

社会的ステイグマ化と社会保障アクセスの関係*

井上さくら^a

要約

本研究は、ステイグマと障害者の社会保障制度へのアクセスとの関係を解明することを目的に、実証分析と経済実験を用いて分析を行った。実証分析では、松井（2011）を複数年データによる固定効果モデルのパネルデータ分析を用いて再現し、一般知的水準や障害の重さなどが障害者手帳の取得に与える影響を分析した。経済実験では、保障受給が公開される状況では障害者保障制度へのアクセスがステイグマを構築すると仮定し、Friedrichsen et al. (2017) の実験デザインに基づき、その影響を受給可能者の決定方法や収入規模などの条件で比較した。

結論は以下の通りである。実証分析の結果、一般知的水準と中軽度障害者数に統計的に有意な正の関係がみられた。実験では保障受給が公開される状況や受給可能者の決定が能力に基づくときでは、そうでないときに比べて保障へのアクセスは減少した。しかし、収入の差による保障の受け取りの差については統計的に有意な差異が得られなかった。

JEL 分類番号： C91, I38

キーワード：実験経済学、ステイグマ、社会保障制度

* なお、本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

^a 立命館大学経済学部経済学科 ec1093vk@ed.ritsumei.ac.jp

1. イントロダクション

本稿は、障害者¹の差別や偏見に関連する「ステイグマ」に着目し、経済学的視点から実証分析と経済学実験の手法を用いてステイグマと障害者の社会保障制度へのアクセスの関係を解明することを目的とする。Goffman（石黒訳、2001）は、ステイグマを「人の信頼/面目を失わせるような働きのある属性や、すでに持っているステレオタイプと不調和な属性」(pp.15-16)と定義しており、障害者という属性はこれに該当するといえる。

松井（2011）は、知的障害者の福祉手帳（以下、手帳）取得に着目し、ステイグマが公衆に知られる状況（以下、社会的ステイグマ化）の影響が所得等と関係し、特に重度障害者より中軽度障害者に強く表れる可能性を指摘した。ただし、分析は単年度かつ保障制度改革前のものである。本研究では、複数年度データを用い、再現性と時系列的傾向を確認する。

また、Friedrichsen et al. (2017) は実験により、社会的ステイグマ化の下では、そうでないときよりも社会保障の受給率が 30%低下することを示した。本研究では、彼らの実験を拡張し、能力による収入差が再配分の受け取り意思に与える影響を検証する。

2. 実証分析

本研究では、障害者権利条約批准後の 2014～2019 年データを用い、知的障害者の手帳取得数と経済変数の関係を検証する。被説明変数を人口 1 万人当たりの手帳ベースの重度・中軽度知的障害者数とし、説明変数を所得、高齢者比率、世帯人員、社会増加率、大学進学率とする。都道府県の固有効果をとった一元配置固定効果モデルを用いた。

表 1 に結果を示す。2006 年の単年度データを用いて分析を行った松井（2011）と異なり、重度・中軽度とともに所得と手帳取得数に関連がみられない。これは、2006 年当時と比較して、制度改正により中軽度障害者にも手帳取得のインセンティブが広がったためと考えられる。一方、中軽度障害者の大学進学率は 10%有意で正となり、教育水準の高い地域ほど手帳取得数が多いことが示された。これは、教育水準の上昇が障害者への偏見を弱め、ステイグマの影響を緩和していることを示唆する。

以上から二点が考察できる。第一に、2006 年と比べ、重度・中軽度とともに手帳取得数と所得の関連は確認されず、制度改正や社会的理解の進展により社会的ステイグマ化の影響が変化した可能性がある。第二に、大学進学率で表される一般知的水準と手帳取得数に正の関連がみられた。これは教育水準の向上が偏見を弱め、2006 年とは逆の関係性をもたらしたと考えられる。

¹ 障害者の記述方法については「障がい者」や「障碍者」などがあるが、本稿では特段の理由がない限り「障害者」と記述する。

表 1 知的障害者の程度別手帳取得数と経済変数の関係

| | 人口 1 万人あたりの 重度知的障害者数 | | 人口 1 万人あたりの 中軽度知的障害者数 | |
|------------------|-------------------------|--------|--------------------------|----------|
| | 係数 | t 値 | 係数 | t 値 |
| 1 人あたりの県民所得 (千円) | -0.001 | -0.35 | -0.001 | -0.48 |
| 65 歳以上人口比率 (%) | 0.145 | 4.41** | 2.326 | 6.95*** |
| 世帯平均人員 (人) | 2.945 | -1.43 | -22.613 | -3.32*** |
| 社会増加率 (%) | 0.554 | 0.32 | 0.060 | 0.05 |
| 大学進学率 (%) | 0.047 | 0.96 | 0.203 | 1.86* |
| 定数項 | 10.560 | 1.82** | 24.890 | 1.02 |

$$R^2 = 1.00$$

$$R^2 = 0.99$$

注 : ***1%水準, **5%水準, *10%水準, 手帳ベースの障害者数を被説明変数とした, 固定効果モデルのパネルデータ分析. データ出典: 厚生労働省 (2014~2019a), 厚生労働省 (2014~2019b), 総務省 (2014~2019), 総務省統計局 (2014~2019a), 総務省統計局 (2014~2019b), 内閣府 (2024~2019), 文部科学省 (2014~2019)

