

# 医療経済研究

Vol.34 No.2  
2022

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌

## 巻頭言

- 人にやさしい社会と経済活力 ..... 今中 雄一 49

## 特別寄稿

- 医療経済領域における部分識別研究の進展 ..... 奥村 綱雄 51
- 精神障害者雇用の急速な進展と賃金構造の変化：  
Blinder-Oaxaca 分解に基づく検証 ..... 山田 篤裕 荒木 宏子 69

## 研究ノート

- 薬剤師の判断による薬剤費削減方法の提案  
—メトホルミン塩酸塩錠を例として— ..... 石村 淳 加藤 葵 瀧沢 裕輔 88

- 第 17 回研究大会基調講演・シンポジウム報告 ..... 96

- 第 18 回研究大会のご案内（第 1 報） ..... 145

- Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy  
ご投稿のお願い ..... 146

- 投稿規定・執筆要領 ..... 147



# 医療経済研究

Vol.34 No.2 2022



## 卷頭言

# 人にやさしい社会と経済活力

京都大学 大学院医学研究科  
今中 雄一

我が国では、人口減少が進み、高齢化も進み、社会保障や医療の財政が次第に逼迫していくことは明白である。その上、気候変動のもと、健康に大きな影響を及ぼす自然災害は頻度も強度も増加している。こうなってくると、社会の仕組みとしてレジリエンスを増し人々の健康を守ること、医療システムにおいてはその質と効率性を一層向上させることが、益々重要となってくる。

この時代の流れの中で COVID-19 パンデミックが生じ、人々の健康に、経済に、悪影響を及ぼした。医療システムにも大きな負荷をかけ、初期の感染拡大期には、多くの病院の診療報酬収入は存続不能レベルに落ち込んだが、補助金等の手当てもあり経営崩壊を免れた。補助金等の手当ては、医療界はその一部にすぎず、世の中で広く重要な役割を果たした。その主たる財源は公債であり、2020 年度に跳ね上がり、国的一般会計では歳入の約 3 倍規模の公債を発行するに至っている。その後も補助金等が重要な役割を果たしている。人々の受療行動にも変化は明らかであり、従来の診療報酬制度のもとでは、ポストコロナの医療経営のあり方は大きく変わらざるを得ない。

そして、COVID-19 のいくつかの大波に対し、保健所・衛生行政と医療機関との連携が強化される面もあったが、受け入れ病床や重症患者病床の確保、検査体制の確保、宿泊療養施設の施設・確保、自宅待機者の健康管理など、激変するニーズへの新たなケア体制の構築・対応が迫られた。その中で以下の課題が顕在化してきたといえよう。

- 必要に応じたより効率的な健康管理、受診、診療が可能ではないか。
  - 保健医療介護の施設の間や行政との協働・連携をより充実でないか。
  - 医療を含め、人々の健康を守る地域のシステム全体のマネジメントを行うしくみが必要ではないか。
- 医療界は今後もいくつかの荒波を乗り越えていくことになる。

一方で、人々の健康は、社会や生活の環境によるところが大きく、医療に支えられる部分はごく一部に過ぎない。超高齢社会が進み、元気な高齢者の活動も重要化していくだろうが、脆弱な人々も増えていくことが見込まれる。認知症や MCI も大きく増えていくことが見込まれている。

このように人口減少・超高齢化の進む中で、人々が潜在力を解き放ち、社会活動、経済活動が活性化することが一層求められる。社会経済活動が活発化する社会とは、安心、安寧が基盤となり、人々の健康・ウェルビーイングを実現する社会環境づくりをより明示的に目指す社会ではないか。それは、認知症にやさしい社会であり、弱い立場の人にやさしい社会であり、全世代の多様な人々に敬意が払われるやさしい

社会である。そして、これが基盤となって、多様性・包摂性、社会参加、生活・活動支援、コミュニケーション、教育、医療・介護・年金など社会保障、データ活用、交通・建造・生活環境、自然環境など互いに連関する多側面が、人々進展した社会づくりが進むことにより、人々の潜在力を解き放ち、社会経済活動が活性化されていくのであろう。

ちなみに、幸福度（国連 SDSN による）、SDGs 達成度（SDSN）、世界競争力（IMD）の 2022 年度世界ランキングは、フィンランド 1 位、1 位、8 位；デンマーク 2 位、3 位、1 位；日本 54 位、19 位、34 位である。

人々の幸せに貢献する「医療経済学」の発展を祈る。

## 特別寄稿

# 医療経済領域における部分識別研究の進展

奥村 綱雄\*

## 第1節 はじめに

近年、医療経済学及び医療統計学の領域において、新しい計量分析の方法である「部分識別(Partial Identification)」を用いた実証研究が増大している。部分識別は、1989年にManski現ノースウエスタン大学経済学部教授によって、データに欠損値が存在する場合のデータの平均値を分析する方法として開発され、その後、彼を中心に、主に経済学の因果効果、処置効果や政策効果の新規の識別方法及び推定方法として、発展してきた。近年は、経済学だけでなく、医療経済学、保健衛生学、医療政策、政治学、社会学、経営学、教育学、犯罪学等に応用され、その有用性が注目されている。

本稿は、部分識別の医療経済学、医療統計学への応用研究を紹介し、部分識別の方法を、基本的な考え方から、その理論的な展開が分かるよう、ステップバイステップで説明していく。

部分識別の嚆矢の論文である Manski (1989) は、米国ミネアポリス市でホームレスの人々が半年後に住居を得ている確率(割合)を求めようとした。しかし、対象者の一部は追跡できずにデータから欠落した「欠損値問題(attrition, missing)」に直面した。このような問題に対して計量経済学

では「欠損値(追跡不能のホームレス)は観測値(そこに留まったホームレス)と同様のふるまいをする」という missing at random (ランダムな欠損) の仮定を課して分析することが慣わしあったが、Manski 教授はそれに疑問を持ち、欠損値に何も仮定しなければ、観測値のみから対象者の住居率について何が識別できるかを考えた。その結果、住居率は入りうる区間(バウンド, bounds)として識別されることを見出した。つまり、対象パラメータは、部分的に識別(部分識別)された。この欠損値問題は、本稿の第2節の「新型コロナの罹患率やワクチン接種率の欠損値問題」に直ちに応用される。

さらに、Manski 教授は、Manski (1990)において、欠損値問題の部分識別を発展させ、原因と結果の関係(因果効果、処置効果)を識別(部分識別)する全く新しい方法を考案した。例えば、患者がある治療を処置される(原因)ことによる生存率への効果(結果)を識別する問題を考えよう。原因と結果の因果効果は、「患者全員が治療を処置されない状態から治療を処置された状態に変わったときに平均生存率がどれだけ変わるか」である。「患者全員が治療を処置された状態での平均生存率」を求めるには、治療を実際に処置された患者の生存率だけでなく、「治療を処置されなかった患者が、もし治療を処置されていた場合の生存率」が必要である。我々は、治療を処置された患者の生存率と治療を処置されなかつた

\* 横浜国立大学経済学部長

(経過観察の) 患者の生存率をデータで観測できる。しかし、「治療を処置されなかった患者がもし治療を処置されていた場合の生存率」は、仮想的な変数であるので、観測されず、欠損値となる。同様に、「患者全員が治療を処置されない状態での平均生存率」を求めるには、治療を実際に処置されなかった患者の生存率だけでなく、「治療を処置された患者が、もし治療を処置されていなかった場合の生存率」が必要であるが、それは観測されず、欠損値となる。以上の結果から、「患者全員が治療を処置されない状態から治療を処置された状態に変わったときに平均生存率がどれだけ変わるか」は識別できない。この例のように、原因と結果の因果効果（処置効果）を識別しようとするとき、「因果効果はデータだけからでは識別できない」という「識別問題」に直面する。この識別問題は、観測データを用いるすべての実証研究分野において根本問題として存在してきた。

Manski (1990) は、因果効果の識別問題が存在する場合でも、Manski (1989) で発見した欠損値の部分識別を発展させることにより、関数や誤差項に何も仮定しなくてもデータのみから、因果効果を入りうる区間（バウンド）として識別することに成功した。そしてそれを、部分識別 (Partial Identification) と名付けた。<sup>注1</sup>

Manski 教授はこの結果を進展させて、多くの研究者が同意するような「信頼できる弱い仮定」を課したとき、欠損値や因果効果の識別バウンドがどのように狭まるかを示した。課す仮定を多く、強くすると、より狭いバウンド（最終的には点識別の結果）が得られる。しかしその一方で、信頼性が弱い仮定が課されると、その識別結果の信頼性も弱まっていく。部分識別法により、対象とする問題ごとに、識別されたバウンドの幅から判断される仮定の持つ識別力と、経済学等の学術

的知見から判断される仮定の信頼性を比較して、そのバランスを考えながら、どの仮定を課すべきなのかを判断できるようになった。これは、伝統的な計量経済学が、強い仮定の下で処置効果を点識別することから出発して、課される仮定を少しずつ弱めながら処置効果を識別してきたのとは真逆の考え方である。以上の処置効果（因果効果）の部分識別の方法は、第 3 節の「カテーテル治療の死亡率への効果：因果効果・処置効果の識別」や第 4 節の「レニン反応ごとに 6 種類の降圧薬の効果を部分識別する：処置変数と結果変数の欠損値問題」において説明される。

Manski 教授は、さらに部分識別の方法を発展させ、「処置効果についてバウンドでしかわからないときに、意思決定者はどの処置を選択すればよいか」という意志決定問題を研究した。信頼できる弱い仮定の下で、処置効果はデータからバウンドとして識別されるが、そのバウンドの中に処置効果が正である領域と負である領域の両方が含まれていれば、その処置を行るべきか止めるべきかの判別ができなくなる。この問題に対して Manski 教授は、統計的決定理論で用いられる①期待厚生基準、②マキシミン基準、③ミニマックス・リグレット基準の各意思決定基準を持つ意思決定者が、それぞれ、どのように処置を選択するかを研究した。その結果、それぞれの意思決定基準により異なる処置が選択されることを示し、それぞれの結果の長所と短所の双方を明らかにした。具体的には、期待厚生基準は処置効果の主観的期待確率が正しいときのみ良い選択であり、マキシミン基準は保守的な選択である。それに対し、ミニマックス・リグレット基準は保守性と挑戦性の比較的バランスがとれた選択であることを示した。これは、第 5 節の「処置効果が部分識別される状況で、どのように処置を意思決定すべきか」で示される。第 6 節が結語となる。

本稿を読んで、関心が高まることにより、さらに専門的に学習したい読者には、部分識別を初步から応用まで理論的に解説した奥村（2018）を、部分識別を一般向けに解説したマンスキ（2020）を、部分識別の医療分野への応用を一般向けに解説した Manski（2019）をおすすめする。

## 第 2 節 新型コロナの感染率やワクチン接種率の欠損値問題

### 2.1 新型コロナの感染率と感染致死率の部分識別

新型コロナの感染率の推移を正確に知ることは、正確な状況把握とその有効な対策のために極めて重要である。しかし、PCR 等のコロナ検査を受けた人々の感染率は分かるが、検査を受けていない人々の感染率は分からない。実際には、「検査を受けていない人（欠損値）と検査を受けた人（観測値）はランダムである」という「ランダムな欠損の仮定」の下で、検査を受けていない人々の感染率と検査を受けた人々の感染率は同等と仮定して、全体の人々の感染率を求めていることが多い。

しかし、検査を受ける人は、自覚症状がある人やコロナ患者の濃厚接触者を多く含んでいるため、検査を受けていない人より感染率が高い傾向にある。

Manski and Molinari (2021) と Mullahy et al. (2021) は、検査を受けていない人も含む全体の人々における新型コロナの累積感染率を求めた。

ある日までに、個人  $j$  がコロナ検査を受けた場合を  $v_j=1$ 、受けていない場合を  $v_j=0$  とする。そして、個人  $j$  が検査で陽性の場合を  $z_j=1$ 、陰性の場合を  $z_j=0$  とする。最後に、その日までに、個人  $j$  がコロナに感染していた場合を  $y_j=1$ 、感染し

ていない場合を  $y_j=0$  とする。

全体の人々（母数）のその日までの累積コロナ感染率  $P(y=1)$  は、全確率の公式より、

$$\begin{aligned} P(y=1) = & P(y=1|z=1, v=1)P(z=1|v=1)P(v=1) \\ & + P(y=1|z=0, v=1)P(z=0|v=1)P(v=1) \\ & + P(y=1|v=0)P(v=0) \end{aligned} \quad (1)$$

と表せる。

(1)式の項でデータから分かるのは、検査率  $P(v=1)$ 、未検査率  $P(v=0)=1-P(v=1)$ 、検査した人の陽性率  $P(z=1|v=1)$ 、検査した人の陰性率  $P(z=0|v=1)=1-P(z=1|v=1)$  である。検査の陽性的中率  $P(y=1|z=1, v=1)=1$  としよう。

分からぬ項は、検査結果は陰性であったが感染していた率  $P(y=1|z=0, v=1)$  ( $=1 - \text{陰性的中率}$ ) と検査を受けていない人の陽性率  $P(y=1|v=0)$  である。そこで、 $P(y=1|z=0, v=1)$  の下限を  $L_{01}$ 、上限を  $U_{01}$  とし、 $P(y=1|v=0)$  の下限を  $L_0$ 、上限を  $U_0$  とする。その結果、(1)式は、

$$\begin{aligned} & P(z=1|v=1)P(v=1)+L_{01}P(z=0|v=1)P(v=1)+L_0P(v=0) \\ & \leq P(y=1) \\ & \leq P(z=1|v=1)P(v=1)+U_{01}P(z=0|v=1)P(v=1) \\ & \quad + U_0P(v=0) \end{aligned} \quad (2)$$

と不等式で書ける。(2)式は、何も仮定しないときに累積コロナ感染率  $P(y=1)$  の入りうるバウンドを表している。追加的情報がなければ、 $L_{01}$  と  $L_0$  は 0、 $U_{01}$  と  $U_0$  は 1 であり、その結果、(2)式のバウンドは広くなる。

多くの研究者が同意するような「信頼できる弱い仮定」を課して、(2)式のバウンドがどのように狭まるか見てみよう。検査を受けていない人々の陽性率  $P(y=1|v=0)$  は、データがなく未知であるが、前述したように「検査を受ける人は自覚症状がある人やコロナ患者の濃厚接触者を多く含んでいるため、検査を受けていない人より感染率が

高い傾向にある」と考へてもよいであろう。よって、これを仮定しよう。すなわち、

$$P(y=1|v=0) \leq P(y=1|v=1) \quad (3)$$

を仮定する。(3)式は、Manski and Pepper (2000) が提案した「単調操作変数の仮定」である。単調操作変数の仮定とその下でのバウンドの詳しい説明は、奥村 (2018) の第3章を参照してほしい。

$P(y=1)$  の入りうるバウンド(2)式は、単調操作変数の仮定(3)式より、 $P(y=1|v=0)$  の上限  $U_0$  は、 $U_0 = P(z=1|v=1) + U_{01} \times [1 - P(z=1|v=1)]$  となる<sup>注2</sup>。一方、 $P(y=1|v=0)$  の下限には情報がないので、 $L_0 = 0$  とする。

$P(y=1|z=0, v=1)$  の下限  $L_{01}$  と上限  $U_{01}$  は、 $P(y=1|z=0, v=1) = 1 - \text{陰性的中率}$  であり、陰性的中率がその検証結果から 0.6 から 0.9 の区間に入ると考えられるので、 $L_{01}=0.1, U_{01}=0.4$  とする。

(2)式のバウンドに、 $U_0 = P(z=1|v=1) + U_{01} \times [1 - P(z=1|v=1)]$ 、 $L_0 = 0$ 、 $L_{01} = 0.1$ 、 $U_{01} = 0.4$ 、 $P(v=0) = 1 - P(v=1)$ 、 $P(z=0|v=1) = 1 - P(z=1|v=1)$  を代入し、さらに、 $P(z=1|v=1)$  と  $P(v=1)$  にデータから対応する標本確率を代入すれば、「単調処置選択の仮定」の下で、感染率  $P(y=1)$  が入りうるバウンド」の推定値を求めることができる。例えば、ニューヨーク州の 2020 年 4 月 24 日のデータから、 $P(z=1|v=1)=0.363$ 、 $P(z=0|v=1)=0.637$ 、 $P(v=1)=0.040$ 、 $P(v=0)=0.960$  を代入すると、(2)式は、

$$\begin{aligned} 0.363 \times 0.040 + 0.1 \times 0.637 \times 0.040 + 0 &= 0.017068 \leq P(y=1) \\ &\leq 0.363 \times 0.040 + 0.4 \times 0.637 \times 0.040 \\ &+ [0.363 + 0.4 \times (1 - 0.363)] \times 0.960 = 0.6178 \end{aligned} \quad (4)$$

