

Working Paper Series (J)

No.32

障害者手帳保有者本人の社会生活
—第2回「生活と支え合いに関する調査」
— 個票データを用いた個人単位の分析—

The Lives in Society of Persons with Registered Disabilities:
Analysis of the Individual Microdata of the Second
National Survey on Social Security and People's Life in Japan

2020年10月

http://www.ipss.go.jp/publication/j/WP/IPSS_WPJ32.pdf



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3 日比谷国際ビル 6階

<http://www.ipss.go.jp>

本ワーキング・ペーパーの内容は全て執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

障害者手帳保有者本人の社会生活

—第2回「生活と支え合いに関する調査」個票データを用いた個人単位の分析—

榊原賢二郎(国立社会保障・人口問題研究所)

1 はじめに

障害者本人の生活状況を統計的に分析することは、障害者施策の基礎資料ともなる重要な課題である。しかし一口に障害者といってもその状況は種別や年齢など多様であり、社会問題としての障害を一段深く考察するためには、そうした多様性を考慮した分析が必要である。すなわち、各種障害を有する人々と非障害者の年齢等の条件を統制した上で、障害種別ごとの社会生活への影響を分析することが課題となる。本稿では障害者手帳種別に着目し、公的統計の個票データを用いた多変量解析を行なった。

障害者に特化した調査としては、周知の通り「平成28年生活のしづらさなどに関する調査」(厚生労働省社会・援護局障害保健福祉部 2018)がある。同調査によれば、障害者手帳保有者の日中の過ごし方(複数回答)のうち、65歳未満1,776名中就業中の者は、正職員12.1%、正職員以外15.5%、自営業4.0%であった。障害者手帳種別ごとの正職員・正職員以外・自営業の割合は、身体障害者手帳保有者で16.8%、14.7%、5.8%、療育手帳保有者で7.3%、12.7%、1.0%、精神障害者保健福祉手帳保有者で9.1%、18.2%、3.6%となっている。正職員の方が正職員以外を上回るのは身体障害のみであり、障害種別による差異が示唆されている。また、障害者手帳保有者の同居者(複数回答)は、65歳未満1,776名中、配偶者・親・子供・一人暮らしがそれぞれ32.8%、65.6%、19.0%、11.4%であった。手帳種別ごとに見ると、身体障害者手帳保有者では52.1%、48.6%、29.9%、12.2%、療育手帳保有者では4.3%、92.0%、3.1%、3.0%、精神障害者保健福祉手帳保有者では27.1%、67.8%、15.5%、18.6%と、特に療育手帳保有者において親との同居が顕著であり、配偶者や子供と同居している人や一人暮らししている人は極めて少ない。

また田中(2020)は、知的障害者家族の状況について、スノーボール式に有意抽出を行い、家計調査を実施した。成人で分析対象となった107件のうち、家族同居(+福祉作業所通所)は68件、グループホーム(+福祉作業所通所)は25件、一般就労(+家族同居)は14件であった。回答者は知的障害者の母親・父親となっており、回答者がきょうだいや配偶者、職員の者は除外されているため、家族同居は親元同居でもありと考えられる。家族同居は107件中82件、約76.64%ということになる。田中は、知的障害者の本人収入だけでは生活が厳しいことが、離家を阻害していると論じた。

これらの調査は、障害者の生活状況を知る重要な手がかりとなり、非常に有意義である。しかし統計資料として見ると、障害者の生活状況を非障害者と比較することができないと

いう欠点がある。療育手帳保有者の親との同居割合が極めて高いことはおそらく疑問の余地がないが、身体障害者手帳保有者の数値はどう解釈すれば良いのか、それは障害者手帳非保有者より高いのか否かは、このデータだけでは分からない。別調査と比較するにしても、調査設計の違いなどから、完全に比較可能とは限らない。障害者と健常者を共に含む調査データがあるのが望ましく、また障害者数を考慮すると大規模な調査データが必要となる。

加えて田中の調査は、スノーボール式であることに限界がある。障害のように統計的知見が多くはない領域では、有意抽出であっても量的調査をする意義は十分ある。ただ、無作為抽出によるデータが利用できるのであれば分析すべきである。

海外でも障害者の社会生活、特に経済状況の調査・分析は様々になされている。しかしそれらは概ね、障害を種別に分解し、年齢・性別・教育背景などを統制した多変量解析ではない。例えば Mizunoya and Mitra (2013)は、世界 69 カ国で行なわれた世界健康調査(WHS)から 15 の発展途上国・中進国を取り上げ、そのうち 9 カ国で障害者の就労率が非障害者より有意に低いことを見出した。ここでの「障害」は、見ることや動き回ることなど 4 種類および 8 種類の活動の困難の有無によって測定される。これらを「障害種別」として扱うことも可能であろうが、論文では単に障害有無と単一/重複障害が分析されるのみである。

McKnight (2014)は、追跡調査である英国世帯パネル調査(BHPS、標本数 9000 件前後)と横断調査である富・資産調査(WAS、標本数 5 万件前後)を基に、障害と資産の関連を分析した。これらの調査に盛り込まれた障害尺度は、BHPS では健康状態によって日中活動や仕事が制限されている人、WAS では活動を制限する永続的な病気や障害を持つ人を意味する。ここでも障害種別の分析はなされていない。

アメリカでは、障害者差別禁止法である ADA(アメリカ障害者法)が障害者雇用に与えた影響が統計によって議論された。労働が制限されていると回答された人を障害者とする Acemoglu and Angrist (2001)に対し、Kruse and Schur (2003)は、健康状態により労働できないわけではないが機能制限があるといったように、機能制限や労働制限、障害給付の有無などの様々な障害尺度を検討した。ただこれらは、障害有無の境界に関するもので、障害内部の多様性を分析するには至っていない。

OECD (2009)は、障害者が非障害者より 2 倍前後失業しやすいとした。種別に関しては、精神疾患を他の種別と比較して、精神疾患患者の就労率が障害者の中でも更に低いことを指摘しているものの、記述統計に止まっており、年齢等を統制しているわけではない。