3. 実験研究

Friedrichsen et al. (2017) の実験を基に, 能力による収入差が再配分の受け取り意思に与える影響を検証できるよう, 再配分を受け取る立場を 1 つから 2 つに拡張した. 本実験では, 受給が公開か非公開かという被験者内比較と, 収入差を表すランクをクイズの得点またはランダムで決定する被験者間比較を組み合わせて設計した.

3.1. 実験の実施・実験デザイン

2024 年 10 月 21 日から 2024 年 11 月 8 日にかけて, 3 大学の学部生・大学院生 125 名を対象に実験を実施した. 所要時間は約 25~35 分で, 報酬は獲得ポイントを 10 倍した額に参加費 100 円を加え, Amazon ギフトカードで支払った.

実験は o-Tree (Chen et al., 2016) を用い, 5 人 1 グループで行った.

ステップ 1: ここではクイズとランクの決定が行われた. 参加者は 5 分間クイズに回答する. ランク (1~3) は得点に基づいて決定する条件 (point) と, ランダムで決定する条件 (random) があり, 参加者は自分の条件を理解したうえでクイズに回答した. なお, この時点では参加者には自身のクイズの正答数, ランク, 暫定ポイントは知らせなかった.

ステップ 2: ランク 2・3 を「社会的弱者」とし, 参加者はその立場にある場合に再配分を受けるか意思決定した. このとき参加者に表 2 を提示した. 再配分の受け取り方について, 参加者が立ち上がって実験者の元まで「再配分受け取りカード」²を取りに行く公開条件 (P) と, 画面上の操作のみを行う非公開条件 (N) を設定した.

² 5cm×10cm の紙の中央に「再配分受け取りカード」と書き, 一回り大きな黄色の画用紙に張り付けたものを用意した.

表2 再配分受け取り有無とランクごとの最終獲得ポイント

| ランク 2 受け取り | ランク 3 受け取り | ランク 1 最終獲得ポイント | ランク 2 最終獲得ポイント | ランク 3 最終獲得ポイント |
|---------------|---------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| ○ | ○ | 7 (-3) | 6 (+3) | 6 (+6) |
| ○ | × | 9 (-1) | 6 (+3) | 0 (±0) |
| × | ○ | 8 (-2) | 3 (±0) | 6 (+6) |
| × | × | 10 (±0) | 3 (±0) | 0 (±0) |

ステップ3：参加者にランクを通知し、ステップ2に基づき再配分を実行した。

受け取り条件が公開(P)か非公開(N)かのみを変化させ、ステップ1～3を2回繰り返した。1回目が公開(PN条件:pointPN, randomPN)か、非公開(NP条件:pointNP, randomNP)かに分けて分析した。

3.2. 仮説

先行研究に基づき立てた本実験における仮説は以下のとおりである。

【仮説1】受け取りが公開されるとき、非公開のときより保障の受け取り意思が少ない。

【仮説2】公開時では、ランクが得点に基づくとき、ランダムに基づくときより保障の受け取り意思が少ない。

【仮説3】公開時では、ランク2はランク3より保障の受け取り意思が少ない。

3.3. 実験結果

サンプルサイズは処理ごとにpointPNが35, pointNPが35, randomPNが20, randomNPが35である。表3に回別のクイズの得点と再配分の受け取り意思の平均と分散を示す。再配分の受け取り意思について、受け取りを希望する場合を1、受け取らない場合を0とする。

実験結果から、公開時は非公開時より受給意思が小さく、ランクが得点に基づく方がランダムよりも小さい傾向が確認された。また、ランク2よりランク3の方が比較的受け取り意思の平均値は大きくなっている。

3.2.で提示した仮説について、t検定（有意水準5%）を用いて仮説検証する。

【仮説1】

全処理で、ランク2とランク3での再配分受け取り意思を足し合わせた値を公開時と非公開時で別々に算出し、参加者毎の公開時の値と非公開時の値の差分について検定を行った。1標本t検定の結果、p値<0.001 (<0.05) で帰無仮説は棄却された。この結果から、公