となる。よって、2020 年 4 月 24 日のニューヨーク州の母数人口での新型コロナの累積感染率  $P(y=1)$  は、1.71% 以上、61.8% 以下の範囲にあることが分かる。

母数での新型コロナの累積感染率がバウンドで求まったので、それを基にして、母数での感染者致死率を求めよう。ある日までの新型コロナによる死亡を  $D=1$  と表す。「 $D=1 \Rightarrow y=1$ 」であるから、感染者致死率  $P(D=1|y=1)$  は、

$$P(D=1|y=1) = P(D=1, y=1) / P(y=1) = P(D=1) / P(y=1) \quad (5)$$

$P(y=1)$  のバウンド(4)式に(5)式を代入して、累積感染致死率  $P(D=1|y=1)$  のバウンドが求まる。そのバウンドに、ニューヨーク州の 2020 年 4 月 24 日での新型コロナによる累積致死率のデータ  $P(D=1)=0.00083$  を代入すると、累積感染致死率は、

$$0.001 \leq P(D=1|y=1) \leq 0.049 \quad (6)$$

となる<sup>注3</sup>。これは、報道された 4 月 24 日の感染致死率 0.059 より低い。

## 2.2 ワクチン接種率の部分識別

Mullahy et al. (2021) は、子どものワクチン接種率を入りうるバウンドで求めている。子どもがワクチンを接種したか否かのデータには、親が回答を拒否したり、調査員が調査できなかったりしたために、欠損値が多く存在し、回答率は低い。例えば、米国疾病予防センター (CDC) が 2017 年に行った調査では、回答率は 26.1% であり、回答者の中で、はしか、おたふくかぜ、風疹のワクチンの接種率は 92.0% である。このデータから、未回答者を含む子ども全体のワクチン接種率はどのように求められるだろうか？

未回答者のワクチン接種率を  $x$  とすると、子ども全体のワクチン接種率  $P(y=1)$  は、

$$P(y=1) = 0.261 \times 0.92 + 0.739 \times x \quad (7)$$

である。アンケート未回答者が回答者と同じ接種率であるという「ランダムな欠損の仮定」の下で

は、 $x=0.92$  であるから、子ども全体のワクチン接種率は、0.92 となる。

部分識別の方法で子ども全体のワクチン接種率を考えよう。アンケート未回答者のワクチン接種率  $x$  に何も仮定しなければ、 $0 \leq x \leq 1$  だから、子ども全体のワクチン接種率は、

$$0.261 \times 0.92 = 0.240 \leq P(y=1) \leq 0.261 \times 0.92 + 0.739 \times 1 = 0.979 \quad (8)$$

と、最低で 24%、最大で 97.9% と評価される。得られたバウンドは広いが、少なくとも、子ども全体のワクチン接種率は、24%未満ではありえないし、97.9%より大きいこともないということがはっきり言える。

### 第3節 カテーテル治療の死亡率への効果：因果効果・処置効果の部分識別

スワンガンツカテーテル治療（以下、カテーテル治療）による死亡率の効果を部分識別で推定する。Connors et al. (1996) は、ICU に運ばれた患者のデータを使った傾向スコアマッチング推定により、カテーテル治療は死亡率を高めると結論付けた。それに対し、Bhattacharya et al. (2012) は、同じデータを用いて、部分識別の方法で推定した結果、カテーテル治療は死亡率を引き下げる効果があることを示した。

カテーテル治療と死亡率の因果関係の推定の難しさは、カテーテル治療を受ける患者は重病であることが多く、その一方で、重病がその患者の死亡率を高めているため、重病がカテーテル治療と死亡率の共変量となっていることである。この問題に対処し、正しい因果効果を推定するため、Connors et al. (1996) は、重病と関係するいくつかの変数を共変量に選び、傾向スコアマッチング推定を行っている。それに対し、Bhattacharya

et al. (2012) は、共変量を用いず、操作変数の仮定の下での部分識別により因果効果を推定している。

ICU に入室した患者  $j$  がある一定期間に死亡した場合を  $y_j=1$ 、生存した場合を  $y_j=0$  とする。一方、患者  $j$  がカテーテル治療を受けた場合を  $z_j=1$ 、受けなかった場合を  $z_j=0$  とする。各患者  $j$  の  $(z_j, y_j)$  がデータである。次に、カテーテル治療が死亡に与える効果を関数で表す。患者が、仮にカテーテル治療を受ける場合を  $t=1$ 、受けない場合を  $t=0$  とする。そして、患者  $j$  が仮にカテーテル治療を受けて、その一定期間に死亡した場合を  $y_j(1)=1$ 、生存した場合を  $y_j(1)=0$  とする。

形式的に記述すると、患者  $j$  は関数  $y_j(\cdot)$  を持ち、それは、カテーテル治療を受けるか受けないかの処置変数（Treatment、原因変数）である  $t \in \{0, 1\}$  を、ある一定期間に死亡するか生存するかの結果変数（Outcomes）である  $y_j(t) \in \{0, 1\}$  に写す。ここで、患者  $j$  が実際にカテーテル治療を受けたか受けないかの実現処置変数を  $z_j \in \{0, 1\}$  とする。よって、観測される、ある一定期間に死亡したか生存したかの実現結果変数  $y_j \in \{0, 1\}$  は、 $y_j = y_j(z_j)$  となる。その一方で、個人  $j$  が実際に受けなかった処置変数  $t \neq z_j$  の結果変数  $y_j(t)$  は、観測されず、潜在的結果変数（Latent Outcomes）と呼ばれる。以上より、各患者の標本  $(z_j, y_j)$  が観察され、データとして得られる。我々の目的は、このデータと仮定を組み合わせて、結果変数の期待値  $E[y(t)]$ 、すなわち、カテーテル治療による死亡率  $P[y(t)=1]$  を識別し、推定することである。<sup>注4</sup>

まず、カテーテル治療の死亡率に与える効果、より一般的には、因果効果（原因と結果）や処置効果が、なぜデータからでは識別できない（分からぬ）のかを説明する。これは、識別問題と呼ばれる因果推論の根本問題である。識別問題において重要な点は、カテーテル治療を受けなかった

$z_j=0$  の患者  $j$  が生存したか死亡したかの  $y_j(0)=y_j$  はデータとして観測されるが、もしその人がカテーテル治療を受けていたとしたら、生存したか死亡したかの  $y_j(1)$  は、仮想的な潜在的結果変数であり、未実現で観測されないことである。同様に、カテーテル治療を受けた  $z_j=1$  の患者  $j$  が生存したか死亡したかの  $y_j(1)=y_j$  はデータとして観測されるが、もしその人がカテーテル治療を受けなかったとしたら、生存したか死亡したかの  $y_j(0)$  は観測されない。図 1 は、横軸に処置変数  $t$ 、縦軸に結果変数  $y_j(t)$  をとり、カテーテル治療を受けなかった患者の実際に観測される死亡率  $P[y(0)=1|z=0]$  ( $=P[y=1|z=0]=E[y(0)|z=0]$ ) を ●A で、カテーテル治療を受けた患者の実際に観測される死亡率  $P[y(1)=1|z=1]$  ( $=P[y|z=1]=E[y(1)|z=1]$ ) を ●B で表し、カテーテル治療を受けなかった患者がもしカテーテル治療を受けていた場合の仮想的な死亡率  $P[y(1)=1|z=0]$  ( $=E[y(1)|z=0]$ ) を ○C で、カテーテル治療を受けた患者がもしカテーテル治療を受けていなかった場合の仮想的な死亡率

$P[y(0)=1|z=1](=E[y(0)|z=1])$  を ○D で表している。

●は観測されるが、○は観測されない。

識別したいカテーテル治療の死亡率に与える効果は、「ICU に搬送されたすべての患者がカテーテル治療を受けることによって、死亡率がどれだけ低下するか」である。よってそれは、患者全員が治療を受けたときの死亡率  $P[y(1)=1](=E[y(1)])$  (図 1 の □E) と患者全員が治療を受けなかったときの死亡率  $P[y(0)=1](=E[y(0)])$  (図 1 の □F) の差である

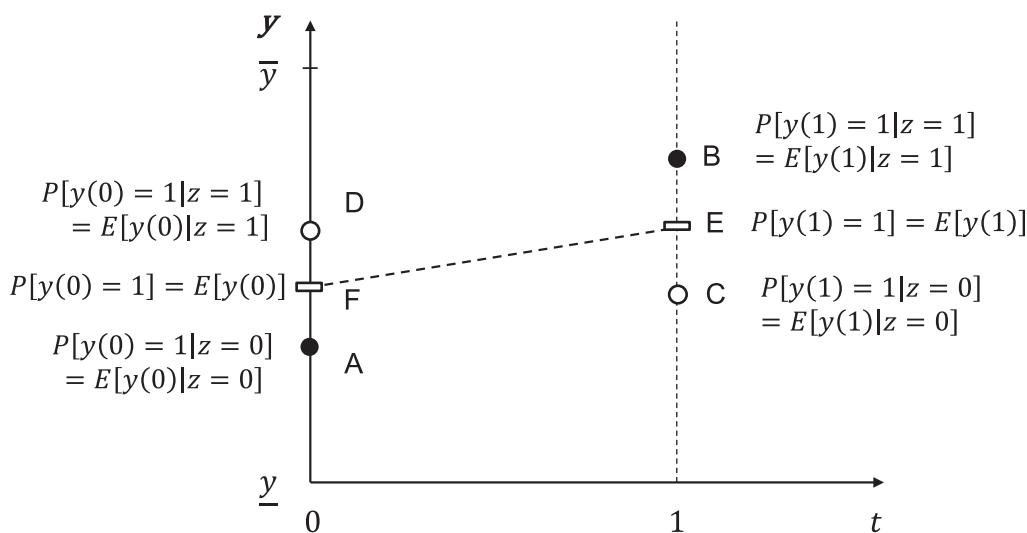
$$P[y(1)=1] - P[y(0)=1] = E[y(1)] - E[y(0)] \quad (9)$$

で表される。これを平均処置効果と呼ぶ。全確率の公式より、 $P[y(1)=1]$  は、

$$P[y(1)=1] = P[y(1)=1|z=1]P(z=1) + P[y(1)=1|z=0]P(z=0) \quad (10)$$

と書ける。つまり、患者全員が治療受けたときの死亡率  $P[y(1)=1]$  (図 1 の □E) は、実際に治療を受けた患者の死亡率  $P[y(1)=1|z=1]$  (●B) と治療を受けなかった患者がもし治療を受けていた場合

図 1 識別問題



の死亡率  $P[y(1)=1|z=0]$  ( $\bigcirc C$ ) のそれぞれの患者数比率 ( $P(z=1)$ 、 $P(z=0)$ ) で重み付けした加重平均値となる。(10)式において、 $P[y(1)=1|z=1]$  ( $\bullet B$ )、 $P(z=1)$ 、 $P(z=0)$  は観測されるが、仮想的な  $P[y(1)=1|z=0]$  ( $\bigcirc C$ ) は観測されないため、 $P[y(1)=1]$  ( $\square E$ ) は識別できない。これは、識別問題と呼ばれる因果推論における本質的な問題である。

同様に、患者全員が治療を受けなかったときの死亡率  $P[y(0)=1]$  (図 1 の  $\square F$ ) は、

$$P[y(0)=1] = P[y(0)=1|z=0]P(z=0) + P[y(0)=1|z=1]P(z=1) \quad (11)$$

と書ける。(11)式において、 $P[y(0)=1|z=0]$  ( $\bullet A$ )、 $P(z=0)$ 、 $P(z=1)$  は観測されるが、実際には治療を受けた患者がもし治療を受けていなかった場合の仮想的な死亡率  $P[y(0)=1|z=1]$  ( $\bigcirc D$ ) は観測されないため、 $P[y(0)=1]$  ( $\square F$ ) は識別できない。よって、「カテーテル治療を受けることによって死亡率がどう変化したか」である平均処置効果  $P[y(1)=1] - P[y(0)=1]$  ( $\square E$  と  $\square F$  の差) は識別できない。ここで、 $P[y(1)=1|z=1] - P[y(0)=1|z=0]$  ( $\bullet B$  と  $\bullet A$  の差、最小二乗推定値) は、実際に観測されるカテーテル治療を受けた患者の死亡率と治療を受けなかった患者の死亡率の差を表しており、識別したい平均処置効果  $P[y(1)=1] - P[y(0)=1]$  ( $\square E$  と  $\square F$  の差) と異なることに注意しよう。

Shaikh and Vytlacil (2011) と Bhattacharya et al. (2012) は、Manski (1990) が提案した操作変数の仮定の下でのバウンドを使って、 $P[y(1)=1] - P[y(0)=1]$  のバウンドを求めた。具体的には以下の通りであるが、操作変数の仮定の下でのバウンドの詳しい説明は、奥村 (2018) の第3章を参照してほしい。

患者  $j$  が ICU に入室したのが平日であれば  $v_j=1$ 、週末であれば  $v_j=0$  とする。週末に入室するより平日に入室する方がカテーテル治療を受けれる可能性が高いと考えられる。よって、

$$P[z=1|v=1] > P[z=1|v=0] \quad (12)$$

その一方で、週末に ICU に入室する患者と平日に入室する患者は、両者ともカテーテル治療を受けたとしたら死亡率は変わらないと考えられるとし、両者ともカテーテル治療を受けなければ死亡率は変わらないと考えられるので、 $v_j$  は以下の操作変数の仮定（除外制約）を満たす。 $v_j$  を操作変数と呼ぶ。

$$P[y(t)=1|v=1] = P[y(t)=1|v=0] = P[y(t)=1] \quad (13)$$

ここで、

$$\begin{aligned} P[y(t)=1|v] &= P[y(t)=1, z=t|v] + P[y(t)=1, z \neq t|v] \\ &= P[y=1, z=t|v] + P[y(t)=1, z \neq t|v] \\ &= P[y=1, z=t|v] + P[y(t)=1|z \neq t, v]P[z \neq t|v] \end{aligned} \quad (14)$$

であり、観察されない潜在的結果変数の条件付き確率である  $P[y(t)=1|z \neq t, v]$  は、 $0 \leq P[y(t)=1|z \neq t, v] \leq 1$  であるから、 $P[y(t)=1|v]$  は、

$$P[y=1, z=t|v] \leq P[y(t)=1|v] \leq P[y=1, z=t|v] + P[z \neq t|v] \quad (15)$$

が得られる。操作変数の仮定(13)式と  $P[y(t)=1|v]$  のバウンド(15)式より、

$$\begin{aligned} \max_v \{P[y=1, z=t|v]\} &\leq P[y(t)=1|v] \\ &\leq \min_v \{P[y=1, z=t|v] + P[z \neq t|v]\} \end{aligned} \quad (16)$$

が成立する。よって、「すべての患者がカテーテル治療を受けることにより死亡率がどれだけ低下するか」の平均処置効果  $P[y(1)=1] - P[y(0)=1]$  は、

$$\begin{aligned} \max_v \{P[y=1, z=1|v]\} - \min_v \{P[y=1, z=0|v] + P[z=1|v]\} \\ \leq P[y(1)=1] - P[y(0)=1] \\ \leq \min_v \{P[y=1, z=1|v] + P[z=0|v]\} \\ - \max_v \{P[y=1, z=0|v]\} \end{aligned} \quad (17)$$

と識別される。

Bhattacharya et al. (2012) は、さらに、関数  $y(t)$  と、 $P[z|v]$  の関数を特定化した上で、(17) 式の平均処置効果のバウンドを求め、Connors et al. (1996) と同じデータを用いて、そのバウンドを推定した。推定バウンドの結果より、カテーテル治療の死亡率への効果として以下の 3 つの結論が得られた。(1) 急性呼吸不全や敗血症による多臓器不全の患者に対しては、カテーテル治療は死亡率を増加させている。(2) 骨髄性心不全や悪性腫瘍による多臓器不全の患者に対しては、7 日目の死亡率を低下させているが、退院後の 30 日以降の死亡率を増加させている。(3) 慢性閉塞性肺疾患、肝硬変、昏睡状態に対しては、カテーテル治療はすべての期間で死亡率を低下させている。

#### 第 4 節 レニン反応ごとに 6 種類の降圧薬の効果を部分識別する：処置変数と結果変数の欠損値問題

高血圧症の患者に有効な降圧剤を知りたい。Materson et al. (1993) は、米国退役軍人省の協力の下、高血圧患者に対し、その人種・年齢ごと、レニン反応の高低ごとに、6 種類の降圧薬と偽薬の降圧効果をランダム化比較試験により推定した。

しかし、この推定式の結果変数（被説明変数）である降圧効果の有無と処置変数（説明変数）であるレニン反応のレベル（低・中・高）のデータには、多くの欠損値が存在する。Materson et al. (1993) は、欠損値のデータは降圧効果無しと仮定して、処置意図（治療企図）分析を行っている。