以上は障害と労働・所得との関係を巡る議論であったが、こと日本の文脈では、障害者と家族の関係が問題となった。親が障害者を抱え込むことの問題性が指摘され、障害者の親からの独立が目指された(横塚 1970→2010)。このいわゆる脱家族の背景として、岡原(1995)は、近代家族の愛情規範と日本社会の独立の規範の弱さにより、障害児の親が障害児を囲い込むに至ると論じた。土屋(2002)も、介助・扶養を担う家族という家族規範が、障害者に抑圧的に働くことを指摘した。中根(2006, 151)は知的障害者家族に即して、親密な他者を支えようとする「ケアへ向かう力」の存在を指摘し、これがケアの社会化への違和感に結びつ

いていると指摘した。染谷(2019)は、「規範」よりも具体的な諸要因(他者が、本人が訴えない体調の変化を察したり、歯磨きのようなケアを丁寧にしたりできるかという不安など)を指摘し、迷いつつ本人の自立を先延ばししている親の姿を描いている。先述の田中(2020)は、障害者総合支援法以前の家計調査を基に、障害者家族におけるケア関係に加えて貧困の観点の重要性を指摘した。

このように日本の障害者家族が、ケアや分配を中心とする福祉機能を期待されたり引き受けたりする様子が、主に質的研究から描き出されてきた。この状況が続いているのであれば、統計上、障害者の親元居住が多いと予想される。実際先述の「生活のしづらさなどに関する調査」や田中の調査からもそれは示唆されているが、健常者との比較および諸属性の統制を行ない、障害種別ごとに分解した場合、どのような結果となるのかは明らかではない。

障害種別と社会生活の状況の多変量解析を行なうためには、まず障害種別の情報を有し、障害者・健常者を含む人口ベースの調査であり、更に標本数が大きい無作為調査が必要である。そうした調査として、本稿では2017年に実施された「第2回生活と支え合いに関する調査」(国立社会保障・人口問題研究所 INT)を用いる。同調査には2017年から障害者手帳に関する設問が加えられた。同調査を巡っては、既に泉田・黒田(2019)が世帯単位の分析を行っており、障害者手帳保有者がいる世帯の生活状況を明らかにしている。そこでは例えば、障害者手帳保有者がいる世帯ではない世帯に比べて、可処分所得が第1分位および第1~3分位に属する割合が高く、金銭の不足で食料および衣料が買えなかった経験がある世帯が多いなどの知見が得られている。こうした成果を踏まえつつ、本稿では同じ障害者手帳変数を用いて、その保有者本人に即した個人単位の分析を行なう。すなわち障害者手帳を持つ個人が、持たない個人に比べてどの程度の就労機会や所得、家族形成の機会やコミュニティ参加機会などを享受しているかを明らかにすることが本稿の課題となる。

II 対象と方法

本稿の分析対象は、国立社会保障・人口問題研究所が2017年に実施した第2回「生活と支え合いに関する調査」の個票データである。同調査は、平成29年国民生活基礎調査で全国を対象に設けられた1,106地区から300地区を無作為に選び、そこに居住する世帯主・18歳以上の個人を調査対象としている。同調査の調査票は、世帯全体の情報に関わる世帯票と、18歳以上の各世帯員の情報に関わる個人票で構成される。世帯票は配布16,341票に対し有効票10,369票(有効回収率63.5%)であり、個人票は配布26,383票に対し有効票19,800票(有効回収率75.0%)であった。統計法32条に基づき、課室内利用手続きを行なった。世帯票・個人票を世帯票番号・世帯員番号で結合して分析した。個人票に対応する世帯票が存在しない場合、性別もしくは生年が合致しない回答、障害者手帳有無が欠損している回答は分析から除外した。こうした処理を行なっているため、公表されている世帯票・個人票の数と本稿の集計表の総数は異なる。

本稿では世帯票問 12(7)の障害者手帳の有無・種類(身体障害者手帳、療育手帳、精神障害者保健福祉手帳)を分析に用いる。障害の尺度は複数ありうる。その中で、障害者手帳変数には国際比較不可能であるという短所がある。しかし、日本の障害者施策の対象層に近いこと、診断・認定手続きにより多少とも他者の観点が入ること、福祉行政報告例により真値の目安が分かること、そして障害種別に分けた集計が可能であることなどの長所がある。こうした理由により、本稿では障害者手帳有無を分析する。

前節で述べたように、本稿の分析では障害者手帳の種別まで考慮した分析を行なう。障害の中には重複障害もあるため、身体障害者手帳・療育手帳・精神障害者保健福祉手帳と分けて集計すると、同じ人を2度以上算入することになる(泉田・黒田 2019)。他方、多変量解析では、より積極的に種別の情報を用いることも可能である。例えば、各種障害者手帳を持つことの影響が、重複障害者では合算されるようなモデルを考えれば良い。こうした観点から、本稿の多変量解析では、種別を別個の変数として投入したモデルを主に検討する。

障害の多様性には、種別のほかに重度性がある。障害者手帳では、等級が重度性を表している。身体障害者手帳では1級(重度)から7級(身体障害者福祉法施行規則、昭和二十五年厚生省令第十五号)、精神障害者保健福祉手帳では1級から3級(平成七年九月一二日健医発第一、一三三号)、療育手帳は地域によって表記が異なり、A・B(・C)、A1・A2・B1・B2、1度～4度などの分類がある(READ 2011)。本稿でも重度障害についての集計を部分的に行なっている。障害者控除制度における「特別障害者」(国税庁 2020)の範囲を踏まえて、身体障害者手帳1・2級・精神障害者保健福祉手帳1級・療育手帳A(1・2)、1度・2度を重度障害として集計した。

ただし重度性に関する分析は、本稿では十分行なえていない。当該調査は本人回答が原則になっている。病気や介護が必要な状態により、本人が記入できない場合には、基本的に回答が得られないことになる。