開時は非公開時より受け取り意思が有意に低いことがわかる。

表 3 実験結果 (平均・分散)

| | 公開 クイズ 得点 | 非公開 クイズ 得点 | 公開 受け取り意 思 (ランク 2) | 非公開 受け取り意 思 (ランク 2) | 公開 受け取り意 思 (ランク 3) | 非公開 受け取り意 思 (ランク 3) |
|----------|-----------------|------------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| pointPN | 2.89 (3.16) | 3.94 (7.29) | 0.54 (0.26) | 0.74 (0.20) | 0.57 (0.25) | 0.71 (0.21) |
| pointNP | 4.29 (5.09) | 3.26 (3.37) | 0.31 (0.22) | 0.80 (0.16) | 0.37 (0.24) | 0.86 (0.13) |
| randomPN | 3.25 (7.88) | 4.40 (14.25) | 0.75 (0.20) | 0.80 (0.17) | 0.85 (0.13) | 0.70 (0.22) |
| randomNP | 4.34 (8.17) | 3.54 (5.49) | 0.46 (0.26) | 0.71 (0.21) | 0.49 (0.26) | 0.89 (0.10) |
| point | 3.59 (4.57) | 3.60 (5.37) | 0.43 (0.25) | 0.77 (0.18) | 0.47 (0.25) | 0.79 (0.17) |
| random | 3.95 (8.20) | 3.85 (8.65) | 0.56 (0.25) | 0.75 (0.19) | 0.62 (0.24) | 0.82 (0.15) |
| 全体 | 3.74 (6.14) | 3.71 (6.77) | 0.49 (0.25) | 0.76 (0.18) | 0.54 (0.25) | 0.80 (0.16) |

注：括弧内の数字は分散を表す point は pointPN と pointNP のデータを合算した値で、 random は randomPN と randomNP のデータを合算した値である 全体は全処理のデータを合計した値である。

【仮説 2】

point と random の両処理における、公開時のランク 2 とランク 3 の再配分受け取り意思の値を参加者毎に足し合わせた値について検定を行った。ウェルチの片側 t 検定の結果、p 値 = 0.040 (<0.05) で帰無仮説は棄却された。この結果から、得点に基づくランクの方がランダムより受け取り意思は有意に小さいことがわかる。

【仮説 3】

point における公開時の参加者毎のランク 2 の受け取り意思からランク 3 の値を引いた値について検定を行った。1 標本 t 検定の結果、ランクがポイントに基づく場合のみでは、p 値 = 0.160 (>0.05) であり、全体のデータでも p 値 = 0.111 (>0.05) であった。いずれも有意水準より小さいため帰無仮説は棄却されなかった。したがってランク間で、受け取り意思に有意差は認められないことがわかる。

3.4. 考察

以上より、障害者保障制度へのアクセスが公開されること、社会的ステイグマ化が発生する要因となる。また、それが能力評価に基づく場合、社会的ステイグマ化を補強する。し

かし、保障額の差は主要因とは言えない。これは障害者保障制度のように基準から離れた人に限定するシステムは、制度へのアクセス自体がスティグマとなることを示している。そして、所得や受給額の差は主要な決定要因ではなく、これは実証分析の結果とも整合的である。

4. 総括

本稿では、スティグマと社会保障制度の関係を実証分析と経済実験から検証した。実証分析では、中軽度障害者において一般知的水準が高いほど手帳取得数が増加することが示され、教育水準の向上がスティグマの軽減に寄与する可能性が示唆された。経済実験では、保障受け取りが公開され、かつ能力に基づく場合、スティグマ化によりアクセスが抑制されることが確認された。一方、収入差の影響については有意な差が認められなかった。

今後の課題としては、実証分析のデータが2019年までに限定されていること、説明変数の選択肢が先行研究に依拠していること、また実験設計においてランク間の収入差や重度障害者の特性を十分考慮していない点が挙げられる。今後は、最新データの利用や変数の再検討、実験設計を再度見直し、さらに進んだ分析をしていきたい。

引用文献

- Chen, D.L., M. Schonger. and C. Wickens, 2016. oTree—An open-source platform for laboratory, online, and field experiments. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 9, 88-97.
- Erving, G., 1990. Stigma: Notes on the Management of Spoiled Identity, Penguin. (=2001年, 石黒毅訳『スティグマの社会学——烙印を押されたアイデンティティ』せりか書房)
- Friedrichsen, J., T. König, and R. Schmacker, 2017. Welfare Stigma in the Lab: Evidence of Social Signaling. CESinfo WORKING PAPERS 6519 pp.1-37.
- 厚生労働省, 2014~2019a. 福祉行政報告例. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/38-1a.html>
- 厚生労働省, 2014~2019b. 人口動態調査. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1a.html>
- 松井彰彦, 2011. 「ふつう」の人の国の障害者就労. 松井彰彦・川島聰・長瀬修, 障害を問い合わせ直す, 2011. 東洋経済新報社, pp.165-194
- 内閣府, 2014~2019. 県民経済計算.
https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html
- 総務省, 2014~2019. 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数.
https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/daityo/jinkou_jinkoudoutai-setaisuu.html
- 総務省統計局, 2014~2019a. 人口推計. <https://www.stat.go.jp/data/jinsui/>
- 総務省統計局, 2014~2019b. 統計でみる都道府県のすがた.
<https://www.stat.go.jp/data/ssds/index.html>