それに対し、Horowitz and Manski (2000) は、Horowitz and Manski (1998) で開発した方法を発展させ、本問題に適用することにより、

処置変数と結果変数の欠損値がある場合に、レニン反応ごとの 6 種類の降圧薬 ( $m=1, 2, \dots, 6$ ) と偽薬 ( $m=7$ ) の降圧効果を部分識別した。<sup>注5</sup>

Horowitz and Manski (2000) の方法の肝要是以下の通りである。 $x$  をレニン反応のレベル、 $z_x$  を  $x$  のデータの有無（データの欠損を 0、存在を 1）とすると、レニン反応がレベル  $l$  (= 低、中、高) の確率  $P(x=l)$  は、

$$P(x=l)=P(x=l|z_x=1)P(z_x=1)+P(x=l|z_x=0)P(z_x=0) \quad (18)$$

と書ける。 $P(x=l|z_x=0)$  は、 $x$  が欠損値であったときに、 $x$  が  $l$  である確率であるが、それは観察不能であるので、 $0 \leq p_x \equiv P(x=l|z_x=0) \leq 1$  を使って、

$$P(x=l)=P(x=l|z_x=1)P(z=1)+p_xP(z=0) \quad (19)$$

と書く。

一方、 $y$  を降圧効果の有無（降圧効果無しを  $y=0$ 、有りを  $y=1$ ）とすると、降圧効果が有る確率  $P(y=1)$  は、観察不能な「 $y$  が欠損値であった ( $z_y=0$ ) とき」に、降圧効果が有った確率  $P(y=1|z_y=0)$  を、 $0 \leq p_y \equiv P(y=1|z_y=0) \leq 1$  として、

$$P(y=1)=P(y=1|z_y=1)P(z_y=1)+p_yP(z_y=0) \quad (20)$$

と書ける。(19) 式と(20) 式と全確率の公式を使って、 $P(y=1|x=l)$  の入りうるバウンドを求めることができる。

表 1 は、Manski (2019) において、Horowitz and Manski (2000) の  $P(y=1|x=l)$  のバウンドの推定値を示した表である。<sup>注6</sup> 表 1 より、レニン反応が低い患者に対しては、5 の薬の効果のバウンドの下限 0.66 が、偽薬を含む他の薬の効果のバウンドの上限を上回っているので、5 の薬が一番良いと言える。一方、レニン反応が中の患者に対しては、5 の薬の効果のバウンドの下限 0.68 は、1 と 3 と 6 の薬と偽薬の効果のバウンドの上限を上回り、2 と 4 の薬の効果のバウンドの内にあ

表1 レニン反応ごとの降圧効果が有る確率のバウンド

レニン反応	処置（降圧薬と偽薬 I）						
	1	2	3	4	5	6	7
低	[0.54, 0.61]	[0.52, 0.62]	[0.43, 0.53]	[0.58, 0.66]	[0.66, 0.76]	[0.54, 0.65]	[0.29, 0.32]
中	[0.47, 0.62]	[0.60, 0.74]	[0.53, 0.68]	[0.50, 0.69]	[0.68, 0.85]	[0.41, 0.65]	[0.27, 0.32]
高	[0.28, 0.50]	[0.64, 0.86]	[0.56, 0.75]	[0.63, 0.84]	[0.55, 0.78]	[0.34, 0.59]	[0.28, 0.40]

注：Manski (2019) Table 3.2 を再掲

る。レニン反応が高の患者に対しては、2 の薬の効果のバウンドの下限 0.64 は、1 と 6 の薬と偽薬の効果のバウンドの上限を上回り、2 と 3 と 4 と 5 の薬の効果のバウンドには共通部分がある。以上の結果より、欠損値に何も仮定しなくても、「低レニン反応の患者には 5 の薬を処方すべきであり、中レニン反応の患者には 5 と 2 (と 4) のいずれかの薬を処方すべきであり、高レニン反応の患者には 2 と 3 と 4 と 5 のいずれかの薬を処方すべきである」ということが分かる。

## 第5節 処置効果が部分識別される状況で、どのように最適な処置を意思決定すべきか

Manski 教授は、さらに部分識別の方法を発展させ、「処置効果や政策効果が部分識別されるときに、医師や政策立案者（プランナー）はどのような処置や政策を選択すればよいか」について研究した。部分識別では、データと信頼できる仮定を使って、処置効果がバウンドとして識別されるが、その区間の中に処置効果が正である領域と負である領域の両方が含まれていれば、その処置や政策を行うべきか止めるべきかの判別ができなくなる。この問題に対して Manski 教授は、統計的決定理論で用いられる期待厚生基準、マキシミン基準、ミニマックス・リグレット基準の各基準を持つプランナーが、それぞれ、どのように処置

や政策を選択するかを研究した。その結果、プランナーは意思決定基準により異なる処置や政策を選択することを明かにした上で、それぞれの選択の結果の長所や短所の双方を示した。

### 5.1 未知の感染症 X にどう対処すべきか

Manski (2007, 2010) とマンスキー (2020) で提示された「限られた情報の中で未知の感染症 X にどう対処するか」という問題を検討しよう。設定は以下のとおりである。

町では未知の感染症 X が猛威をふるっている。何の処置もしなければ、確実に死ぬ。疫学研究者が  $a$  と  $b$  の 2 つの処置（治療薬、ワクチン等）を提案する。1 つの処置が効くと考えられるが、どちらが効くかはわからない。患者に  $a$  と  $b$  の 2 つを組み合わせて処置すると死につながる。政府は、住民の生存率を最大化したい。ここで 2 通りの対策を考えられる。第一の対策は、処置を 1 つだけ選び、住民全体に処置を施す。第二の対策は、住民の一部に  $a$  を、残りに  $b$  を施す。

意志決定理論を使って、プランナーはどのように処置を選択するかを考えよう。状態空間にある自然状態は 2 つであり、自然状態 1 では処置  $a$  が有効であり、自然状態 2 では処置  $b$  が有効である。一般的に、自然状態が  $s$  ( $=1, 2$ ) であるときに、プランナーが処置  $t$  ( $=a, b$ ) を選択した結果の厚生（例えば、生存率）を  $U(t, s)$  と表す。

意志決定理論では、意思決定の基準の第一は、

被支配行動を除外することである。具体的には、処置  $t$  と  $d$  が可能であり、 $t$  はすべての自然状態で少なくとも  $d$  以上の厚生を生み出すとしよう。この時、 $d$  は  $t$  の被支配行動と呼ばれ、意思決定理論では、 $d$  を選択すべきではない ( $t$  を選択すべき) と考える。未知の感染症 X の例では、 $U(a, 1) > U(b, 1)$  であり、 $U(b, 2) > U(a, 2)$  であるので、住民全員に  $a$  と  $b$  のいずれかの処置を施す選択と、住民の一部に  $a$  を、残りに  $b$  を施す選択のいずれも被支配的行動とはならない。それでは、被支配的でない行動からプランナーはどのような処置を選択するのが妥当であろうか。

経済学をはじめ多くの学術分野でよく使われているのが、期待厚生最大化の方法である。プランナーが起こりうる自然状態すべてに主観的確率を付与して、それぞれの自然状態から得られる厚生をその確率でウエイト付けした加重平均を求め、「期待厚生」とする。そして、その期待厚生を最大化する処置を選択する。

しかし、プランナーが自然状態に付与する主観的確率は信頼できる根拠が足りない。感染症 X のように、過去の情報がない場合はなおさらである。誤った主観的確率の下で期待厚生最大化を行うと、誤った選択をしてしまう。そこで、期待厚生最大化に代わる基準として、マキシミン基準とミニマックス・リグレット基準を考えよう。マキシミン基準は、それぞれの処置が引き起こす最悪の結果を比較して、一番ましな行動を選択するというものであり、保守的な選択となる。それに対し、最悪だけでなく、最高の結果も比較して、行動を選択するのがミニマックス・リグレット基準である。それぞれの基準を説明する。自然状態  $s \in S$ 、処置  $t \in T$  に対し、マキシミン基準では、

$$\max_{t \in T} \min_{s \in S} U(t, s) \quad (21)$$

の解である処置  $t$  を求める。つまり、まず、それ

ぞれの処置  $t$  において、すべての自然状態  $s \in S$  で厚生が最悪の場合を考える ( $\min_{s \in S} U(t, s)$ )。次に、得られた処置ごとの最悪の厚生を比較して、その中で最もましな厚生を導く処置  $t$  を選択する (21)式)。

次に、ミニマックス・リグレット基準を説明する。第一に、自然状態  $s \in S$  に対して、厚生を最大化する処置を  $t^*$ 、つまり、 $t^* = \operatorname{argmax}_{t \in T} U(t, s)$  とする。第二に、処置  $t^*$  以外の処置  $t$  を選択したときの厚生を考え、それと  $t^*$  で最大化された厚生との差（損失）、すなわち、 $U(t^*, s) - U(t, s)$  を求め、これをリグレット（後悔）と呼ぶ。しかし、プランナーは自然状態  $s$  を知らない。そこで、すべての自然状態  $s \in S$  でリグレットが最大（最悪）の場合を考え、その中で最小のリグレット（最もましな厚生）をもたらす処置  $t$  を選択する。つまり、ミニマックス・リグレット基準は、

$$\min_{t \in T} \max_{s \in S} [U(t^*, s) - U(t, s)] \quad (22)$$

の解である処置  $t$  を求める。

感染症 X の例で考えよう。プランナーが、ランダムに母集団の住民から割合  $\mu$  を選び、処置  $b$  を割り当て、 $1 - \mu$  の割合に処置  $a$  を割り当てるにしよう。このときの厚生  $U(\mu, s)$  は、

$$U(\mu, s) = (1 - \mu) U(a, s) + \mu U(b, s) \quad (23)$$

となる。ここで、 $U(a, s)$  のとりうる下限を  $L(a)$ 、上限を  $H(a)$  とし、 $U(b, s)$  のとりうる下限を  $L(b)$ 、上限を  $H(b)$  とする。以降は、 $\mu$  を処置として、 $\mu$  を選択とする問題として考える。<sup>注7</sup>

$U(a, s) = H(a)$  かつ  $U(b, s) = L(b)$  となる自然状態  $s = s_1$  が存在し、 $U(a, s) = L(a)$  かつ  $U(b, s) = H(b)$  となる自然状態  $s = s_2$  が存在するとしよう。ただし、 $H(a) > L(b)$ 、 $H(b) > L(a)$  とする。

マキシミン基準(21)式での処置選択を考えよう。まず、(21)式と(23)式より、

$$\begin{aligned} \min_{s \in S} U(\mu, s) &= \min_{s \in S} [(1 - \mu)U(a, s) + \mu U(b, s)] \\ &= (1 - \mu)L(a) + \mu L(b) \end{aligned} \quad (24)$$

である。よって、マキシミン基準による解は、(21)式と(24)式より、

$$\begin{aligned} \max_{\mu \in [0,1]} \min_{s \in S} U(\mu, s) &= \max_{\mu \in [0,1]} [(1 - \mu)L(a) + \mu L(b)] \\ &= \begin{cases} L(a) & \text{where } \mu = 0 \quad \text{if } L(a) > L(b) \\ L(b) & \text{where } \mu = 1 \quad \text{if } L(a) < L(b) \\ L(a) = L(b) & \text{where } \mu \in [0, 1] \quad \text{if } L(a) = L(b) \end{cases} \end{aligned} \quad (25)$$

よって、マキシミン基準を持つプランナーは、処置  $a$  と処置  $b$  それぞれが生み出す厚生の最低値を比較し、良い方の処置を 1 つ選択し、母集団に適用する。もし、処置  $a$  と処置  $b$  の厚生の最低値が等しい場合のみ、両方の処置を無差別に分散して母集団に適用する。

次に、ミニマックス・リグレット基準(22)式での処置選択を考えよう。第一に、 $U(a, s) > U(b, s)$  になる  $s$  の領域を  $\Gamma(a)$ 、 $U(a, s) \leq U(b, s)$  になる  $s$  の領域を  $\Gamma(b)$  とする。第二に、厚生を最大にする処置

$$\begin{aligned} \mu^* &= \arg \max_{\mu \in [0,1]} U(\mu, s) \\ &= \arg \max_{\mu \in [0,1]} [(1 - \mu)U(a, s) + \mu U(b, s)] \end{aligned}$$

とその厚生  $U(\mu^*, s)$  は、

- (i)  $s \in \Gamma(a)$  のとき、 $\mu^* = 0$ ,  $U(\mu^*, s) = U(a, s)$
- (ii)  $s \in \Gamma(b)$  のとき、 $\mu^* = 1$ ,  $U(\mu^*, s) = U(b, s)$

である。第三に、(22)式に対応する、 $\min_{\mu \in [0,1]} \max_{s \in S} [U(\mu^*, s) - U(\mu, s)]$  を求めるために、まず、 $\max_{s \in S} [U(\mu^*, s) - U(\mu, s)]$  を解く。(23)式と(26)式より、

$$= \begin{cases} U(\mu^*, s) - U(\mu, s) \\ \mu [U(a, s) - U(b, s)] & \text{if } s \in \Gamma(a) \\ (1 - \mu) [U(b, s) - U(a, s)] & \text{if } s \in \Gamma(b) \end{cases}$$

よって、

$$\begin{aligned} \max_{s \in S} [U(\mu^*, s) - U(\mu, s)] &= \begin{cases} \mu [U(a, s_1) - U(b, s_1)] = \mu [H(a) - L(b)] \\ (1 - \mu) [U(b, s_2) - U(a, s_2)] = (1 - \mu) [H(b) - L(a)] \end{cases} \end{aligned} \quad (27)$$

最後に、 $\min_{\mu \in [0,1]} \max_{s \in S} [U(\mu^*, s) - U(\mu, s)] = \min_{\mu \in [0,1]} [27\text{式}]$  を求める。 $\mu [H(a) - L(b)]$  は  $\mu \in [0, 1]$  の増加関数で、 $(1 - \mu) [H(b) - L(a)]$  は  $\mu$  の減少関数であるから、両者が等しくなる  $\mu$  がその解である。それは一意に存在し、

$$\mu^* = \frac{H(b) - L(a)}{H(b) - L(a) + H(a) - L(b)} \quad (28)$$

となる。よって、ミニマックス・リグレット基準を持つプランナーは、母集団の住民から割合  $\mu^*$  をランダムに選び、処置  $b$  を適用し、 $1 - \mu^*$  の割合に処置  $a$  を適用する。なお、(22)式、(27)式、(28)式より、そのときのリグレットは、

$$\min_{\mu \in [0,1]} \max_{s \in S} [U(\mu^*, s) - U(\mu, s)] = \mu^* [H(a) - L(b)] \quad (29)$$

である。

このように、処置効果について部分的にしか知識を持っていない場合には、分散的処置選択が有効である。Manski and Tetenov (2021) は、新型コロナ感染症の患者に対して、「標準的処置」と新型コロナ感染症には新規に使用される「ロビナブル・リトナビル配合剤の処置」をどのように選択すべきかを、Cao et al. (2020) の治験実施計画に、上記の部分識別の方法を適用して、分析している。その結果、Cao et al. (2020) の「両側  $t$  検定 5%有意水準ルール」に基づいて選択する場合は既存の標準的処置を選択しがちである一

方、ミニマックス・リグレット基準に基づいて選択する場合は、標準的処置と新薬の両方をバランスよく選択することを示している。

分散的処置選択は、継続的に使用することにより、処置効果の不確実性を減らし、最適な処置選択を学習する方法として、さらに効力を發揮する。新型コロナを含む感染症の例で最大の問題は、未知の感染症ゆえに、薬の効果に関するエビデンス（データ）が少なく、判断が難しいということだ。具体的には、最初は、*a*と*b*の2つの処置の効果が、最悪の下限と最良の上限の範囲しか分からぬ。しかし、処置*a*と*b*をそれぞれ分散的に投与することにより、両方の処置の下限と上限を学習し、次の投与のとき、より正確で狭い範囲を設定することができる。具体的には、感染症に対する効果（生存率）がわかっている既存の治療薬Aと、効果の最低値と最高値しかわからぬ新規の治療薬Bがある場合、マンスキー（2020）の提案は、「まず一定数の患者群を設け、治療薬AとBのわかっている効果を基に、患者群を二つのグループに分けて、治療薬AとBをそれぞれに投与する。その結果、治療薬の効果がより明確にわかってくるので、治療薬Aを投与するグループと治療薬Bを投与するグループの人数を修正して、新たに構成した患者群に、それぞれ投与する。このプロセスを繰り返し、治療薬AとBの配分比率を更新していく。」というものだ。