このことは、本稿のような分析に二つの仕方で影響しうる。第一に回答者の脱落である。知的障害者・視覚障害者・上肢障害者などは、質問票に回答・記入することに困難を覚える場合があり、ろう者・聴覚障害者についても、調査員との間でコミュニケーションがうまくいかないことがある。こうした障壁により、障害者(特に重度者)本人が回答できない場合が考えられる。本稿の分析は、本人回答を原則とする調査に回答した障害者手帳保有者であるという点は留意を要する。第二に、本人回答として得られた回答の一部が実際は代理回答である可能性もある。例えば同調査では、知的障害者(重度を含む)の回答も一定数得られているが、その一部は、本人の状況を伝えるために家族が記入したということも考えられる。ただし代理回答であっても、同居有無や婚姻状態などの客観的なことならについての情報を分析することは問題が少ない(本人の考えを聞く主観的な項目では問題が大きくなる)。以上を考慮すると、特に重度性の分析は脱落の問題が大きいことが予想されるため、本稿では副次的な扱いに止める。種別の分析もそうした制約は一定程度受けるものの、軽度者・重度者を統合するため、制約は限定的であると想定し、こちらを中心とする。

障害者の労働参加等の分析を行なうため、年齢の上限を64歳に設定する。分析の中心は、共変量を統制した回帰分析(線形回帰・ロジスティック回帰等)である。ロジスティック回帰においては、通常用最尤推定法ではなく、罰則付き最尤推定法(Firth法)(Firth, 1993)を用いた。これは対象者における各種障害者の比率が低いことへの対応である。特に、ある項目に関しては、特定の種別の障害者手帳を持つ全ての人が該当する(しない)という「準完全分離」およびそれに近い状態が生じた。この場合、通常用最尤推定法では、推定値がプラスマイナス無限大となり、関連の方向性や有意性を判定することができない。こうした状況では、通常用最尤推定法に修正を加えた上記の方法が有効であるとされている(Heinze 2006; Agresti 2013, 237)。Firth法を実行するために、Stataの拡張パッケージfirthlogitコマンド(Coveney 2008)を用いた。Firth法によるロジスティック回帰モデルの擬似決定係数はfirthfit (Staudt, 2016)で算出し、McFadden R^2 を示す。

集計表・モデルに用いる変数については、無回答・非該当を含むケースを各集計表・モデルから除外した。欠損値処理以外に、以下のような変数の処理を行なっている。可処分所得は1万円を加えて自然対数変換した。ただし、可処分所得無しという回答が一定数存在するため、対数変換後も通常線形回帰を適用することは必ずしも適切ではない。そこで、被説明変数が0を下限とするトービットモデルと、就労中の回答者に限定した線形回帰モデルを適用した。

教育背景(個人票問18)については、卒業した学校とし、「その他」(専門学校等)は高校とカテゴリーを併合した。就労有無、配偶者有無、勤め先での呼称が正規であるかどうかは二値化した。先月の労働日数、先週の労働時間、職業種別、自営/被雇用者の別、勤務先での呼称が正規、勤務先規模に関しては、現在就労中の人への質問である。個人の剥奪指標の項目(保険加入、仕事用スーツ、携帯電話、年1回の旅行、自由に使えるお金)については、剥奪項目としての扱いに倣い、記述統計量においては、「必要でない」を除外して金銭的理由によるものを集計した。ロジスティック回帰分析では該当有無に二値化して分析した。集団への参加状況(自治会・町内会、ボランティア・NPO、宗教団体、PTA・保護者会、趣味の会・スポーツクラブ、職場内の会、同じ学校出身者の会)については、全体に占める「参加したいができない」の割合を示している。自治会・町内会参加有無のロジスティック回帰分析では、参加(「1年以上前から参加している」「この1年以内に新たに参加するようになった」)/不参加(「参加したいができない」「参加する予定はない」)に二値化した。「参加したいができない」が、参加の意思があるもののそれが叶わないという点で、問題の存在を示唆するのはもちろんのことであるが、「参加する予定はない」も不参加であると言う点では共通している。実際、例えば参加することで不快な思いをするという場合には、参加「したくない」、したがって「参加する予定はない」となる可能性がある。そのため、理由を問わず参加/不参加のパターンを分析することにも意味がある。

以上で述べた通り、本稿では障害と社会生活の関連を、障害種別にまで分解して分析する。障害種別ごとの出現率は非常に小さいため、大規模標本がないと障害種別と生活状況の有

意な関連を検出することは難しい。必要標本数を割り出すため、本稿では最後に検定力分析を行なう。二値変数 x が0と1を取る割合が $r:1$ であるとする。被説明変数が1となる割合が $x=0$ の時 P_0 、 $x=1$ の時 P_1 とし、 $\bar{P} = (rP_0 + P_1)/(r + 1)$ とする。 P_1 は、 P_0 と対数オッズ比 β が与えられた時 $P_1 = e^\beta P_0 / (1 - P_0 + e^\beta P_0)$ で求められる。この一つの説明変数と被説明変数の間の関連を、一定の検出力を以て検出するために必要な標本数 N の目安は以下の式で求められる(Fleiss et al. 2003=2009, 64)。

$$N = (r + 1) \frac{m'}{4} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{2(r + 1)}{m'r|P_1 - P_0|}} \right)^2 \quad (1)$$

$$m' = \frac{\left(z_{1-\alpha} \sqrt{(r + 1)\bar{P}(1 - \bar{P})} + z_{1-\theta} \sqrt{P_0(1 - P_0) + rP_1(1 - P_1)} \right)^2}{r(P_1 - P_0)^2} \quad (2)$$

ここで α は有意水準、 $1 - \theta$ は検出力、 z_{1-p} は標準正規分布の上側 $100p\%$ 点である。 $z_{1-\theta}$ の項は、検出力に関する片側検定を前提としている。この式で障害種別ごとの出現率を踏まえた r を設定し、必要標本数を算出する。なお、多変量ロジットモデルの場合、 x を被説明変数、それ以外のロジットモデルの共変量を説明変数とする別のロジットモデルを作る。予測確率と観測値の相関係数を ρ とした時に、 $1 - \rho^2$ で除して調整する(Hosmer et al. 2013=2017)。本稿では、目安として単変量の標本数を示す。

