示されている( $b=-0.80$ ,  $p<0.05$ )。なお, この分析においても, 役割保有数の場合と同様, 全体の分析における性の影響, 男性の障害有り群における教育の影響を除いて, 個別役割以外の変数のディストレスに対する顕著な影響はみられなかった。また, 性・教育の影響は, 既存研究で示されてきたものと同様の結果であった。

## 5 考察

障害は単なる身体的特徴ではなく, ジェンダーなどと同様, 社会的文脈として障害をもつ者の役割経験を左右する。この作業仮説のもと, 本研究は, 全国高齢者調査を用いて, 障害の有る高齢者と無い高齢者について, その役割保有状況及びそのディストレスへの影響について比較分析を行った。この結果, まず, 役割保有状況について, 障害の有る者の役割保有数は無い者の保有数より小さいことが示され, その理由として, 就労や組織への所属の有無が考察された。特に男性にはこの傾向が顕著にみられた上, 子どもや孫の保有割合も障害の有る者で有意に低い傾向がみられた。この結果は, 障害をもつことが, なんらかの形で就労や組織などを通じての家族外における社会参加の妨げとなり, このことが特に男性の役割保有に大きい影響を及ぼしていることを示唆している。

社会的役割のディストレスへの影響については, 男女で異なるパターンが観察された。女性では, 障害有り群無し群ともに, 役割の多い者ほどディストレスが低く, このような役割累積効果は特に障害有り群に大きいことが示された。個別役割の効果について細かく分析した結果, 障害をもっている女性については, 子どもをもっている者ほどディストレスが低くなる傾向がみられた。一方, 男性については, 障害無し群にのみ, 役割累積効果がみられ, 特に結婚している者, 子どもをもっている者のディストレスの低さがめだった。障害有り群については, このような役割効果はみられなかった。障害をもっている者の間では, 唯一, 地域組織に所属している者のディストレスがそうでない者に比べて有意に低かった。

高齢で障害をもった場合, 経済的・精神的に家族の支援が必要となることは多く, このことは親子・夫婦関係に大きな社会的・心理的变化をもたらすことが予想されるが, 本結果は, その変化が男女によって大きく異なることを示唆している。つまり, マーフィー(1997)の指摘するように, 女性=依存し受け入れる者・男性=独立し与える者というジェンダーイメージゆえに, 女性は子どもを含む家族の支援を得ることを, 本人も家族も自然に受け入れやすい傾向があるのに対して, 男性の場合は本人も家族もとまどう傾向があるのかもしれない。ゴフマン(1987 [1963])の言葉を借りれば, ジェンダー規範ゆえに, 障害をもつことが, あ

るべき自分 (virtual identity) と障害をもつ自分 (actual identity) との乖離を引き起こしスティグマとなる可能性は、男性に高いのである。そのような意味で、障害をもつ男性にとって、家族は必ずしも居心地のよい場所ではないかもしれない。また、それゆえに、家族外の組織への参加を通じて一定の社会的評価を得ることは自尊心の維持・向上に大きな意味をもつのかかもしれない。このように、障害という文脈は、ジェンダーという文脈と複雑に絡み合いながら、個人の役割経験に影響を及ぼしていると考察される。

本研究は、高齢期における障害が個人の役割経験に及ぼす影響について、ストレス論的観点から光をあててきた。今後の課題として、まず、他のライフステージにおいて、障害が役割経験の社会的文脈としてどのように作用するのかを検討することが挙げられる。高齢期に比べて、成人・中年期は、機能上の障害をもつリスクも小さく、実際に障害をもっている者の割合も小さい。一方、社会的役割という側面では、高齢期に比べて、家族・職場などで中心的な役割を担う年代である。この時期に機能上の障害をもつことは、その役割において、高齢期以上の波紋を呼ぶことが予想されるが、実際にはどうであろうか。どのような役割において、特にどういう場合に最も大きい社会的不利が生じるのか、ということを含めて検討し、明らかにすることによって、機能上の障害が社会的不利を生じるプロセスに歯止めをかけることも可能となるのではなかろうか。

次に、本研究のデータは、一時点におけるデータであるため、役割を多くもつものほどメンタルヘルスがよい、という因果関係を確定するには不十分であり、その検討が要請される。一時点におけるデータでは、メンタルヘルスがよい者ほど、役割を内外に保有する選択効果の可能性を排除できない。この点について、今後の時系列データを用いた検討が必要である。

三つ目の課題として、多様な障害において本研究の成果を検討することが求められる。本研究は機能上の障害の有無という観点から障害の影響を考察したが、障害といってもその内容は多岐にわたる。社会的文脈としての障害をより詳しく考察するには、たとえば、障害の程度や、障害が熟知されているものかどうか、障害が目を引きくものかどうか (visibility) といったことが、どのように役割経験に影響を及ぼしているか、つぶさに検討する必要がある。この際も、社会的役割経験に着目することによって、障害を持つ者自身の内面状況から、社会的不利のありようを映し出すストレス論的アプローチの有効性はいうまでもない。