このように、患者群に複数の治療薬を分散して投与し、その治療の効果を学習することで、生存者数を高めるのに効果的な治療薬を選択することができる。実際、新型コロナ感染症が広まり始めた時期には、患者にアビガン、レムデシビル等の既存治療薬が転用されたが、マンスキーの方法では、新規治療薬を含め、各種の治療薬を患者全体に対して投与し、その結果のデータを集約して、使用すべき治療薬を決めていくことが推奨される。

## 5.2 臨床医は患者に、経過観察、診断検査、治療をどう選択すべきか

臨床医は、初診において患者を診察した後、患者を積極的に治療するか、経過観察するか、それとも診断検査を行うかをまず選択し、診断検査した場合は検査結果を見て積極的に治療を行うか経過観察するかの選択を行う。Manski（2013）は、患者の状態について部分的な知識しか持てない臨床医がどのように検査と治療を選択すべきかの意思決定問題として定式化し、部分識別の方法で考察した。

患者の初診の診察結果や患者の性別や年齢などを、その患者の属性*x*と呼ぶ。初診をした後、臨床医は患者の属性*x*を基に、まず、検査しない（*s=0*）、あるいは、検査する（*s=1*）を選択する。検査をしない場合、臨床医は患者を経過観察（以下、観察）する（*t=0*）、あるいは、積極的な治療（以下、治療）をする（*t=1*）を選択する。検査をした場合は、その結果が陽性（*r=1*）ならば、治療する（*t=1*）か、観察する（*t=0*）かを、陰性（*r=0*）ならば観察する（*t=0*）か、治療する（*t=1*）かを選択する。

臨床医が、同じ属性*x*を持つ患者を検査する確率を  $P(s=1|x)$ 、検査をしない確率を  $P(s=0|x)(=1 - P(s=1|x))$  とする。診断検査をしない場合に、臨床医が患者を経過観察する確率を  $P(t=0|x, s=0)$ 、積極的治療をする確率を  $P(t=1|x, s=0)(=1 - P(t=0|x, s=0))$  とする。

臨床医の厚生（患者の健康や金銭的費用等）を厚生関数  $y(s, t)$  と表す（1変数で表せるとする）。

属性*x*の患者に対する臨床医の期待厚生の総和は、以下の6つの部分からなる。

(1) 検査をせず、観察するケースで、そのときの期待厚生は、

$$P(s=0|x)P(t=0|x, s=0)E[y(0, 0)|x] \quad (30)$$

(2)検査をせず、治療をするケースで、そのときの期待厚生は、

$$P(s=0|x)P(t=1|x, s=0)E[y(0, 1)|x] \quad (31)$$

(3)検査をして、その結果が陰性で、観察するケースで、そのときの期待厚生は、

$$P(s=1|x)P(r=0|x, s=1)P(t=0|x, r=0)E[y(1, 0)|x, r=0] \quad (32)$$

(4)検査をして、その結果が陰性で、治療するケースで、そのときの期待厚生は、

$$P(s=1|x)P(r=0|x, s=1)P(t=1|x, r=0)E[y(1, 1)|x, r=0] \quad (33)$$

(5)検査をして、その結果が陽性で、治療するケースで、そのときの期待厚生は、

$$P(s=1|x)P(r=1|x, s=1)P(t=1|x, r=1)E[y(1, 1)|x, r=1] \quad (34)$$

(6)検査をして、その結果が陽性で、観察するケースで、そのときの期待厚生は、

$$P(s=1|x)P(r=1|x, s=1)P(t=0|x, r=1)E[y(1, 0)|x, r=1] \quad (35)$$

である。

よって、臨床医の期待厚生は、

$$\begin{aligned} U(x) &= \sum_{x \in X} P(x) \{ P(s=0|x)P(t=0|x, s=0)E[y(0, 0)|x] \\ &+ P(s=0|x)P(t=1|x, s=0)E[y(0, 1)|x] \\ &+ P(s=1|x)P(r=0|x, s=1)P(t=0|x, r=0)E[y(1, 0)|x, r=0] \quad (36) \\ &+ P(s=1|x)P(r=0|x, s=1)P(t=1|x, r=0)E[y(1, 1)|x, r=0] \\ &+ P(s=1|x)P(r=1|x, s=1)P(t=1|x, r=1)E[y(1, 1)|x, r=1] \\ &+ P(s=1|x)P(r=1|x, s=1)P(t=0|x, r=1)E[y(1, 0)|x, r=1] \} \end{aligned}$$

である。

診療ガイドライン (Clinical Practice Guidelines) は、臨床医は初診後、検査をしない場合 ( $s=0$ ) は患者を観察し ( $t=0$ )、検査をした場合 ( $s=1$ ) はその結果が陽性 ( $r=1$ ) ならば治療 ( $t=1$ ) をして、陰性 ( $r=0$ ) ならば観察 ( $t=0$ ) すること

を推奨している。この診療ガイドラインの推奨が本当に正しいのかを知るためにには、推奨のケースでは他のケースより高い期待厚生を得られるかを調べる必要がある。

しかし、臨床医のほぼ全員が、この診療ガイドラインに従っていると考えられるので、(36)式において、ガイドラインが推奨していない期待厚生  $E[y(0, 1)|x]$ 、 $E[y(1, 1)|x, r=0]$ 、 $E[y(1, 0)|x, r=1]$  はデータとして観察されず、欠損値となる。そのため、診療ガイドライン推奨のケースと他のケースを比較することができない。(確率  $P(t=1|x, s=0)$ 、 $P(t=1|x, r=0)$ 、 $P(t=0|x, r=1)$  はすべて 0 である。)

準備ができたので、臨床医の意思決定問題を考えよう。すでに記したように、臨床医は、意思決定理論に基づき処置（治療・観察・検査）の選択を行うと考える。具体的には、第一に、被支配行動を除外する。第二に、被支配的でない行動の中から、特定の意思決定基準（マキシミン基準やミニマックス・リグレット基準）に基づき、最適な行動を選択する。それは、以下の 4 ステップになる。

(i) 検査をしていないとき ( $P(s=0|x)=1$ )、(30) 式と (31) 式を比較して、

$$E[y(0, 0)|x] < E[y(0, 1)|x]$$

ならば、治療し ( $t=1$ )、そうでなければ、観察する ( $t=0$ )。

(ii) 検査して ( $P(s=1|x)=1$ )、検査結果が陰性のとき ( $P(r=0|x, s=1)=1$ )、もし、 $E[y(1, 0)|x, r=0] \geq E[y(1, 1)|x, r=0]$  ならば、観察し ( $t=0$ )、そうでなければ、治療する ( $t=1$ )。((32)式、(33)式。)

(iii) 検査して ( $P(s=1|x)=1$ )、検査結果が陽性のとき ( $P(r=1|x, s=1)=1$ )、もし、 $E[y(1, 1)|x, r=1] > E[y(1, 0)|x, r=1]$  ならば、治療し ( $t=1$ )、そうでなければ、観察する ( $t=0$ )。((34)式、(35)式。)

(iv) 検査するか、検査しないかは、検査した場合の期待厚生である、

$$\begin{aligned} P(r=0|x, s=1)P(t=0|x, r=0)E[y(1, 0)|x, r=0] \\ +P(r=0|x, s=1)P(t=1|x, r=0)E[y(1, 1)|x, r=0] \\ +P(r=1|x, s=1)P(t=1|x, r=1)E[y(1, 1)|x, r=1] \\ +P(r=1|x, s=1)P(t=0|x, r=1)E[y(1, 0)|x, r=1] \end{aligned}$$

と、検査をしない場合の期待厚生である、  
 $P(t=0|x, s=0)E[y(0, 0)|x] + P(t=1|x, s=0)E[y(0, 1)|x]$  を比較して、期待厚生が高い方を選択する。  
 ((36)式。)

しかし、(i)～(iv) の式において、期待厚生  $E[y(0, 1)|x]$ 、 $E[y(1, 1)|x, r=0]$ 、 $E[y(1, 0)|x, r=1]$  はデータとして観察されない。よって、何も仮定しないときは、第 2 節で説明したように、この 3 つの期待厚生は関数  $y(s, t)$  の値域の下限と上限でバウンドされる。そのバウンドは、かなり広くなり、臨床医の意思決定は曖昧になる。

この観察されない期待厚生に対し、以下の単調操作変数の仮定と減少関数の仮定を信頼できる仮定として課して、観察される期待厚生でバウンドする。<sup>注8</sup>

**単調操作変数の仮定：**検査が陰性の患者は、陽性の患者よりも将来の健康が良い（期待厚生が高い）。

$$E[y(s, t)|x, r=0] \geq E[y(s, t)|x, r=1] \quad (37)$$

**減少関数の仮定：**検査は、直接的には健康によくない（期待厚生が低くなる）。

$$E[y(0, t)|x] \geq E[y(1, t)|x] \quad (38)$$

(37)式より、観測されない  $E[y(1, 1)|x, r=0]$  の下限は観測される  $E[y(1, 1)|x, r=1]$  であり、観測されない  $E[y(1, 0)|x, r=1]$  の上限は観測される  $E[y(1, 0)|x, r=0]$  である。(38)式より、観測されない  $E[y(0, 1)|x]$  の下限は観測される  $E[y(1, 1)|x]$

である。よって、この(37)式と(38)式を課すことにより、観察されない 3 つの期待厚生の入りうるバウンドは大幅に狭まる。具体的には、上記の(i)、(ii)、(iii) のステップは、以下の(i)'、(ii)'、(iii)' のステップになる。

(i)' 検査をしていないとき、もし、 $\max\{E[y(0, 0)|x], E[y(1, 1)|x]\} < E[y(0, 1)|x]$  ならば、治療し ( $t=1$ )、 $E[y(1, 1)|x] \leq E[y(0, 1)|x] \leq E[y(0, 0)|x]$  ならば、観察する ( $t=0$ )。

(ii)' 検査して、検査結果が陰性のとき、もし、 $E[y(1, 1)|x, r=1] \leq E[y(1, 1)|x, r=0] \leq E[y(1, 0)|x, r=0]$  ならば、観察し ( $t=0$ )、 $\max\{E[y(1, 0)|x, r=0], E[y(1, 1)|x, r=1]\} < E[y(1, 1)|x, r=0]$  ならば、治療する ( $t=1$ )。

(iii)' 検査して、検査結果が陽性のとき、もし、 $E[y(1, 0)|x, r=1] < \min\{E[y(1, 1)|x, r=1], E[y(1, 0)|x, r=0]\}$  ならば、治療し ( $t=1$ )、 $E[y(1, 1)|x, r=1] \leq E[y(1, 0)|x, r=1] \leq E[y(1, 0)|x, r=0]$  ならば、観察する ( $t=0$ )。

Cassidy and Manski (2019) は、医師がセフィエド結核検査が結核の疾病率や死亡率に与える効果や患者の結核の有病可能性とセフィエド検査の正確性について部分的な知識しか持たないとき、セフィエド検査を行うか否か、そして、治療を行うか否かに関する意思決定の妥当性を分析している。方法は、基本的には上記の部分識別の意思決定問題の応用である。結論は、上記の分析と同様に、「患者群に検査を分散して実施し、患者の属性ごとにその効果を学習することで、生存者数を高めるのに効果的な選択する」ことが妥当な選択であるとして、勧めている。

## 第6節 医療経済学における部分識別研究の今後の発展

部分識別は、データの欠損の仕方や、処置効果の関数や誤差項等に何も仮定せずに、データのみからでも、処置効果や因果効果を入りうるバウンドとして識別し、推定できることを示した。その上で、各種問題において、データの欠損の仕方や処置効果の関数形について、医療現場や医学研究の知見から判断して信頼できる弱い仮定を考え、それを課すことにより、より狭い識別バウンドが得られること、その結果からよりはっきりした結論が得られることを示した。その追加する信頼できる弱い仮定として、第2節では「単調操作変数の仮定」を、第3節では「操作変数の仮定」を、第5節では「単調操作変数の仮定」と「減少関数の仮定」を導入し、それらの識別力を示し、欠損値問題や処置効果の識別問題が存在する場合でも、信頼できる弱い仮定だけで、明確な結論が得られることを示した。

これら以外にも、医療経済学研究において、処置効果を識別するために必要な「信頼できる弱い仮定」としては、処置が正の効果を持つことを表す「増加関数の仮定」がある。この仮定の下での処置効果のバウンドについては、奥村（2018）の第2章を参照してほしい。さらに、増加関数の仮定に凹関数の仮定を加えた「凹増加関数の仮定」がある。この仮定は、正の効果が治療回数や投薬量に応じて遞減（減衰）していくことを表す「限界生産性遞減の仮定」を表しており、経済学の生産関数や効用関数をはじめ、多くの適用例がある。この「凹増加関数の仮定」と「単調処置選択の仮定」を組み合わせて課すと、処置効果のバウンドが大幅に狭くなり、強い識別力を持つことを Okumura and Usui (2014) は示している

（奥村（2018）の第4章も参照）。

需要関数は、顯示選好理論に基づき、予算制約の中で最も選好される消費と価格の点の集合であると経済学では考えられてきた。「最も選好される」は不等式で表現され、「消費と価格の点」はデータで観察されるので、最小限の仮定の下でも、需要関数は、部分識別の方法で識別できる。それを応用して、Ho and Pakes (2014) は、保険会社が加入者の患者にどの病院を紹介するかの選択を部分識別で推定している。

部分識別は、産業組織論における参入・退出問題の推定に、大きな変革をもたらしている。具体的には、Tamer (2003) が嚆矢となり、企業の市場への参入ゲームにおいて、複数均衡が存在するためには最適反応関数が点識別できないという問題に対し、部分識別法により、反応関数のパラメータをバウンドで識別することができるようになった（奥村（2018）の第6章を参照）。この方法は、製薬会社等の医療産業の参入・退出問題にも適用可能であり、今後の進展が期待される。

医薬品の価格は、その薬に対する需要と供給により決まってくる。医薬品の価格の上昇が、患者のその医薬品に対する需要の増加から引き起こされているのか、それとも、製薬会社の原材料価格の上昇や独占・寡占価格の吊り上げ等による供給側の要因なのかを識別することは、重要な課題である。しかし、需要関数と供給関数の交点である価格と取引量のデータしか利用できない場合、需要曲線を動かす需要要因と供給曲線を動かす供給要因は点識別することができない。これは、最も基本的な識別問題である。この問題に対し、Okumura (2011) は、Manski (1997) の増加関数の仮定の下での部分識別を発展させ、需要関数と供給関数の同次方程式で、需要要因の入りうるバウンドと供給要因の入りうるバウンドをそれぞれ識別し、価格変動の要因としてどちらが重要

かを明らかにした。この方法を使うことで、医薬品価格の変動を引き起こす需要要因と供給要因をそれぞれ識別することができる。

部分識別の医療経済学研究への応用は、今後も増大することが予想され、有益な研究結果と政策含意を生み出すことが期待される。

## 注

1 識別対象の変数が2次元以上の場合には集合で識別される。よって、部分識別は、「集合推定（Set estimation）」とも呼ばれる。

2 単調操作変数の仮定(3)式より、 $P(y=1|v=0)$ の上限は $P(y=1|v=1)$ であり、さらに、 $P(y=1|v=1)$ は、

$$\begin{aligned} P(y=1|v=1) &= P(y=1|z=1, v=1) \times P(z=1|v=1) \\ &\quad + P(y=1|z=0, v=1) \times P(z=0|v=1) \\ &= 1 \times P(z=1|v=1) + P(y=1|z=0, v=1) \\ &\quad \times [1 - P(z=1|v=1)] \\ &= P(z=1|v=1) + P(y=1|z=0, v=1) \\ &\quad \times [1 - P(z=1|v=1)] \end{aligned}$$

である。よって、 $P(y=1|v=1)$ の上限 $U_0$ は、 $P(y=1|z=0, v=1)$ の上限 $U_{01}$ を使って、 $P(z=1|v=1)+U_{01} \times [1 - P(z=1|v=1)]$ となる。

3  $P(D=1)/(4)$ 式の $P(y=1)$ の上限 =  $0.00083/0.6178 = 0.001343 \leq P(D=1|y=1) \leq P(D=1)/(4)$ 式の $P(y=1)$ の下限 =  $0.00083/0.017068 = 0.048629$

4  $E[y(t)] = P[y(t)=1] \times 1 + P[y(t)=0] \times 0 = P[y(t)=1]$ であるから。

5 Mullahy et al. (2021) の Example 2 に Horowitz and Manski (2000) の要約が掲載されている。

6 Horowitz and Manski (2000) では、6種類の薬の平均処置効果 $P(y=1|x=1) - P(y=1|x=7)$ の推定結果が示されている。

7  $\mu=1$ は全員に $b$ を処置し、 $\mu=0$ は全員に $a$ を処置し、 $0 < \mu < 1$ は $a$ と $b$ をランダムに割り当てる。

8 単調操作変数の仮定の下でのバウンドと減少関数の仮定の下でのバウンドの詳しい説明は、奥村（2018）の第3章と第2章をそれぞれ参照してほしい。

## 参考文献

Bhattacharaya, J., A. Shaikh, and E. Vytlacil

(2012) "Treatment Effect Bounds: An Application to Swan-Ganz Catheterization," *Journal of Econometrics*, 168, 223-243.