III 結果

世帯票と結合された個人票のうち、回答者の年齢が64歳以下であった回答は12,769件であった。このうち、世帯票と性別・出生年の対応がとれ、障害者手帳の有無について回答が得られたのは11,535件であった。

障害者手帳有無によるクロス集計は表1の通りである。身体障害者手帳・療育手帳・精神障害者保健福祉手帳のいずれか1種類以上を有する回答者は349名(3.03%)であった。この割合は、18歳以上64歳以下という年齢の範囲における結果であること(および本人回答が原則とされていたこと)に留意されたい。重複障害に関しては、身体障害者手帳・療育手帳の重複が7名、身体障害者手帳・精神障害者保健福祉手帳の重複が4名、療育手帳・精神障害者保健福祉手帳の重複が3名であった。

表 1 記述統計量および障害者手帳状況とのクロス集計(18歳以上 64歳以下)

	障害者手帳無	障害者手帳有	障害者手帳種別			障害者手帳重度
			身体	療育	精神	
性別: 女性	52.23%	38.40%	38.69%	35.29%	42.11%	33.33%
年齢(歳)	43.83 (12.73)	45.19 (12.92)	49.29 (11.87)	35.53 (12.75)	42.89 (11.40)	46.30 (13.12)
大学卒業	26.87%	13.89%	13.51%	0.00%	21.74%	9.57%
配偶者有	65.29%	35.29%	48.44%	0.00%	28.42%	40.78%
子供有	64.39%	37.12%	50.27%	3.39%	27.96%	38.30%
父親同居/存命	34.27%	62.24%	54.41%	74.29%	63.83%	50.00%
母親同居/存命	34.65%	55.41%	44.63%	72.73%	65.63%	48.44%
就労中	79.83%	51.52%	56.68%	62.50%	29.35%	43.88%
月労働日数	20.78 (4.60)	19.20 (5.35)	19.11 (5.68)	19.77 (4.89)	19.12 (4.38)	19.85 (4.86)
週労働時間数	46.55 (27.93)	38.59 (26.23)	42.32 (29.39)	29.19 (19.68)	35.48 (14.70)	44.00 (36.16)
管理・専門職	31.69%	13.75%	20.59%	0.00%	3.85%	5.13%
自営/家族従業	9.68%	6.41%	8.00%	2.94%	4.00%	2.70%
呼称: 正規	67.44%	46.51%	57.83%	23.08%	27.27%	62.50%
勤務先<300名	59.80%	64.84%	55.42%	92.00%	72.73%	64.52%
可処分所得(万円)	251.48 (392.52)	128.41 (159.75)	160.48 (185.84)	74.18 (50.46)	86.57 (111.56)	143.01 (195.43)
選挙: 行かない	15.11%	26.10%	25.13%	34.85%	24.73%	37.25%

(次頁に続く)

表 1(続き) 記述統計量および障害者手帳状況とのクロス集計(18歳以上 64歳以下)

	障害者手帳無	障害者手帳有	障害者手帳種別			障害者手帳重度
			身体	療育	精神	
剥奪(不要除く)						
保険加入	6.13%	18.93%	17.47%	14.89%	24.68%	12.20%
仕事用スーツ	2.77%	17.93%	11.11%	13.64%	38.89%	5.56%
携帯電話	0.71%	4.00%	2.40%	10.81%	3.90%	2.63%
年1回旅行	20.97%	34.74%	32.54%	17.95%	50.00%	27.69%
自由なお金	13.51%	19.73%	19.19%	3.77%	27.91%	16.67%
集団参加不可能						
自治会・町内会	5.84%	6.52%	7.14%	4.76%	6.82%	7.45%
ボランティア等	9.93%	9.26%	10.38%	6.15%	9.20%	13.54%
宗教団体	1.33%	3.41%	4.89%	3.17%	0.00%	3.16%
PTA・保護者会	3.22%	2.22%	2.22%	1.61%	2.35%	1.06%
趣味の会等	14.51%	10.33%	12.90%	4.69%	7.78%	6.25%
職場内の会	4.99%	3.73%	3.85%	3.13%	3.45%	2.11%
同じ学校出身者	9.65%	4.97%	5.46%	6.35%	3.41%	6.32%
<i>N</i>	11,186	349	199	68	95	105
有効%	96.97%	3.03%	1.73%	0.59%	0.82%	0.91%

出典: 国立社会保障・人口問題研究所「生活と支え合いに関する調査」(2017年)のデータから筆者作成

手帳有無が不明な回答者は除外した。連続変数は「平均(標準偏差)」と表記した。手帳種別の集計では、複数の手帳を持つ人が、少数ではあるが重複している。

割合等は各変数の有効回答に基づくため、分母は下から2行目に記載の*N*より小さい場合がある。

「重度」は、身体障害者手帳1・2級、療育手帳A・A1・A2、1・2度、精神障害者保健福祉手帳1級を指す。

回答者の属性については、やはりまず障害者手帳種別による年齢の相違を踏まえる必要がある。ここでは64歳以下のケースのみを分析対象としているが、この範囲に限定しても、身体障害者手帳保有者の平均年齢は障害者手帳非保有者よりも5歳以上高く、療育手帳保有者は8歳以上低い。そのため、障害者手帳の有無と生活状況の関連を分析するには、年齢を統制することが欠かせない。

記述統計量からは、障害者手帳保有者とそれ以外で、性別の割合も若干異なっていることが分かる。非保有者ではわずかに女性の方が多いが、保有者ではいずれの種別においても、男性の方がやや多い。いずれかの障害者手帳の保有者と非保有者の間で χ^2 検定を行うと、少なくとも5%水準で有意差が認められた($\chi^2=25.929$, d.f. = 1, $p=0.000$)。

教育背景については、最終学校卒業後に受障した人もいると考えられるので、障害者手帳保有との間に直接的な関連があるかどうかは分からない。しかし、各種障害者手帳保有者の間で大学・大学院卒業者が少ないことから、全般的に教育面で不利な立場にあると考えられる。