障害者のおかれている生活状況を実証的に明らかにする研究、とりわけ全国調査を用いた研究は、まだまだ希少である。この領域において、社会学的知見の果たし得る役割は小さくない。そしてまた同時に、この領域は社会学の発展にとっても大きな可能性を秘めている。近年、社会学の領域においては、女性・高齢者など、従来の研究の対象から除外されてきたものを対象としてとりこんだ研究が、理論の発展に寄与するものとして期待されている。障害者は、女性・高齢者と同様、伝統的 sociology の研究対象からはともすれば除外されてきた対

象であるが、女性や高齢者を対象としてとりこんだ研究に比して、障害者を対象としてとりこんだ研究は、実証的・理論的研究ともに未だ圧倒的に希少である。障害者を対象とする研究の発展は、この意味において、社会学の発展においても大きく寄与するものと期待される。

付記 本稿で用いたデータは、Inter-University Consortium for Political and Social Research (ICPSR), Ann Arbor, MIから提供いただいたものである。

注①この意味で、本研究における障害定義は、日本の法律で障害と規定されているものとは異なる。障害定義は、国によって大きく異なるが、日本の法律における障害者定義は、国際的にみて制限列挙的で狭いことが知られている。

#### 引用文献

- Baruch, Grace K. and Rosalind C. Barnett. 1987. "Role Quality and Psychological Well-Being." Pp.63-73 in *Spouse, Parent, Worker: On Gender and Multiple Roles* edited by Faye J. Crosby. New Haven: Yale University Press.
- デュルケム, エミール, 1985 [1897], 『自殺論』 中公文庫.
- ゴフマン, アーヴィング, 1987 [1963], 『ステイグマの社会学』 せりか書房.
- 稲葉昭英, 1991, 「ディストレスの社会的文脈」『家族社会学研究』3: 61-71.
- 菊澤佐江子, 2001a, 「男女にみるエイジング・役割累積・ディストレス—社会的文脈としてのライフステージ—」, 『社会学評論』
- 一, 2001b, 「自己報告ディストレス尺度構造の日米比較～NFR, NSFHを用いて～」, 『家族社会学研究』12(2): 247-259.
- Kleck, Robert, Hiroshi Ono, and Albert H. Hastorf, 1966, "The Effects of Physical Deviance Upon Face to Face Interaction." *Human Relations*, 19 (November):425-436.
- 厚生省, 1996, 『身体障害者・児実態調査結果の概要』
- 厚生省大臣官房統計情報部, 1995, 『国民生活基礎調査』
- 厚生労働省, 『平成13年 厚生労働白書』, ぎょうせい
- マーフィー, ロバート, 1997 [1987], 『ボディ・サイレント』, 新宿書房.
- Menaghan, Elizabeth G., 1989, "Role Changes and Psychological Well-being: Variations in Effects by Gender and Role Repertoire," *Social Forces* 67 (3): 693-714.
- パーソンズ, タルコット, 1974 [1951], 『社会体系論』 青木書店.
- Pearlin, Leonard, 1989, "The Sociological Study of Stress," *Journal of Health and Social Behavior* 30: 241-56
- Rushing, Beth, Christian Ritter, Russell P. D. Burton. 1992. "Race Differences in the Effects of Multiple Roles on Health: Longitudinal Evidence From a National Sample of Older Men." *Journal of Health and Social Behavior* 33 (June):126-139.
- Siebert, Sam D., 1974, "Toward a Theory of Role Accumulation," *American Sociological Review* 39: 567-78.
- Thoits, Peggy, 1986, "Multiple Identities: Examining Gender and Marital Status Differences in Distress," *American Sociological Review* 51: 258-72.
- 一, 1987, "Negotiating Roles," Faye J. Crosby ed., *Spouse, Parent Worker: On Gender and Multiple Roles*, New Haven: Yale University Press, 11-22.

Zahan, Margaret A., 1973, "Incapacity, Impotence and Invisible Impairment: Their Effects Upon Interpersonal Relations", *Journal of Health and Social Behavior* 14 (June):115-123.

## Disability and Social Roles in Old Age

Saeko KIKUZAWA

Many studies of multiple roles and distress have been conducted on the social contexts that affect role-distress relationships. While the social contexts such as gender, age, and race have been often explored, few studies explored disability as a social context. How does the disability, as a social context, affect the relationship between roles and mental health? Using the Japanese data from National Survey of Japanese Elderly, this study examines how the association between multiple roles and distress varies between those with disability and those without disability and thus explores the effect of disability as a social context on the association.

The results of GLS analyses show that the number of role holdings is smaller for those with disability. The disabled are less likely to have children, grandchildren, work, friend, and community organization membership. Moreover, a series of regression analyses show that the association between multiple roles and distress is much smaller for those with disability. But the results are not always consistent for men and women. Multiple roles do benefit mental health of women with disability, although the benefit is smaller than the benefit for women without disability. On the other hand, multiple roles have no effect for the men with disability. Similarly, the results for individual roles are not consistent for men and women. The results for women show that the disabled women with children are significantly less distressed than the disabled women without children, while such effect of having children is not observed for the women without disability. On the other hand, the results for men show that being married and having children significantly decrease distress, only if they do not have disability. Only the involvement with community organization significantly benefits mental health of the men with disability.