Cao, B., Wang, Y., Wen D., et al., (2020) "A Trial of Lopinavir-Ritonavir in Adults Hospitalized with Severe COVID-19," *The New England Journal of Medicine*, 382 (19), 1787-1799.

Cassidy, R., and C. F. Manski, (2019) "Tuberculosis Diagnosis and Treatment under Uncertainty," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(46), 22990-22997.

Connors, A. F., Speroff, T., Dawson, N., Thomas, C., Harrell, F., Wagner, D., Desbiens, N., Goldman, L., Wu, A., Califf, R., Fulkerson, W. J., Vidaillet, H., Broste, S., Bellamy, P., Lynn, J., Knaus, W., (1996) "The Effectiveness of Right Heart Catheterization in the Initial Care of Critically Ill Patients," *Journal of the American Medical Association*, 276 (11), 889-897.

Ho, K., and A. Pakes (2014) "Hospital Choices, Hospital Prices, and Financial Incentives to Physicians," *American Economic Review*, 104 (12), 3841-3884.

Horowitz, J. and C. F. Manski (1998) "Censoring of Outcomes and Regressors due to Survey Nonresponse: Identification and Estimation Using Weights and Imputations," *Journal of Econometrics*, 84, 37-58.

Horowitz, J. and C. F. Manski (2000) "Nonparametric Analysis of Randomized Experiments with Missing Attribute and Outcome Data," *Journal of the American Statistical Association*, 95, 77-84.

Manski, C. F., (1989) "Anatomy of the Selection Problem," *Journal of Human Resources*, 24(3), 343-360.

Manski, C. F., (1990) "Nonparametric Bounds on Treatment Effects," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 80(2), 319-323.

Manski, C. F. (1997), "Monotone Treatment Response," *Econometrica*, 65, pp.1311-1334.

Manski, C. F. (2007), *Identification for Prediction and Decision*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Manski, C. F., (2010) "Vaccination with Partial Knowledge of External Effectiveness," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(9), 3953-3960.

Manski, C. F., (2013) "Diagnostic Testing and

- Treatment under Ambiguity: Using Decision Analysis to Inform Clinical Practice." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 110, 2064-2069.
- Manski, C. F., (2019) *Patient Care under Uncertainty*. Cambridge, Princeton University Press.
- Manski, C. F. and F. Molinari (2021) "Estimating the COVID-19 infection rate: Anatomy of an inference problem", *Journal of Econometrics*, 220, 181-192.
- Manski, C. F., and J. V. Pepper (2000), "Monotone Instrumental Variables: With an Application to the Returns to Schooling," *Econometrica*, 68(4), pp.997-1010.
- Manski, C. F., and A. Tetenov (2016) "Sufficient Trial Size to Inform Clinical Practice." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113, 10518-10523.
- Manski, C. F., and A. Tetenov (2021) "Statistical Decision Properties of Imprecise Trials Assessing Coronavirus Disease 2019 (COVID-19) Drugs," *Value in Health*, 24 (5), 641-647
- Materson, B., Reda, D., Cushman, W., Massie, B., Fereis, E., Kocher, M., Hamburger, R., et al. (1993), "Single-Drug Therapy for Hypertension in Men: A Comparison of Six Antihypertensive Agents with Placebo," *The New England Journal of Medicine*, 328, 914-921.
- Mullay, J., Venkataramani, A., Millimet, D. L., and C. F. Manski (2021) "Embracing Uncertainty: The Value of Partial Identification in Public Health and Clinical Research," *American Journal of Preventive Medicine*, 61(2), e103-e108.
- Okumura, T., (2011) "Nonparametric Estimation of Labor Supply and Demand Factors," *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1), 174-185.
- Okumura, T., and E. Usui (2014) "Concave-monotone Treatment Response and Monotone Treatment Selection: With an Application to the Returns to Schooling," *Quantitative Economics*, 5(1), 175-194.
- Shaikh, A.M., and E. Vytlacil (2011) "Partial Identification in Triangular Systems of Equations with Binary Dependent Variables," *Econometrica*, 79, 949-955.
- Tamer, E. (2003) "Incomplete Simultaneous Discrete Response Model with Multiple Equilibria," *Review of Economic Studies*, 70(1), 147-165.
- 奥村綱雄「部分識別入門 —計量経済学の革新的アプローチ—」日本評論社、2018年
- マンスキー, チャールズ「マンスキー データ分析と意志決定理論不確実な世界で政策の未来を考える」(高遠裕子訳、奥村綱雄監訳) ダイヤモンド社、2020年

# Partial Identification in Health Economics and Medical Statistics

Tsunao Okumura\*

## Abstract

Empirical research in the areas of health economics and medical statistics that uses a new econometric method called "partial identification" is making progress. This paper evaluates the applications of partial identification to these areas to see how effective and insightful this new method is.

Section 2 presents research on partial identification for missing-data problems. For example, when infection data for COVID-19 are missing for people who have not been tested, the infection rate of the entire population cannot be accurately known. Empirical studies in this area have most commonly assumed that data are missing at random; for this particular example, the assumption would then be that the infection rate of the population at large is the same as that of people who have been tested. In contrast, research using partial identification would first apply the Law of Total Probability to the infection rate of the entire population, next assign the observed probabilities to the infection rate of the tested people and the ratio of the tested people, and finally replace the missing (counterfactual) rate of infection among those who have not been tested with 0 (its lower bound) and 1 (its upper bound) to obtain the identification region (the bound) of the infection rate of the entire population. Furthermore, the identification bounds can be narrowed by imposing credible assumptions, such as "people who are tested tend to have higher infection rates than those who are not tested" (Monotone Instrumental Variable Assumption).

In Sections 3 and 4, we explain how to partially identify the causality and treatment effect using as examples (i) the effect of Swan-Ganz catheterization on mortality, and (ii) the effect of antihypertensive drugs conditional on renin response. We first explain the identification problem, i.e., the reason why the treatment effect cannot be point-identified only from the data. We then show that partial identification allows the treatment effect to be identified from the data alone as an interval (the bounds) without any assumption.

We next show how the identification bounds on the treatment effect narrow when credible assumptions are imposed (Instrumental Variable Assumption and Monotone Treatment Response Assumption). The more assumptions and the stronger assumptions one imposes, the narrower are the bounds; this yields stronger conclusions, but lower credibility of inference. Thus, we are required to decide what assumptions to maintain.

Finally, we consider how a decision maker who knows that the treatment effects are identified in bounds might choose an action using as examples (i) treatment of a new infection disease and (ii) choice of diagnostic testing and treatment. In the present context, the Bayesian criterion would be a good choice only when the subjective expected probability of the treatment effect is correct. The maximin criterion would be a conservative choice (which grants deference to the status quo), while the minimax-regret criterion would be a choice that balances conservatism (in deferring to the status quo) and challenge (in reflecting the innovation).

---

\* Dean, Department of Economics, Yokohama National University

## 特別寄稿

# 精神障害者雇用の急速な進展と賃金構造の変化： Blinder-Oaxaca 分解に基づく検証<sup>注1</sup>

山田 篤裕<sup>\*1</sup> 荒木 宏子<sup>\*2</sup>

## 抄 錄

本稿では、障害者雇用促進法改正による精神障害者の法定雇用率算入やその引き上げを背景に、急速に増大した精神障害雇用者の賃金分布がどのように変化したかを検証した。分析には厚生労働省「障害者雇用実態調査（平成25、30年）」や「生活のしづらさなどに関する調査（平成23、28年）」の個票データを用いた。分析の結果、2013年から2018年の5年間で、採用前に障害が判明していた精神障害雇用者の賃金は統計的に有意に上昇していた。さらに、Blinder-Oaxaca分解によってこの賃金上昇の要因を検証したところ、地域別最低賃金の引き上げ（構成変化）による影響が大きかったこと、また、相対的に障害程度の軽い精神障害3級の賃金率上昇（構造変化）もこれに寄与していたことを確認した。一方で、1000人以上規模企業では、この上昇を相殺するような賃金率の低下（構造変化）も確認された。

精神障害3級の賃金が上昇した要因として、次のような考察ができる。2013年から2018年までの間に、精神障害3級の新規取得者が、より精神障害の重い等級と比較し、生産年齢人口で特に増加しており、雇用者においても3級取得者の比重が高まっている。一方、65歳未満の身体障害者人口が減少する中、法定雇用率を満たすため、精神障害者の中でも、相対的に障害程度が軽く、生産性の高い精神障害者の雇用が促進された結果、精神障害3級の賃金が相対的に上昇した可能性がある。

とはいえて身体障害雇用者と比較して、精神障害雇用者の賃金分布は低く、知的障害者の賃金分布に近い。したがって、上記のような賃金上昇はあっても、先行研究が指摘する、障害程度が相対的に軽い精神障害者への年金給付水準の低さ（たとえば障害厚生年金3級の給付水準）を埋め合わせるには不十分であった可能性が高い。実際に、地域別最低賃金との相関が高いことは、その賃金水準自体の低さを示すものと考えられる。精神障害雇用者全体の貧困リスク緩和への影響が実際どれほどであったかを把握することは、今後に残された研究課題である。

キーワード：障害者雇用促進法、精神障害者、賃金関数、Blinder-Oaxaca分解、地域別最低賃金

## 1. はじめに

障害者の雇用促進は、職業を通じた社会参加を進めるため、あるいは経済的自立を可能とするための、重要な政策課題の一つである。現在の日本では精神疾患を有するかどうかによる雇用率の格

差は先進加盟国の中では相対的に小さい（OECD 2021：24）。事実、近年、日本の精神障害雇用者数は急速に増大しており、その背景には雇用促進に関する一連の政策展開があることを指摘できる。

一般に雇用促進の政策手段には、大きく分けて割当雇用と差別禁止の2つがある（山村編 2019：126）。

1つめの手段に関し、日本では、雇用者の一定割合以上の障害者を雇用すること（割当雇用制

\*1 慶應義塾大学経済学部

\*2 慶應義塾大学経済研究所

度)が法的義務となっており、その対象となる障害の種別は拡大されてきた。1960年に制定された「身体障害者雇用促進法」は、日本で最初に定められた障害者雇用に関する法律である(厚生労働省2019)。その法律ではまだ、身体障害者を対象とする法定雇用率は民間企業の「努力義務」に過ぎなかった。しかし1976年の改正法が、民間企業の身体障害者の法定雇用率を義務化した。さらに1987年に法律は「障害者の雇用の促進等に関する法律」に改正され、法律の対象範囲を、身体障害者から知的障害者と精神障害者に拡張した(厚生労働省2019)。これに伴い、各企業が雇用する障害者の割合(実雇用率)を計算する際の分子に、1988年に知的障害者数を、2006年には精神障害者数を含められるようになった。さらに、1998年に知的障害者の雇用を義務化し、2018年には精神障害者の雇用を義務化した(厚生労働省2019)。これに伴い法定雇用率も1976年の1.5%から、1988年に1.6%、1998年に1.8%、2013年に2.0%、2018年に2.2%、2021年には2.3%まで引き上げられている(厚生労働省2016;2021)。また、公務部門では一般事業主より高い法定雇用率が設定されており、2021年時点で2.6%となっている(厚生労働省2021)<sup>注2)</sup>。

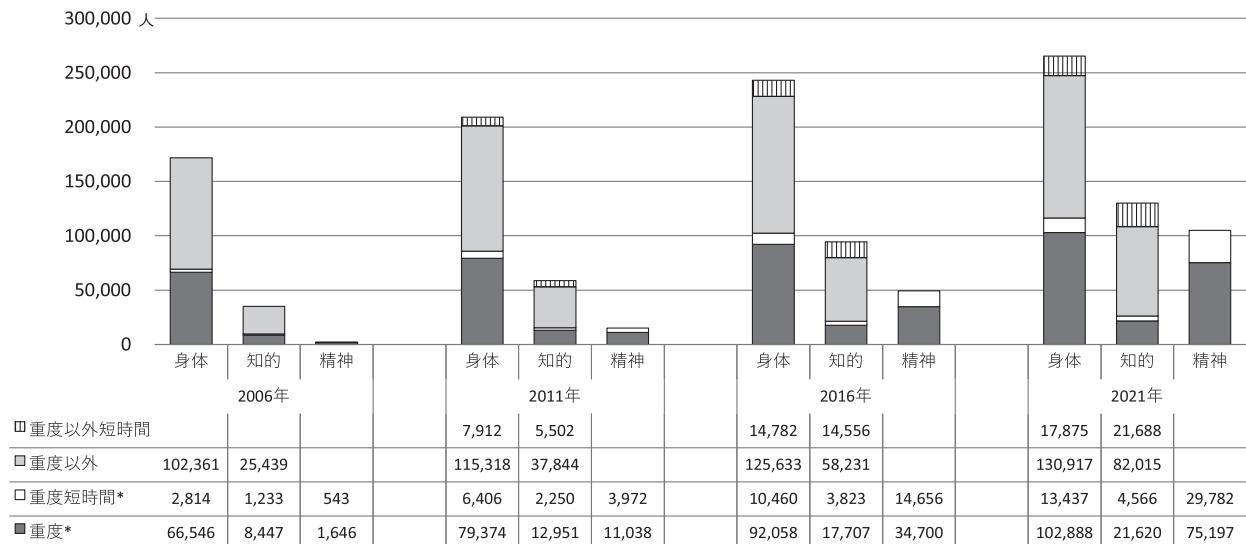
2つめの手段、すなわち差別禁止に関し、日本は2006年に国連で採択された障害者権利条約(Convention on the Right of Persons with Disabilities)の影響を大きく受けた。条約批准に向け、日本政府は2016年に事業主に対する障害者への差別禁止及び合理的配慮の提供を義務づける規定を盛り込んだ改正「障害者雇用促進法」を施行するとともに、「障害を理由とする差別の解消の推進に関する法律」を全面施行し、障害者への「合理的配慮(Reasonable Accommodation)」を法制度化した(山村編2019:114)。それまで

日本の障害者雇用政策は、上述した2つの政策手段の中、1つめの手段である雇用率制度を中心に展開され、障害者に対する差別を禁止する法律は存在していなかった(長瀬ほか2008)。しかし、近年、雇用率制度と差別禁止制度の両アプローチが整い、さらなる雇用拡大が期待される気運が政策的にも社会的にも高まっている。

こうした一連の政策展開により、1977年に12.8万人(実人数11.3万人)であった民間企業雇用障害者数は、2021年には59.8万人(実人数50万人)に、実雇用率は1.09%から2.2%へと量的拡大を続け<sup>注3)</sup>、中でも精神障害者雇用は飛躍的に拡大した。図1は民間企業における2000年代後半からの障害種別の雇用者数を示している。身体障害者雇用は2006年から2021年に17.2万人から26.5万人(1.5倍)へ、知的障害者雇用は3.5万人から13.0万人(3.7倍)へ、精神障害者雇用は0.2万人から10.5万人(52.5倍)へと増加した。

こうした精神障害者雇用の急速な拡大の背景として、駒村・荒木(2018)は、身体障害者の高齢化など、障害者の人口分布(年齢、種別)の変化を挙げる。その結果、精神障害者の雇用拡大がなければ、雇用率達成が困難になりつつあるのが日本の障害者労働市場の現状と言える。実際、1990年代以降、65歳未満の身体障害者人口は減少の一途を辿るのに対し、知的障害者と精神障害者は大きく増加した<sup>注4)</sup>。とくに精神障害者は、圧倒的に生産年齢人口が多い。2017年の厚生労働省「患者調査」によれば、20~40代の精神障害者数は143万人であり、身体障害者の4倍、知的障害者の3.3倍にあたる<sup>注5)</sup>。求職者ベースでみても、2021年におけるハローワークの有効求職者件数は、身体障害者11万人、知的障害者5万人に対し、精神障害者は16万人超に上り、労働市場で最も層が厚い障害種別となっている<sup>注6)</sup>。

図1 民間企業における身体、知的、精神障害者雇用数（2006年～2021年）



註：精神障害者については、雇用率算定上、重度／重度以外の区分定義は存在しないため、「重度短時間\*」「重度\*」の記載数値は各々「短時間」と「短時間以外」の総数である。