労働に関しては、障害者手帳保有者の約半数は就労しているが、就業率は非保有者よりもやや低い。勤務形態の呼称が「正規」である人の割合は障害者手帳保有者で全般的に低く、療育手帳・精神障害者保健福祉手帳保有者では著しく低い。可処分所得も同様である。

家族のあり方についても、障害者手帳保有者とそれ以外で相違が見られる。障害者手帳保有者の間では、現在結婚している人の割合は少なく、特に療育手帳保有者ではいなかった。子供がいる人も類似の傾向が見られる。一方で親と同居している人の割合は高く、回答中の療育手帳保有者では7割以上が親と同居しているという結果であった。

個人剥奪指標に関しては、療育手帳保有者で、年1回旅行・自由なお金が障害者手帳非保有者平均を下回ったほかは、全般的に障害者手帳非保有者平均を上回った。個人的剥奪指標に関しては、金銭的理由で享受できないのか、そもそも不要であると考えているのかが区別されているが、「金銭的理由」をあげた人の割合では、精神障害者保健福祉手帳保有者の数値が特に高い(携帯電話を除く)。

各種組織・団体に「参加したいができない」とした割合については、一貫した傾向は見られない。ただ、「参加する予定はない」を含めた不参加全体を分析することも重要である。後の多変量解析では、町内会・自治会への参加/不参加に関するロジットモデルを検討する。

以上を踏まえた上で、記述統計量において見られた傾向が、年齢や性別等の基本属性を統制した上でなお確認されるかどうか問題となる。多変量解析の結果を示したのが表2である。

表2 回帰分析(18歳以上64歳以下)

	就労中(種別) ロジット	就労中(軽重) ロジット	呼称: 正規 ロジット	対数所得 トービット	対数所得就労 線形回帰	自治会参加 ロジット
性別: 女性	-1.125 ** (0.055)	-1.128 ** (0.055)	-1.948 ** (0.062)	-1.783 ** (0.049)	-0.926 ** (0.027)	0.233 ** (0.043)
年齢(歳)	-0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.043 ** (0.002)	0.023 ** (0.002)	0.014 ** (0.001)	0.050 ** (0.002)
年齢(歳) 2乗	-0.004 ** (0.000)	-0.004 ** (0.000)	-0.002 ** (0.000)	-0.003 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)
教育背景(卒業) (ref. 高校)						
小学・中学	-0.470 ** (0.099)	-0.473 ** (0.098)	-0.440 ** (0.136)	-0.765 ** (0.105)	-0.187 ** (0.061)	-0.255 ** (0.091)
短大・高専	-0.036 (0.075)	-0.039 (0.074)	0.057 (0.082)	-0.011 (0.076)	0.024 (0.042)	0.136 * (0.063)
大学・大学院	0.330 ** (0.066)	0.317 ** (0.066)	0.509 ** (0.068)	0.541 ** (0.056)	0.351 ** (0.030)	0.006 (0.049)
障害者手帳: 身体	-1.212 ** (0.168)		-0.408 (0.260)	-1.078 ** (0.187)	-0.261 * (0.116)	-0.408 * (0.165)
障害者手帳: 療育	-0.642 * (0.322)		-2.248 ** (0.510)	-0.237 (0.371)	-0.845 ** (0.209)	-0.583 (0.360)
障害者手帳: 精神	-2.712 ** (0.250)		-2.538 ** (0.506)	-2.088 ** (0.269)	-0.797 ** (0.237)	-1.104 ** (0.281)
障害者手帳: 重度		-1.945 ** (0.234)				
障害者手帳: 軽度		-1.446 ** (0.149)				
定数	2.736 ** (0.062)	2.734 ** (0.062)	1.954 ** (0.063)	5.590 ** (0.049)	5.776 ** (0.025)	-0.284 ** (0.042)
$R^2/McFadden$	0.132	0.129	0.188	0.052	0.202	0.078
F/χ^2	1234.64 **	1218.39 **	1322.01 **	2379.30 **	228.27 **	930.55 **
N (打ち切り)	11,197	11,197	7,445	10,417 (1,919)	8,109	11,045

(次頁に続く)

表 2(続き) 回帰分析(18 歳以上 64 歳以下)

	配偶者有 ロジット	子供有無 ロジット	父親同居 ロジット	母親同居 ロジット	保険加入 ロジット	携帯電話有 ロジット
性別: 女性	0.126 ** (0.047)	0.544 ** (0.049)	-0.537 ** (0.061)	-0.603 ** (0.053)	-0.156 * (0.062)	0.128 (0.122)
年齢(歳)	0.066 ** (0.002)	0.083 ** (0.002)	-0.035 ** (0.003)	-0.042 ** (0.002)	0.024 ** (0.003)	-0.054 ** (0.005)
年齢(歳) 2 乗	-0.004 ** (0.000)	-0.003 ** (0.000)	0.003 ** (0.000)	0.003 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.001 (0.000)
教育背景(卒業) (ref. 高校)						
小学・中学	-0.087 (0.096)	0.321 ** (0.106)	0.017 (0.141)	-0.085 (0.123)	-1.009 ** (0.100)	-0.935 ** (0.165)
短大・高専	0.350 ** (0.074)	0.029 (0.075)	-0.038 (0.094)	0.006 (0.081)	0.167 (0.104)	0.443 * (0.219)
大学・大学院	0.335 ** (0.054)	0.000 (0.054)	-0.278 ** (0.067)	-0.310 ** (0.059)	0.052 (0.075)	0.429 ** (0.164)
障害者手帳: 身体	-0.996 ** (0.161)	-1.067 ** (0.169)	0.900 ** (0.265)	0.517 * (0.201)	-1.051 ** (0.181)	-1.258 ** (0.244)
障害者手帳: 療育	-5.087 ** (1.427)	-3.335 ** (0.667)	1.167 ** (0.429)	1.387 ** (0.403)	-0.704 * (0.319)	-3.478 ** (0.321)
障害者手帳: 精神	-1.688 ** (0.242)	-1.753 ** (0.250)	1.277 ** (0.321)	1.402 ** (0.278)	-1.446 ** (0.228)	-2.215 ** (0.288)
定数	1.060 ** (0.045)	0.809 ** (0.045)	-0.999 ** (0.057)	-0.878 ** (0.050)	2.393 ** (0.064)	3.878 ** (0.125)
<i>McFadden</i>	0.194	0.222	0.132	0.142	0.046	0.123
χ^2	1849.90 **	2120.85 **	868.63 **	1161.98 **	385.87 **	352.15 **
<i>N</i>	11,301	11,052	6,302	8,274	11,204	11,268