出所：厚生労働省「障害者雇用状況報告」より筆者作成。

以上のように、近年、精神障害者雇用を量的に促進する制度基盤が整備され、障害種別の人ロ分布の変化とも相俟って、精神障害者雇用は急速に拡大した。しかし、こうした精神障害者雇用の量的变化の中で、雇用の質的变化、とくに賃金構造の变化についての知見は限られている。そこで本稿では、厚生労働省「障害者雇用実態調査」の個票に基づき、急速に精神障害者の雇用が拡大した2013年から2018年の精神障害者の賃金変化とその要因を、障害であることが判明した時点も統御した上で明らかにすることを目的とする。

## 2. 先行研究

日本の障害者の経済的厚生水準に関し、就労収入は決定的に重要である。厚生労働省「国民生活基礎調査」に基づき、障害や身体機能の低下などで手助けや見守りを必要としている要介助障害者について分析した山田他（2015）は、要介助障害者本人の就労所得が貧困リスク回避に重要な役

割を果たしており、要介助障害者本人に就労所得がない場合、たとえ年金受給者であっても本人の社会保障給付金だけでは所得水準を十分改善しきれず、また同居世帯員からの所得移転が行われたとしても貧困リスクの高いことを指摘する。

一般に障害があることは、労働市場での見通しを悪くし、就労所得、すなわち賃金を低下させることが、すでに多くの国の実証研究で確認されている（Jones 2008）。相対的に低い障害者の賃金や障害者間の賃金格差を説明する要因として、①障害による生産性の低下、②障害者に対する差別の存在、③より柔軟な働き方に関する補償賃金の存在、④障害特性と職務・職場特性との相性、の4つが挙げられる（Jones 2008）。近年の研究でも、それらの4要因が確認されている（たとえば、Hollenbeck and Kimmel 2008; Longhi et al. 2012; Choe and Baldwin 2017; Kruse et al. 2018など）。

とりわけ米国の先行研究は、「障害を持つアメリカ人法（Americans with Disabilities Act : ADA）」

の施行以降、非障害者と比べた障害者の賃金が相対的に停滞している要因が、①障害による生産性の低下に起因するものか、あるいは②障害者に対する差別によるものかを検証してきた（DeLeire 2000; Baldwin and Johnson 1994; Hollenbeck and Kimmel 2008 など）。これらの多くの研究は、その賃金停滞の要因が、②障害者に対する差別にあったことを示唆している。

一方、必ずしも差別が要因ではなかったとの指摘もある。Hotchkiss (2004) は、所得保障制度の受給要件の緩和などにより、低賃金であるにも関わらずパートタイム雇用の経済的魅力が増した結果、障害者が自主的にパートタイム就労を選択し、賃金格差が拡大したとの考察を示した<sup>注7</sup>。ただし Schur (2002) は、たとえ非正規雇用（パートタイム雇用）に就くことが障害者の自己選択であったにせよ、そもそも障害者は健康上の理由のため労働時間を短くせざるを得ず、その雇用機会も低賃金職種に集中しているため、たとえ障害者と非障害者間での賃金格差が解消されようとも、障害者は高い貧困リスクに晒される、という構造的問題を指摘する。

日本におけるコンテキストでも、増加した精神障害者が雇用および所得保障の両面で、相対的に不利な立場に置かれていることが指摘されている。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」に基づき、障害者手帳保有者について分析した泉田・黒田（2019）は、精神障害者保健福祉手帳保有者のいる世帯ではそもそも仕事をしている世帯主の割合は5割を割り込むことを指摘する。同データを用いた榎原（2022）も精神障害者保健福祉手帳保有者の正規雇用率や所得が低いことを指摘する。厚生労働省「障害年金受給者実態調査」に基づき、障害年金受給者について分析した百瀬・大津（2020）も、精神障害では、治療・療養・介助にかかる費用が

他の障害種別と大差ないにも関わらず、就労率は低く、就労していても常勤以外の雇用形態が多く、就労収入も低く、貧困リスクの高いことを指摘する。

その制度的理由として、百瀬・大津（2020）が指摘するのは、1985年の年金改正で身体障害者の就労率や就労収入の高さを理由に、等級の低い障害厚生年金3級の給付水準のみを大幅に引き下げたことである。しかし、その後、増大した障害厚生年金3級の精神障害者は就労率が低く、就労収入も低かったため、大幅に引き下げられた障害年金の給付水準の下では貧困リスクに晒される構造となった。

以上のように、日本において精神障害者の所得水準の低さとそれに伴う貧困リスクを指摘した研究が蓄積されつつある一方で、筆者の知る限り、精神障害者の賃金率の決定要因を推計した研究はほとんど見当たらない。数少ない例外として金子（2011）は、3市で実施した独自の「障害者生活実態調査」（個人調査）を用い、知的障害者より身体障害者の賃金率が高い一方、知的障害者と精神障害者の賃金率には統計的に有意な差がないことを示している。

そこで本稿は、雇用精神障害者の賃金率の決定要因、そして近年の急速な雇用量の拡大期における賃金変化の要因を明らかにすることを目的とする。より具体的には、まず精神障害雇用者の賃金関数を推定し、身体障害雇用者の賃金関数と比較し、その特徴を明らかにする。さらに、2018年の雇用義務化に向けて急速に精神障害者の雇用が拡大した2013年から2018年の期間について、Blinder-Oaxaca分解により、精神障害雇用者の賃金変化とその要因を明らかにする。これらの結果に基づき、雇用率の引き上げに伴う精神障害者の急速な雇用増大が、彼らの賃金にどのような影響を与えたのか考察する。

### 3. データおよび分析枠組

#### (1) 分析対象サンプル

使用データは厚生労働省「障害者雇用実態調査(平成 25、30 年)」の事業所票である。調査概要は以下の通りである(厚生労働省, 2013; 2018)。

- ① 調査対象：日本標準産業分類に基づく、18 大産業に属する常用労働者 5 人以上を雇用する民営事業所から無作為抽出(2013 年 13,100 事業所、2018 年 9,200 事業所)
- ② 調査時点：2013 年 11 月 1 日現在、2018 年 6 月 1 日現在
- ③ 回収率：2013 年 8,673 事業所(66.0%)、2018 年 6,181 事業所(67.2%)

事業所票では、企業・事業所の属性(企業規模<sup>注8</sup>、事業所の常用雇用障害者数等)および当該事業所で常用雇用している全ての障害者の属性(性別、年齢、経験年数、雇用形態、障害者になった時点が採用前か後か、障害の程度、障害の種類、疾病、職種)を尋ねており、雇用主と雇用者とのマッチング・データを構築することが可能である。ただし、データ上の制約として、労働者の人的資本変数を一部統御できないことに留意する必要がある。具体的には人的資本に関する重要変数である、教育年数については質問項目には含まれないため、分析に用いることができない。

これら事業所および障害者個人双方の属性が賃金にどのような影響を与えていているのか、賃金関数を推定することで明らかにする。推計の際は、同じ事業所に雇用される障害者が複数名存在することから、事業所単位でのクラスターに頑健な標準誤差を採用し、各係数が 5% 水準で統計的に有意であるかで判断する。

分析対象サンプルは一般的な定年年齢到達前で

ある 15~59 歳に限定する。時間当たり賃金率(以下、たんに「賃金率」あるいは「賃金」と略す)は、以下の定義により計算した( $\ln$  は自然対数を表す)。賃金率は消費者物価指数により実質化したもの用いた。

$$\ln \text{賃金率} = \ln [\text{きまって支給する給与 (基本給、超過労働給与、通勤手当、精皆勤手当、家族手当が含まれ、賞与、期末手当等は含めない)} \div \text{月間総実労働時間}]$$

このように定義された賃金率が欠損値(2013 年 2,337 人、2018 年 2,297 人)、あるいは休職者(2013 年 139 人、2018 年 66 人)、経験年数が欠損値(2013 年 1,278 人、2018 年 110 人)のサンプルを除いた。また障害種別毎に分析するため、重複障害者(2013 年 195 人、2018 年 342 人)を除いた。その結果、2013 年で約 2 万 3 千、2018 年では約 2 万サンプルを得た。さらにこの中の身体障害者および精神障害者を分析対象とした。

#### (2) 分析枠組

賃金関数の説明変数としては、①障害の程度、②年齢、③経験年数、④雇用形態(短時間、有期等)、⑤企業規模、⑥事業所の常用障害者雇用比率、⑦性別、⑧地域別最低賃金(賃金率と同様に消費者物価指数により実質化)を用いた。⑥については、特例子会社の存在、また Jones et al. (2006) や Jones and Latreille (2010) において障害者雇用比率は障害者の賃金に負の影響を与えているとの分析結果を踏まえ、事業所属性を統御するため用いた<sup>注9</sup>。⑧については、次項で示すように精神障害者の賃金分布は身体障害者と比べ低い方に偏っているため、都道府県毎に異なる、地域別最低賃金の影響を統御するため用いた<sup>注10</sup>。

また一般的な賃金関数の推定では人的資本量を表す変数として、教育年数あるいは学歴を説明変数として用いているが、先に述べたように、データ上、これらの変数は入手できないため省略した。

賃金関数は、身体障害と精神障害の別に、また障害が判明した時点が採用前か後かで、サンプルを分けて推計した。採用後に障害が判明した人の就業継続や賃金の状況は、雇用慣行などの影響を受けると考えるのが自然であり、同じような障害の種別や程度を持つ障害者であっても、採用前に障害が判明していた人と、採用後に障害が判明した人との間では異なる賃金構造を持つと考えられるからだ。

さらに説明変数の一つである、経験年数は、厳密には入職時点からの年数である。「障害者雇用実態調査」では採用後に身体障害者または精神障害者であることを承知した場合は、身体障害者手帳または精神障害者保健福祉手帳等により企業が承知した年月を入職時点と定義している。つまり採用後に障害が判明した場合には、その時点からの年数が経験年数とカウントされる調査設計となっており、障害が判明した前後に同じ企業に勤めている場合には、経験年数が少なくカウントされてしまう。このようなデータ特性も踏まえると、障害が判明した時点が採用前か後かで、サンプルを分けて推計することが適切である。

2013年から2018年までの各グループの2時点の賃金変化については、Blinder-Oaxaca分解(Blinder 1973; Oaxaca 1973)に基づき、説明変数の分布(各集団の属性)が変化したことによる「構成変化」と、説明変数の係数自体が変化したことによる賃金関数の「構造変化」の大きさを各々推計する。また、Yun (2005) が提案した手法に倣い、カテゴリー変数である説明変数(障害の程度、雇用形態、企業規模など)については、基準となるカテゴリーの「構成変化」と「構造変化」の大きさも推計している。

## 4. 結果

表1は、「障害者雇用実態調査(平成25、30年)」より、従業員規模5人以上の事業所における雇用障害者数(推計値)の推移をまとめたものである。2013年から2018年にかけて雇用障害者の総数は22万人、率にして35%増加している。しかし、これを障害種別にみると、身体障害者雇用数は43万人から42万人へと微減(2%減)した<sup>注11</sup>一方で、知的障害者雇用数は15万人から19万人(26%増)、さらに精神障害者雇用数は5万人から24万人(398%増)と顕著な伸びを示しており、障害種別の差異が大きい。

次に、賃金を確認しよう。図2は、調査年度

表1 雇用障害者数(従業員規模5人以上の事業所)

			身体	知的	精神	合計
雇用者	推計(千人)	2013年 (構成比)	433 (69%)	150 (24%)	48 (8%)	631 (100%)
		2018年 (構成比)	423 (50%)	189 (22%)	239 (28%)	851 (100%)
	増加率(%)	2013-18年	-2%	26%	398%	35%

出所：厚生労働省「障害者雇用実態調査結果(平成25、30年)」に基づき筆者作成。

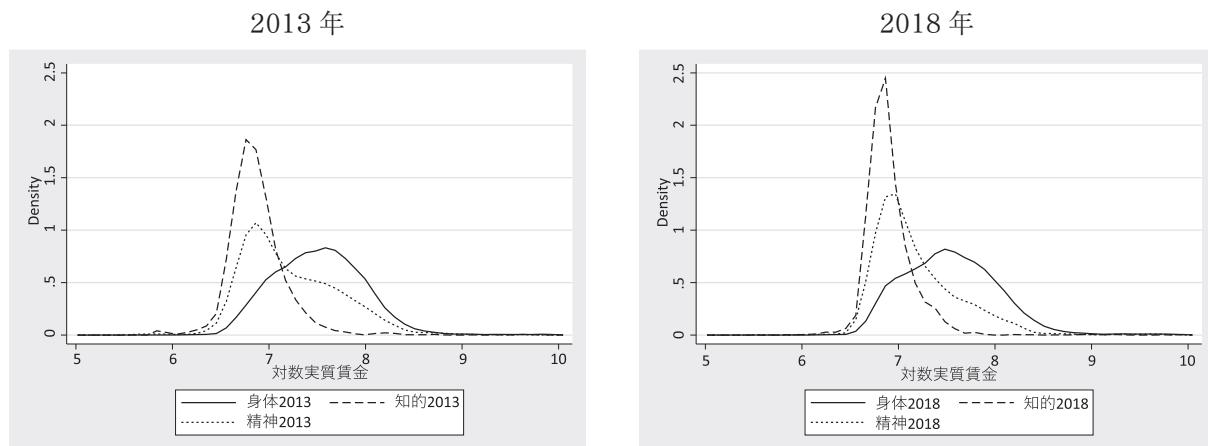
別、障害種別の（対数）実質賃金の分布を示している。これによれば、知的障害者の賃金は他の障害種別に比べ、より低い水準に集中していることが分かる。最頻値、ボリュームゾーンにおける賃金が最も高いのは身体障害者であるが、分散も大きい。近年雇用が急拡大している精神障害者の賃金分布については、最頻値は知的障害者のそれに近いものの、ばらつきがかなり大きく、右裾の長い分布となっている。とりわけ 2013 年の分布には双峰性があり、精神障害雇用者においては、賃金水準の低い集団と、高い集団の双方が存在していたことが観察できる。2018 年の分布ではこの双峰性が弱まり、比較的低水準の賃金層のボリュームが増加しているが、知的障害者に比べれば分散が大きく、賃金水準の高い層も一定程度存

在することが伺える。

本稿では、障害が判明した時点別に賃金関数の分析を行うので、判明時点別の雇用者割合についても確認しよう。表 2 が示すように、身体・精神障害者とともに、採用後に障害が判明した人よりも、採用前に障害が判明していた人の割合が大きい。特に精神障害者においては、雇用者のうち採用前から障害が判明している人の割合は 2013 年から 2018 年の間に 80% から 88% へと増加している一方、身体障害者では 70% から 72% へと 2% ポイントのみの増大であり、精神障害者の新規雇用の拡大が示唆される。

それでは、賃金分布の変化はどのようにになっているだろうか。図 3 は 2013 年から 2018 年にかけての（対数）実質賃金分布の変化を、障害の判

図 2 雇用障害者の実質賃金率（ln）の分布（60 歳未満、障害の種類別）



出所：厚生労働省「障害者雇用実態調査結果（平成 25、30 年）」個票に基づく筆者推計。

表 2 雇用障害者の障害が判明した時点

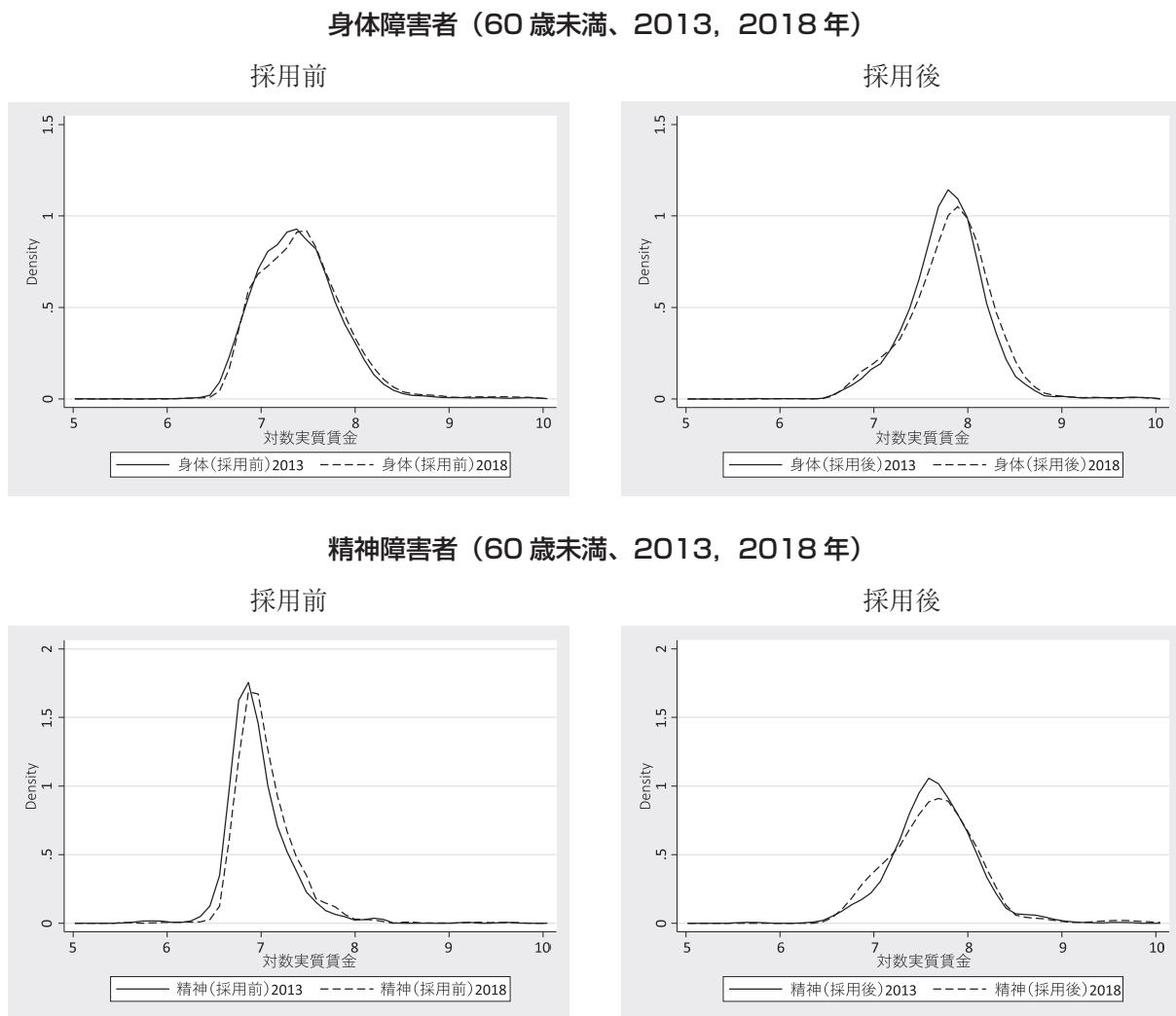
	雇用精神障害者			雇用身体障害者		
	採用前	採用後	計	採用前	採用後	計
2013 年	80%	20%	100%	70%	30%	100%
2018 年	88%	12%	100%	72%	28%	100%

出所：厚生労働省「障害者雇用実態調査結果（平成 25、30 年）」個票に基づく筆者推計。

明時点別、身体・精神障害別にまとめたものである。まず、身体障害者については、障害の判明時点の別に関わらず、2018年の賃金分布は、2013年の同グループの賃金分布に比べ右にシフト、すなわち賃金の増加傾向が観察される。精神障害者については、採用前から障害が判明していたグループにおいて、身体障害者よりも明確に、最頻

値（ボリュームゾーン）を含め賃金分布全体が右にシフトしており、全般的な賃金増加傾向が推察される。その一方で、採用後に精神障害が判明したグループの賃金分布はより複雑な推移を示しており、最頻値以上の賃金分布にはほとんど変化が見られなかった一方、より低い賃金水準へと分散が大きくなった傾向がうかがえる。

図3 障害が判明した時点別の雇用障害者の実質賃金率 (ln) 分布の2時点比較



出所：厚生労働省「障害者雇用実態調査結果（平成25、30年）」個票に基づく筆者推計。

以上のように、2013年から2018年における雇用障害者の賃金分布の変化は、障害種別や障害の判明時点によって差異があることがわかる。とりわけ、最も雇用が拡大している、精神障害者かつ採用前から障害が判明しているグループは、平均賃金においても他のグループよりも大きな上昇が確認できた（附表も参照）。続いて、この賃金（変化）の決定要因について、障害種別、判明時点別に推計を行う。

まず、表3は、障害種別（精神または身体）、障害の判明時点別（採用前または採用後）によってサンプルを4つのグループに区分し、それぞれにおける賃金関数を推計した結果である。

(1)列から(4)列は、精神障害者について、障害の判明時点別に2013年と2018年の賃金関数を推計した結果である。まず、採用前から障害を持っていた雇用者の2018年データにおいては、障害が相対的に軽い人（精神保健福祉手帳3級を取得している人）のほうが、障害が重い人（手帳1級、2級取得者）に比べ、賃金が有意に高い傾向を確認できる。また、(1)を除き、年齢が高い雇用者ほど賃金が有意に高い。経験年数（障害が判明した時点からの勤続年数）についてはいずれの推計式においても賃金への有意な影響を確認できなかった。また、雇用形態については、正社員は正社員以外の雇用者に比べ有意に賃金が高く、正社員の中でも、無期契約の正社員は有期契約の正社員に比べ有意に賃金が高い。また、採用前から障害が判明している精神障害者においては、フルタイム労働者はパートタイム労働者に比べて有意に賃金が高い。一方で、採用後に精神障害が判明したグループにおいては、フルタイム労働者とパートタイム労働者の賃金率について、有意な差異は観察されなかった。さらに、採用後に精神障害が判明したグループにおいては、企業規模が大きいほど賃金が高いことや、男性雇

用者の方が女性に比べ賃金が有意に高いことも観察された。

続いて(5)列から(8)列は身体障害者について同様の賃金関数を推計した結果である。これによれば、採用前に身体障害が判明していた雇用者については、精神障害者と同様、障害が重度である人々に比べ、障害が相対的に軽い人の賃金のほうが高い傾向がある。一方で、採用後に身体障害が判明した雇用者については、同様の傾向は確認されなかった。また、2013年、2018年とともに、また、障害判明時点の別に関わらず年齢の高い雇用者ほど有意に賃金が高く、さらに、身体障害の判明時点が採用前のグループにおいては、経験年数の長い雇用者ほど有意に賃金が高い。雇用形態などについては精神障害者と概ね同様であり、障害の判明時点に関わらず、正社員はそれ以外の雇用者に比べ有意に賃金が高く、中でも無期契約の正社員は有期契約の正社員に比べ賃金が高い。また、フルタイム労働者はパートタイム労働者に比べて有意に賃金が高く、概ね企業規模が大きいほど賃金が高く、男性の方が女性に比べ賃金が有意に高いことが観察された。

また採用後に精神障害が判明した雇用者以外、地域別最低賃金(ln)の係数は全て有意に正であり、その影響の大きさは、地域別最低賃金が1%高いと、賃金も1%前後高いことが観察された。

先に述べた通り、分析期間において最も明確に賃金分布の右へのシフトが観察されたのは、採用前から障害を持っていた精神障害者である（図3参照）。

続いて、その精神障害者の賃金変化の要因について、Blinder-Oaxaca分解手法を用いて検証を行う。すなわち、精神障害者の賃金上昇が、表3の結果が示すような高賃金の要因となる属性を持つ雇用者が増加したためなのか（雇用者の「構成変化」）、あるいは、この5年間で賃金カーブの

表3 雇用障害者の賃金関数（60歳未満、障害種別、障害が判明した時点別）

障害の種別 障害が判明した時点 調査年 被説明変数：対数実質賃金（率）	精神障害				身体障害			
	採用前		採用後		採用前		採用後	
	2013年 (1)	2018年 (2)	2013年 (3)	2018年 (4)	2013年 (5)	2018年 (6)	2013年 (7)	2018年 (8)
精神障害の程度 1級	0.052 (0.079)	-0.056 (0.056)	0.240 (0.226)	0.003 (0.130)				
2級	-0.009 (0.029)	-0.047** (0.017)	-0.072 (0.051)	-0.019 (0.052)				
不明	0.035 (0.047)	-0.062 (0.038)	0.096 (0.123)	0.011 (0.158)				
医師の診断書等	0.334 (0.188)	0.027 (0.117)	0.043 (0.052)	0.063 (0.055)				
身体障害の程度 3・4級					0.032** (0.010)	0.026 (0.015)	-0.009 (0.013)	-0.018 (0.013)
5・6級					0.029* (0.012)	0.033* (0.016)	-0.001 (0.016)	-0.026 (0.019)
不明					-0.004 (0.030)	-0.047 (0.033)	0.020 (0.075)	-0.010 (0.049)
年齢	0.008 (0.008)	0.012* (0.005)	0.048* (0.019)	0.036* (0.016)	0.025** (0.004)	0.028** (0.004)	0.048** (0.008)	0.042** (0.009)
年齢二乗／100	-0.005 (0.012)	-0.011 (0.007)	-0.041 (0.023)	-0.027 (0.019)	-0.023** (0.005)	-0.027** (0.005)	-0.038** (0.009)	-0.033** (0.010)
経験年数	0.003 (0.009)	0.000 (0.004)	0.005 (0.008)	0.004 (0.006)	0.008** (0.002)	0.006* (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
経験年数二乗／100	-0.019 (0.037)	0.023 (0.017)	0.014 (0.026)	-0.002 (0.019)	0.001 (0.005)	0.005 (0.006)	0.003 (0.006)	0.005 (0.007)
週所定労働 20～30 時間未満	-0.067* (0.029)	-0.080** (0.021)	0.051 (0.161)	-0.046 (0.066)	-0.160** (0.020)	-0.127** (0.024)	-0.152** (0.055)	-0.086 (0.044)
20 時間未満	-0.107 (0.068)	-0.017 (0.091)	-0.084 (0.318)	-0.119 (0.115)	-0.111 (0.081)	-0.097** (0.037)	0.118 (0.397)	0.026 (0.154)
有期契約・正社員	-0.186* (0.087)	-0.068 (0.056)	-0.008 (0.258)	-0.016 (0.118)	-0.262** (0.038)	-0.054 (0.056)	-0.178** (0.061)	-0.036 (0.076)
無期契約・正社員以外	-0.318** (0.071)	-0.221** (0.035)	-0.579 (0.312)	-0.489** (0.063)	-0.260** (0.035)	-0.368** (0.027)	-0.557** (0.056)	-0.542** (0.033)
有期契約・正社員以外	-0.289** (0.058)	-0.233** (0.028)	-0.540** (0.089)	-0.503** (0.048)	-0.350** (0.017)	-0.373** (0.021)	-0.545** (0.029)	-0.492** (0.043)
企業全体常用雇用者 5～29 人	-0.112 (0.124)	-0.062 (0.059)	-0.591** (0.194)	-0.193** (0.061)	-0.172** (0.051)	-0.010 (0.144)	-0.192* (0.080)	0.092 (0.113)
30～99 人	-0.143 (0.099)	0.061 (0.075)	-0.191 (0.116)	0.028 (0.124)	-0.195** (0.032)	0.031 (0.046)	-0.157** (0.043)	-0.081 (0.052)
100～199 人	-0.138 (0.083)	-0.031 (0.047)	-0.095 (0.098)	-0.024 (0.079)	-0.103** (0.028)	-0.032 (0.038)	-0.144** (0.045)	-0.008 (0.058)
200～499 人	-0.084 (0.060)	-0.023 (0.034)	-0.004 (0.080)	-0.109* (0.053)	-0.060** (0.022)	0.029 (0.032)	-0.058 (0.036)	-0.058 (0.036)
1,000 人～	-0.001 (0.054)	-0.006 (0.021)	0.121* (0.057)	0.082 (0.048)	0.063** (0.021)	0.071** (0.023)	0.066* (0.033)	0.121** (0.030)
事業所の常用雇用障害者比率	-0.002 (0.003)	-0.002** (0.001)	0.010 (0.009)	-0.008 (0.005)	-0.004** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.013 (0.007)
女性	0.060 (0.039)	0.030 (0.020)	-0.192** (0.059)	-0.183** (0.043)	-0.143** (0.010)	-0.081** (0.012)	-0.245** (0.020)	-0.239** (0.018)
地域別最低賃金 (ln)	0.992** (0.167)	1.204** (0.104)	0.278 (0.247)	0.454 (0.317)	0.803** (0.103)	1.098** (0.147)	0.622** (0.127)	0.780** (0.127)
定数項	0.410 (1.137)	-1.145 (0.701)	4.533** (1.683)	3.621 (2.211)	1.487* (0.686)	-0.645 (1.023)	2.312** (0.857)	1.296 (0.872)
N	812	2,319	509	703	10,979	9,171	5,374	3,599
R-squared	0.237	0.214	0.357	0.327	0.345	0.331	0.287	0.405
Adj R-squared	0.211	0.205	0.321	0.300	0.344	0.329	0.284	0.401
F-stat	10.68	24.92	9.878	33.46	126.7	73.10	79.07	64.53

註：\*\*、\*は各々 1、5%で統計的に有意であることを示す。事業所単位のクラスターに頑健な標準誤差に基づく。基準カテゴリーは男性、無期契約・正社員、企業全体の常用雇用者 500～999 人、フルタイム、身体障害 1・2 級あるいは精神障害 3 級である。なお示されていないかぎり、説明変数として職種ダミーを含む。

出所：厚生労働省「障害者雇用実態調査結果（平成 25、30 年）」個票に基づく筆者推計。

形状（各属性変数の係数の値）自体に変化があつたのか（賃金カーブの「構造変化」）を検証した結果が表4である。

これによれば、2013年と2018年の賃金について、有意な差異（賃金上昇）が確認されるのは、精神障害者のうち、障害の判明時点が採用前であるグループのみであった<sup>注12</sup>。推計によれば、

このグループにおける5年間の（対数）賃金上昇値（0.086）のうち、賃金上昇分160.4%（0.138）は雇用者の属性変化（構成変化）によるものであり、それを相殺する賃金減少分-61.0%（-0.0525）は賃金関数の係数の変化（構造変化）に起因することが示された。

さらに各変数の寄与について詳細を見ると、構

表4 雇用障害者（60歳未満）の2時点間の賃金変化に関するBlinder-Oaxaca分解

障害の種別		精神障害			
障害が判明した時点 調査年 分解要素	1級 (3級基準)	採用前 2013-2018年 構成 構造		採用後 2013-2018年 構成 構造	
		0.00014 (0.00035)	0.00000 (0.00235)	0.00050 (0.00117)	-0.00208 (0.00180)
精神障害の程度	2級	0.00057 (0.00135)	0.03010 (0.02240)	-0.00333 (0.00250)	0.02110 (0.01450)
	3級	-0.00150 (0.00235)	0.05290* (0.02680)	-0.00338 (0.00547)	0.02660 (0.03630)
	不明	0.00252 (0.00156)	-0.00015 (0.00280)	-0.00011 (0.00051)	-0.00079 (0.00307)
	医師の診断書等	-0.00469 (0.00280)	-0.00326 (0.00313)	-0.00676 (0.00989)	0.01450 (0.01280)
年齢		0.01030 (0.00641)	0.15100 (0.36200)	0.04500 (0.02560)	-0.54300 (1.04600)
年齢二乗／100		-0.00690 (0.00547)	-0.10200 (0.19800)	-0.03450 (0.02110)	0.28100 (0.57300)
経験年数		0.00044 (0.00096)	-0.00931 (0.03480)	0.01390 (0.01400)	-0.00926 (0.07130)
経験年数二乗／100		-0.00003 (0.00214)	0.01390 (0.01430)	-0.00008 (0.00943)	-0.01850 (0.03890)
週所定労働時間	通常	-0.00072 (0.00010)	-0.02100 (0.03380)	-0.00164 (0.00131)	0.04290 (0.08600)
	20時間以上 30時間未満	-0.00048 (0.00091)	-0.00626 (0.00657)	0.00061 (0.00105)	-0.00143 (0.00248)
	20時間未満	0.00001 (0.00034)	0.00145 (0.00168)	-0.00060 (0.00062)	0.00015 (0.00086)
雇用形態	無期契約・正社員	-0.00177 (0.00316)	-0.01200 (0.00902)	-0.01960 (0.00580)	-0.02620 (0.05440)
	有期契約・正社員	-0.00006 (0.00050)	0.00172 (0.00230)	0.00137 (0.00139)	-0.00030 (0.00100)
	無期契約・正社員以外	-0.00509* (0.00214)	0.00258 (0.00394)	-0.00780** (0.00262)	0.00120 (0.00087)
	有期契約・正社員以外	0.00380 (0.00293)	-0.00778 (0.02310)	-0.00967* (0.00452)	0.00027 (0.00590)
企業全体の常用 雇用労働者数	5~29人	0.00039 (0.00057)	-0.00048 (0.00176)	0.00318 (0.00215)	0.00185 (0.00145)
	30~99人	-0.00039 (0.00091)	0.00608 (0.00356)	0.00024 (0.00093)	0.00351 (0.00323)
	100~199人	0.00042 (0.00057)	0.00203 (0.00289)	-0.00088 (0.00139)	-0.00051 (0.00293)
	200~499人	0.00010 (0.00072)	-0.00080 (0.00511)	-0.00055 (0.00110)	-0.0200** (0.00777)
	500~999人	-0.00059 (0.00089)	-0.00983 (0.00944)	-0.00257 (0.00339)	-0.01150 (0.01220)
	1,000人~	0.00302 (0.00194)	-0.04610* (0.02160)	0.01820* (0.00831)	-0.09060* (0.04330)