出典: 国立社会保障・人口問題研究所「生活と支え合いに関する調査」(2017 年)のデータから筆者作成

**: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$ 。ロジットモデルは Firth 法で推定し、係数を表示。線形回帰では非標準化係数。

年齢は中心化して(平均値 44.00 歳を差し引いて)投入している。対数可処分所得は、可処分所得に 1 万円を加えて自然対数変換したものの。

自治会参加: 自治会・町内会に参加(1 年以上前・1 年以内を含む)

「重度」は、身体障害者手帳 1・2 級、療育手帳 A・A1・A2、1・2 度、精神障害者保健福祉手帳 1 級を指す。

まず、職業・経済面での分析としては、就労状態、呼称正規、可処分所得を多変量解析した。就労状態に関して、障害種別を説明変数に含むモデルでは、性別・年齢(2次式)・教育背景を統制しても、各種障害者手帳を保有する人の間で就労している人が有意に少ない傾向が読み取れる。勤め先の呼称が正規であるか否かについては、身体障害者手帳保有の関連が有意ではない一方で、療育手帳・精神障害者保健福祉手帳保有者の間で正規雇用が有意に少ない。

所得を見ると、まず全体を対象としたトービットモデルでは、療育手帳保有の関連が有意ではない。しかし、就労中の人を対象を限定した線形回帰モデルでは、療育手帳保有者の所得は有意に低い。指数をとると、身体・療育・精神の障害者手帳保有者の可処分所得は非保有者に比べて0.770倍、0.429倍、0.451倍となる。

就労状態については障害者手帳の重度・軽度を説明変数に含めたモデルも推定した。重度・軽度いずれにしても、手帳保有者の就労オッズは有意に低いが、重度の障害者手帳保有の方が、推定された就労オッズがより低いことが分かる。

対象者の平均年齢(44.00歳)と高校卒業(該当者が多いため)を前提として予測確率を求めた。手帳非保有者・身体・療育・精神の手帳保有者の順に、予測された確率を示す。以下本稿で示す予測値は、特定のモデルを前提とした点推定値である。予測値は係数の推定値の意味をより明らかにするための参考であり、各種障害者手帳保有の関連性や有意性に関しては係数を参照されたい。就労中の確率は、男性で93.91%・82.11%・89.03%・50.61%、女性で83.36%・59.85%・72.49%・24.97%であった。特に精神の手帳保有者での下押し傾向が示唆されている。

他方正規雇用の確率は、男性で87.58%・82.42%・42.70%・35.79%、女性で50.13%・40.06%・9.60%・7.36%であった。療育手帳・精神障害者保健福祉手帳保有者での正規雇用の少なさが示唆されている。

就労中の人所得の予測値も算出した。男性で321.39万円・247.27万円・137.45万円・144.34万円、女性で126.71万円・97.35万円・53.84万円・56.57万円であった。障害者手帳非保有者に比べて各種手帳保有者、とりわけ療育手帳と精神障害者保健福祉手帳保有者の所得が低位にあることが分かる。

障害以外の属性の関連も明らかである。女性を個人として見た時、男性に比べて就労オッズ・正規雇用オッズ・個人の可処分所得が有意に低い。また、教育背景について、小学校・中学校卒業者は高校卒業者に比べて、就労オッズ・正規雇用オッズ・可処分所得が有意に低く、逆に大学・大学院卒業者は有意に高いことが分かる。

次に障害者手帳保有者の家族関係について見る。配偶者有無については、療育手帳保有と婚姻状態の間で準完全分離が生じるので、通常のロジスティック回帰では推定できないが、Firth法による推定では有意な極めて強い関連が見出される。関連の強さは異なるが、身体障害者手帳・精神障害者保健福祉手帳保有者においても有意な負の関連が見られる。これは子供の有無に関しても同様である。

逆に父親同居・母親同居に関しては、各種障害者手帳保有者において同居のオッズが有意に高い。精神障害者保健福祉手帳・療育手帳保有者のオッズが高い。

対象者の平均年齢と高校卒業を前提とした配偶者有の予測確率は、手帳非保有者・身体・療育・精神の手帳保有者の順に、男性で 74.26%・51.58%・1.75%・34.79%、女性で 76.59%・54.71%・1.98%・37.70%であった。また子供有の予測確率は、男性 69.18%・43.57%・7.40%・28.01%、女性 79.45%・57.08%・12.10%・40.13%であった。各種手帳保有者、とりわけ療育手帳と精神障害者保健福祉手帳保有者において低い。

父親との同居確率は、男性で 26.91%・47.52%・54.18%・56.90%、女性で 17.70%・34.60%・40.86%・43.55%であった。母親との同居確率は、男性で 29.37%・41.07%・62.46%・62.81%、女性で 18.54%・27.62%・47.66%・48.04%であった。こちらは各種手帳保有者、とりわけ療育手帳と精神障害者保健福祉手帳保有者において高い。

以上の他、自治会・町内会参加有無のロジットモデルを見ると、身体障害者手帳・精神障害者保健福祉手帳保有者において有意に低い。保険加入・携帯電話所有については、いずれの障害種別でも係数が負である。

最後に、(1)(2)式を用いて必要標本数を求め、表 3 に示した。有意水準 0.05、検出力 0.8 とし、療育手帳保有者の割合に近い 0.6%を取り、 $r = 0.994 \div 0.006$ と設定した。表 3 の中で、特に着目するのは下半分であり、これは手帳非保有者の半数以下しか経験していない事柄が、保有者ではより多く経験されていることに相当する。逆に、手帳非保有者の半数超が経験している事柄が、保有者ではより少なくしか経験されていないことについては、 P_0 を $1 - P_0$ に、対数オッズ比 β を $-\beta$ に読み替えることで、この下半分と同じ数値となる(例: $P_0=0.8$ 、 $\beta=-0.9$ の必要標本数は、 $P_0=0.2$ 、 $\beta=0.9$ の必要標本数と等しい)。表からは、例えば $P_0 = 0.1$ の時、対数オッズ比 1.0 の大きな効果を検出するためには 8,176 件が必要であることが分かる。今回の分析対象 11,000 件超では、 P_0 が 0.2 から 0.5 の範囲で、対数オッズ比 0.7 程度の効果を検出できることが分かる(検出力 0.8、有意水準 0.05)。ただし、多変量ロジットモデルの場合は、独立変数と共変量の相関が高い場合、より多くの標本数が必要となる。

表 3 二値単変量モデルの必要標本数($r = 0.994 \div 0.006$)

β	P_0				
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
-1.0	22,289	11,346	7,780	6,089	5,193
-0.9	25,833	13,248	9,160	7,235	6,234
-0.8	30,673	15,855	11,058	8,819	7,681
-0.7	37,560	19,580	13,782	11,104	9,778
-0.6	47,899	25,195	17,908	14,580	12,988
-0.5	64,583	34,299	24,630	20,274	18,273
-0.4	94,429	50,664	36,775	30,618	27,933
-0.3	156,998	85,150	62,510	52,664	48,643
0.3	114,848	67,368	53,478	48,712	48,643
0.4	62,363	37,135	29,904	27,612	27,933
0.5	38,547	23,315	19,051	17,833	18,273
0.6	25,868	15,901	13,188	12,515	12,988
0.7	18,377	11,487	9,672	9,305	9,778
0.8	13,614	8,659	7,403	7,220	7,681
0.9	10,416	6,744	5,856	5,790	6,234
1.0	8,176	5,392	4,756	4,766	5,193

出典: Fleiss et al. (2003=2009)を基に筆者作成。

ロジットモデルに適用可能であるが、 2×2 分割表から導出されている。

P_0 は説明変数が0の時被説明変数が1となる割合であり、 β は対数オッズ比である。

有意水準 0.05、検出力 0.8 に設定した。検出力に関する片側検定を前提として算出した。

数値は小数点以下を切り上げている。

$P_0 > 0.5$ の時は、 (β, P_0) を $(-\beta, 1 - P_0)$ に読み替える。

IV 考察

各種障害者手帳保有者の社会生活は、年齢や性別といった基本属性を統制しても、全般的に見て有意に非保有者よりも不利な状況にあると言える。しかし、障害者手帳保有の就業・経済状況への影響は、障害者手帳種別間でその態様・程度が異なっている。身体障害者手帳保有者は、就労状態で有意に不利(障害者手帳非保有者に対して)であるが、就労中の人については、正規雇用であるか否かという点では、本調査の標本数においては、有意に不利ではない。所得面では有意に不利であるが、他の障害種別よりはその程度は比較的小さい。療育手帳保有者は、就労中という回答は障害者手帳種別の中では多いものの、正規雇用の割合および所得は顕著に不利な状況にある。就労の割合が他の種別より高いというのは、平成28年生活のしづらさなどに関する調査結果と合致しないが、就労支援等を含んでいる可能性がある。精神障害者保健福祉手帳保有者は、いずれにおいても有意に不利であった。こうして、障害者手帳種別に分解した分析が、障害者手帳保有者の社会生活を踏み込んで分析するに当たって重要な意義を有することが示された。

本調査には、経済的不利の帰結と考えられた個人剥奪項目が組み込まれている。今回はそのうち保険加入と携帯電話所有を分析したが、いずれにおいても各種障害者手帳保有者は不利な状況にある。踏み込んで言えば、障害者手帳保有者が保険を通じたセーフティネットおよび情報化社会に包摂されていないことが示唆されている。今回の分析では理由の如何を問わずに該否を分析しているため、例えばアクセシビリティの問題で携帯電話を持っていないなども含まれる。障害者がどれだけ各種生活機会を享受しているかという観点からはこの方が実態を表していると考えられる。

障害者手帳保有の家族関係への影響は、障害者手帳種別間で大きく見れば共通の傾向が見出されるものの、その程度は著しく異なっており、やはり障害種別の分析の有効性を示している。全般的に言えば、障害者手帳保有者は非保有者に比べ、身体・療育・精神のいずれの種別においても、離家し自らの独立した世帯を持つ機会が少ない。この結果からは、日本の障害者手帳保有者が依然として「脱家族」を十分には達成し得ていない状況が浮かび上がってくる。種別間の相違を見ると、身体障害者手帳保有と家族関係との関連は他と比較すれば弱いものの、やはり有意で無視しえない関連がある。知的・精神の手帳保有は、親との同居の確率の高さや、自ら配偶者・子供を持つ確率の低さが著しい。

障害者手帳保有者を支える関係性としては、家族以外に地域の共助も考えられる。しかし、その「地域」の一指標として自治会・町内会への参加状況を見たところ、むしろそうしたネットワークに障害者手帳保有者が参加できていないことが読み取れる。身体障害者手帳・精神障害者保健福祉手帳保有者は自治会への参加機会が有意に低い。仮に自治会・町内会に共助の基礎としての機能が期待されているとするならば、支援が必要な人がまずもって共助のネットワークから外れていることになる。

こうして本稿では、手帳種別の社会生活への有意な関連を多く見出すことができた。それが可能であったのは、生活と支え合いに関する調査の規模が大きかったこと、および種別の中で最も少ない療育手帳保有者が、障害者手帳非保有者に比べて、著しく諸機会を剥奪されていたからである。検定力分析の結果からは、今回分析したデータが、標準的な検出力の目安を満たすぎりぎりの線上にあることが分かる。全体の標本数が更に増えれば検出力は上がるが、それ以外に本人回答の原則は再検討の余地があろう。

V 結論

本稿では、障害者手帳保有と社会生活の関連を多変量解析によって分析した。障害者手帳種別を分けても、有意な関連性が検出できたことにより、障害種別ごとに程度や様相が異なる不利の経験を捉えることができた。生活と支え合い調査に障害者手帳有無が組み込まれたのは2017年が初めてであったが、このことが障害研究に持つ意義は非常に大きい。

今回はまず、障害者手帳保有者と非保有者の間にある、年齢や性別等の差をモデルによって統制することで、障害者手帳保有が社会生活とどの程度関連するかを検討した。今回の分析は、障害者手帳保有者が経済的に顕著に不利な状況にあり、離家の機会も十分持っていないことを明確に示している。他方、例えば可処分所得が親との同居や婚姻などの機会に与える影響を分析するといったことはできていない。単純に所得をモデルに投入するというだけでは、所得も障害者手帳や諸属性の影響を受けていることを踏まえていないため不正確になるおそれがある。より複雑な分析を可能にするモデルの使用も検討する必要がある。

今後の生活と支え合いに関する調査に期待されることとしては、回答方法に関する整備と受障年齢の設問の追加が挙げられる。本人回答を原則とすることによって、障害者手帳保有者の中で回答への支援や代理回答を必要とする人の情報は脱落するおそれがある。可能な限り本人回答を依頼することは引き続き原則としつつも、回答補助や代理回答も可能とし、回答方法についての質問を設けることが考えられる。

また、受障年齢の設問を追加することによって、障害と不利の因果関係により近づくことができる。障害が先天的か、中途でもどの年代のものかによって結果の解釈は変わってくる。本調査は基本的には横断調査であるが、受障年齢のような過去質問を加えることで因果推論がある程度可能になる。これらに加えて、国際的な障害変数と障害者手帳保有を比較することも興味深い課題である。今後、同調査を基にした障害統計が更に発展することが望まれる。

文献

- 泉田信行・黒田有志弥(2019)「障害者手帳保有者の世帯の生活状況について」『社会保障研究』4(3): 311-322。
- 岡原正幸(1995)「制度としての愛情——脱家族とは」安積純子ほか著『生の技法——家と施設を出て暮らす障害者の社会学』増補改訂版、藤原書店。
- 厚生労働省社会・援護局障害保健福祉部(2018)「平成28年生活のしづらさなどに関する調査(全国在宅障害児・者等実態調査)結果」2020年8月24日取得、
https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/seikatsu_chousa_c_h28.pdf
- 国税庁(2020)「障害者控除」2020年9月14日取得、
<https://www.nta.go.jp/taxes/shiraberu/taxanswer/shotoku/1160.htm>。
- 国立社会保障・人口問題研究所(INT)「生活と支え合いに関する調査」2020年9月5日取得、<http://www.ipss.go.jp/ss-seikatsu/j/2017/seikatsu2017.asp>。
- 染谷莉奈子(2019)「何が知的障害者と親を離れ難くするのか——障害者総合支援法以降における高齢期知的障害者家族」榊原賢二郎編著『障害社会学という視座——社会モデルから社会学的反省へ』新曜社。
- 田中智子(2020)『知的障害者家族の貧困——家族に依存するケア』法律文化社。
- 土屋葉(2002)『障害者家族を生きる』勁草書房。
- 中根成寿(2006)『知的障害者家族の臨床社会学——社会と家族でケアを分有するために』明石書店。
- 横塚晃一(1970→2010)「脳性マヒ者の親子関係について」『母よ！ 殺すな』第二版、生活書院。
- Acemoglu D. and Angrist J.D. (2001) “Consequences of Employment Protection? The Case of the Americans with Disabilities Act” *Journal of Political Economy* 109(5): 915-957.
- Agresti, A. (2013) *Categorical Data Analysis*, 3rd ed., Hoboken, N.J.: Wiley.
- Coveney, J. (2008) “FIRTHLOGIT: Stata Module to Calculate Bias Reduction in Logistic Regression” Statistical Software Components S456948, Boston College Department of Economics, Revised 25 Jul 2015.
- Firth, D. (1993) “Bias Reduction of Maximum Likelihood Estimates” *Biometrika* 80(1): 27-38.
- Fleiss, J.L., Levin, B. and Paik, M.C. (2003) *Statistical Methods for Rates and Proportions*, Third Edition. = (2009) Fleiss 愛好会訳『計数データの統計学』アーム。
- Heinze, G. (2006) “A Comparative Investigation of Methods for Logistic Regression with Separated or Nearly Separated Data” *Statistics in Medicine* 25: 4216-4226.

- Hosmer, D.W., Lemeshow, S. and Sturdivant, R.X. (2013) *Applied Logistic Regression*, Third Edition. = (2017) 宮岡悦良監訳『データ解析のためのロジスティック回帰モデル』共立出版。
- Kruse D. and Schur L. (2003) “Employment of People with Disabilities Following the ADA” *Industrial Relations* 42(1): 31-66.
- McKnight, A. (2014) “Disabled People’s Financial Histories: Uncovering the Disability Wealth-Penalty” *CASE Papers* 181, Centre for Analysis of Social Exclusion, The London School of Economics and Political Science, London, UK. <http://eprints.lse.ac.uk/58041/> .
- Mizunoya, S. and Mitra, S. (2013) “Is There a Disability Gap in Employment Rates in Developing Countries?” *World Development* 42: 28-43.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development), Directorate for Employment, Labour and Social Affairs (2009) “Sickness, Disability and Work: Keeping on Track in the Economic Downturn” Background Paper. Retrieved September 14, 2020, <http://www.oecd.org/els/emp/42699911.pdf> .
- READ (2011) 「療育手帳について」 2020年9月14日取得、http://www.rease.e.u-tokyo.ac.jp/read/jp/archive/statistics/statistics_criterion.html.