事業所の常用雇用障害者比率 (100%)	-0.00317 (0.00216)	-0.00009 (0.00795)	0.00023 (0.00106)	-0.03880 (0.02450)
女性	0.00310 (0.00167)	-0.00916 (0.01310)	-0.01290** (0.00488)	0.00072 (0.01060)
地域別最低賃金 (ln)	0.12300** (0.01260)	1.42000 (1.29700)	0.04040 (0.02340)	1.18100 (2.60000)
定数項		-1.54600 -1.34300		-0.83300 -2.66500
5 年前との差	0.08600** (0.02170)		0.02260 (0.03900)	
構成変化に起因	0.13800** (0.01690)		0.04060 (0.03160)	
構造変化に起因	-0.05250** (0.01890)		-0.01810 (0.03180)	
N	3,131		1,212	

註：\*\*、\*は各 1、5%で統計的に有意であることを示す。事業所単位のクラスターに頗健な標準誤差に基づく。

出所：厚生労働省「障害者雇用実態調査結果（平成 25、30 年）」個票に基づく筆者推計。

成変化による賃金上昇のほとんどは、地域別最低賃金の上昇によるもので 89.1% (=0.123 ÷ 0.138) を占める。また構造変化（賃金カーブの係数値の変化）については、全体では賃金を減少させていくが、精神障害程度 3 級ダミーの係数値の変化は、賃金を上昇させる方向に寄与しており、その大きさは賃金上昇全体の 61.5% (=0.0529 ÷ 0.0860) に相当する。つまり、精神障害者雇用が義務化された 2018 年に向けての 5 年間において、障害程度が相対的に軽い、精神障害者の賃金率が上昇していたことが示された。一方で、1000 人以上企業規模ダミーの係数値は有意に負であり、この期間の精神障害者雇用における大企業の賃金率が減少していたことも示された。

## 5. 考察・議論

改めて、推計結果を整理しよう。まず、図 1、表 1、表 2 が示すように、本研究の分析期間である 2013 年から 2018 年にかけて、とりわけ障害の判明時点が採用前である精神障害者の雇用者数が大きく増加し、さらにこのグループに統計的に有意な平均賃金の上昇が観察された。

次に、障害種別、障害判明時点別に賃金関数を推計した結果（表 3）、障害の程度が賃金に及ぼ

す影響については、採用前に障害が判明した精神障害者・身体障害者については、障害手帳の等級が低いほど賃金が高い傾向が有意に観察された。その一方で、採用後に障害が判明した身体障害者については、そのような傾向は確認されなかった<sup>注13</sup>。

その他、表 3 の推計において賃金に有意な正の相関が確認された雇用障害者の属性は、年齢の高さ、男性、大企業、正社員、無期雇用、フルタイムといった特性であり、障害でない者を含む従来の賃金関数推計の先行研究と概ね矛盾のない傾向が確認された。ただし、精神障害者については、性別や企業規模について、上記のような、障害でない者を含む従来の賃金関数に準じた結果が観察されたのは、採用後に障害が判明したグループのみであり、採用前に精神障害が判明した雇用者の賃金カーブの異質性を示唆する結果となつた。

続いて、精神障害者について、その賃金上昇の要因を Blinder-Oaxaca 分解手法を用いて検証を行った結果（表 4）によれば、分析期間において、精神障害者かつ障害の判明時点が採用前のグループにおいて、有意な賃金上昇が確認された。そして、この上昇の最大の要因は地域別最低賃金の構成変化（最低賃金引き上げ）によるものであること、さらに、構造的な賃金上昇要因として、

手帳等級が3級である人の賃金率上昇も確認された。一方で、それを相殺するように、1000人以上規模の大企業では、精神障害者雇用における賃金率が低下したことも示された。

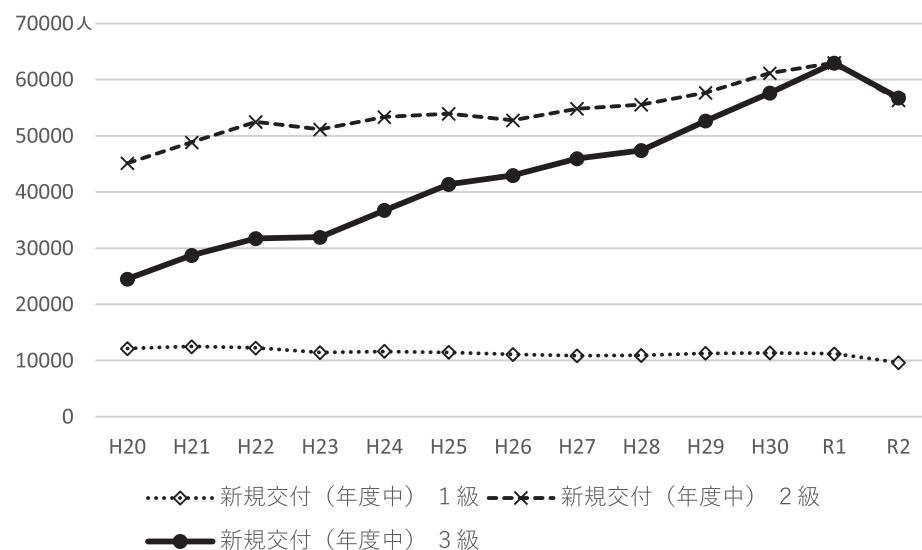
最低賃金の引き上げの影響については、図2で示した通り、精神障害者の賃金分布は知的障害者と同様に、かなり低い水準に偏っているため、最低賃金引上げが直接的な影響を与えた可能性が示唆される。

また、なぜ3級精神障害者ダミーの係数の値が大きくなったかについては次のような可能性も考えられる。従来、困難を抱えながらも一般枠で就労していた、あるいは就労を目指していた、相対的に軽度の精神障害を抱える人々の一部が、手帳取得によってより働きやすい障害者雇用枠での就労に切り替えたとすれば、3級精神障害の雇用者の集団属性に、賃金上昇に寄与する変化が生じた可能性が考えられる。

本研究のデータからは、その直接的証拠を提示することができないが、いくつかの傍証はある。

第一に、附表に基づくと、採用前に精神障害が判明した人の中、障害の程度が「不明」あるいは「医師の診断等による」割合は2013年では10%存在していたが、2018年では4%まで減少しており、3級手帳取得者は45%から53%へと増加した<sup>注14</sup>。第二に、厚生労働省「衛生行政報告例（各年度版）」の精神保健福祉手帳の障害等級別新規交付数の推移を示した図4によれば、折しも精神障害者の雇用義務化が開始された2018（平成30）年度とその翌年の2019（令和元）年度にかけて、とりわけ3級の精神障害者が著しく増加した。第三に、「衛生行政報告例」では年齢別の手帳取得数を捕捉できないため、さらに、厚生労働省「生活のしづらさなどに関する調査（平成23、28年）」個票データにより、精神保健福祉手帳取得者のうち各等級取得者の割合を推計し

図4 精神保健福祉手帳新規交付数推移（等級別）



出所：厚生労働省「衛生行政報告例」（平成20年～令和2年）より筆者再編集

**表5 精神保健福祉手帳取得者の等級別割合**

①生産年齢人口

手帳等級	2011	2016
1級 %	16.5%	12.6%
2級 %	60.6%	60.9%
3級 %	22.9%	26.5%

②全年齢

手帳等級	2011	2016
1級 %	20.9%	17.3%
2級 %	55.5%	57.0%
3級 %	23.6%	25.7%

出所：厚生労働省「生活のしづらさなどに関する調査」（平成23、28年）個票に基づく筆者推計。

たところ（表5）、2011年から2016年にかけて、やはり3級手帳取得者の比率が他の等級に比べ増加しており、この傾向は生産年齢人口でより顕著であった。

従来、精神保健福祉手帳は他の障害に係る手帳に比べて取得率が著しく低い（駒村・荒木2018）。3級については、社会保障の観点からは享受できる経済的メリットが小さいことなどが、取得へのインセンティブを阻害する要因と推察される。

しかし、精神障障害者の実雇用率算入や法定雇用率引き上げなど、障害者雇用促進法の改正は、精神障障害者にとって手帳取得へのインセンティブとなった可能性が考えられる。冒頭でも述べたように、65歳未満の身体障障害者人口は減少の一途を辿っており、精神障障害者の雇用拡大なくして、雇用率達成が困難になりつつあるのが日本の障害者労働市場の状況である。新規に精神障障害3級を取得して障害労働市場に入ってきた集団の生産性が高く、従来、身体障障害者がこなしていたよりレベルの高い職務の雇用を担うことで、賃金率が上昇した可能性もある。採用後に精神障障害3級が明らかになったグループについては同様の構造変化が観察されなかつたことは、この新規に雇用された精神障障害3級の人々の集団属性になんらかのバイアスがあった可能性を示唆している<sup>注15</sup>。

また、この分析期間において、大企業では精神障障害者の賃金率が逆に低下していたことも明らか

になった。前述の通り、本研究で用いたデータは、教育年数をはじめ雇用者の生産性に係る人的資本変数が欠落していることもあり、この要因について、直接的な根拠を検証することはできなかった。また、Blinder-Oaxaca分解の推計結果において、上記のような欠落変数に起因する賃金格差が、観測可能な変数（3級ダミー、1000人以上規模ダミー）の構造変化に含まれた形で表れる可能性は、先行研究においてもたびたび指摘されている（Card and Krueger, 1992）。

## 6. 結論

本稿では、厚生労働省「障害者雇用実態調査（平成25、30年）」や「生活のしづらさなどに関する調査（平成23、28年）」の個票データを用い、障害者雇用促進法改正による精神障障害者の実雇用率算入や法定雇用率引き上げを背景に、急速に増大した精神障障害雇用者の賃金分布がどのように変化したかを検証した。その結果、2013年から2018年の5年間で、採用前に障害が判明していた精神障障害雇用者の賃金は統計的に有意に上昇していた。そして、その上昇は地域別最低賃金の引き上げに起因するところが大きいことに加え、構造的な上昇要因として、相対的に障害程度の軽い精神障障害3級の賃金率の上昇があったことが確認された。

精神障障害3級の賃金が上昇した要因として、

附表 記述統計量

障害の種別 障害が判明した時点 調査年	精神障害				身体障害			
	採用前		採用後		採用前		採用後	
	2013年	2018年	2013年	2018年	2013年	2018年	2013年	2018年
実質対数賃金（被説明変数）	6.976 (0.426)	7.062 (0.410)	7.662 (0.517)	7.684 (0.600)	7.403 (0.523)	7.458 (0.559)	7.796 (0.504)	7.824 (0.481)
身体障害の程度 1・2級					0.468 (0.499)	0.479 (0.500)	0.425 (0.494)	0.500 (0.500)
3・4級					0.346 (0.476)	0.346 (0.476)	0.400 (0.490)	0.338 (0.473)
5・6級					0.173 (0.378)	0.163 (0.369)	0.163 (0.369)	0.150 (0.357)
不明					0.0126 (0.111)	0.0114 (0.106)	0.0115 (0.107)	0.0114 (0.106)
精神障害の程度 1級	0.027 (0.162)	0.024 (0.154)	0.008 (0.088)	0.021 (0.145)				
2級	0.422 (0.494)	0.413 (0.492)	0.189 (0.392)	0.242 (0.428)				
3級	0.446 (0.497)	0.527 (0.499)	0.507 (0.500)	0.666 (0.472)				
不明	0.071 -0.258	0.029 -0.166	0.026 -0.158	0.019 -0.135				
医師の診断書等	0.033 (0.179)	0.008 (0.088)	0.271 (0.445)	0.053 (0.223)				
年齢	37.030 (9.524)	38.020 (9.719)	43.300 (8.523)	44.390 (8.961)	42.140 (10.400)	42.690 (10.500)	49.220 (7.779)	49.620 (7.434)
経験年数	3.576 (5.176)	3.719 (3.750)	6.323 (7.799)	9.175 (9.133)	12.140 (10.160)	11.430 (9.972)	12.040 (10.560)	13.890 (10.940)
週所定労働時間 通常	0.821 (0.383)	0.802 (0.399)	0.976 (0.152)	0.946 (0.226)	0.966 (0.182)	0.952 (0.214)	0.988 (0.108)	0.977 (0.151)
20時間以上 30時間未満	0.158 (0.365)	0.170 (0.376)	0.020 (0.139)	0.043 (0.202)	0.032 (0.175)	0.041 (0.198)	0.011 (0.103)	0.019 (0.135)
20時間未満	0.021 (0.143)	0.028 (0.165)	0.004 (0.063)	0.011 (0.106)	0.003 (0.052)	0.007 (0.085)	0.001 (0.031)	0.005 (0.069)
雇用形態 無期契約・正社員	0.180 (0.384)	0.168 (0.374)	0.921 (0.269)	0.848 (0.359)	0.647 (0.478)	0.619 (0.486)	0.933 (0.251)	0.899 (0.301)
有期契約・正社員	0.035 (0.183)	0.033 (0.179)	0.006 (0.077)	0.011 (0.106)	0.026 (0.158)	0.025 (0.156)	0.009 (0.092)	0.008 (0.088)
無期契約・正社員以外	0.075 (0.264)	0.127 (0.333)	0.004 (0.063)	0.033 (0.178)	0.032 (0.176)	0.083 (0.275)	0.007 (0.080)	0.027 (0.162)
有期契約・正社員以外	0.711 (0.454)	0.672 (0.469)	0.069 (0.253)	0.108 (0.311)	0.296 (0.456)	0.274 (0.446)	0.052 (0.223)	0.066 (0.248)
企業全体の常用雇用労働者数 5~29人	0.022 (0.147)	0.016 (0.124)	0.012 (0.108)	0.003 (0.053)	0.004 (0.065)	0.003 (0.055)	0.005 (0.069)	0.003 (0.058)
30~99人	0.054 (0.227)	0.032 (0.176)	0.037 (0.190)	0.021 (0.145)	0.025 (0.155)	0.016 (0.127)	0.029 (0.168)	0.014 (0.116)
100~199人	0.055 (0.229)	0.038 (0.191)	0.053 (0.224)	0.023 (0.149)	0.033 (0.180)	0.023 (0.150)	0.042 (0.202)	0.028 (0.165)
200~499人	0.135 (0.342)	0.101 (0.302)	0.110 (0.313)	0.097 (0.296)	0.085 (0.279)	0.069 (0.253)	0.104 (0.305)	0.074 (0.261)
500~999人	0.148 (0.355)	0.132 (0.338)	0.145 (0.353)	0.121 (0.326)	0.125 (0.331)	0.121 (0.326)	0.121 (0.326)	0.111 (0.314)
1,000人~	0.585 (0.493)	0.682 (0.466)	0.642 (0.480)	0.735 (0.441)	0.727 (0.445)	0.768 (0.422)	0.699 (0.459)	0.771 (0.420)
事業所の常用雇用障害者比率(100%)	2.879 (4.653)	5.372 (15.20)	2.264 (2.461)	2.021 (3.119)	2.332 (5.337)	3.121 (9.902)	1.920 (4.081)	1.813 (2.026)
女性	0.286 (0.452)	0.369 (0.483)	0.134 (0.341)	0.206 (0.405)	0.325 (0.468)	0.359 (0.480)	0.143 (0.350)	0.171 (0.377)
地域別最低賃金(ln)	6.659 (0.086)	6.767 (0.093)	6.656 (0.084)	6.770 (0.087)	6.656 (0.085)	6.764 (0.091)	6.655 (0.084)	6.756 (0.092)
N	812	2,319	509	703	10,979	9,171	5,374	3,599

出所：厚生労働省「障害者雇用実態調査結果(平成25、30年)」個票に基づく筆者計算。

次のような考察ができる。2013年から2018年までの間に、精神障害3級の新規取得者は、より精神障害の重い等級と比較し、生産年齢人口で特に増加しており、雇用者においても3級取得者の比重が高まっている。一方で、65歳未満の身体障害者人口が減少する中、法定雇用率を満たすため、精神障害者の中でも、相対的に障害程度が軽く、生産性の高い精神障害者の雇用が促進された結果、精神障害3級の賃金が相対的に上昇した可能性がある。

しかしながら、分析期間において、大企業に雇用されている精神障害者の賃金率は低下していたことも確認された。データ制約から、本研究ではその直接的な要因を検証することはできなかったが、当該期間において、精神障害を持つ雇用者の約半数は1000人以上規模の企業に属し、これら大企業において、精神障害者雇用の量的拡大が、雇用の質にどのような影響を及ぼしたかを検証することは、今後に残された重要な課題の一つであろう。

また、地域別最低賃金の引き上げは、精神障害者の賃金上昇に大きな影響を与えたことが示唆された。とはいえ本稿でも示されたように、身体障害雇用者と比較して、精神障害者雇用者の賃金分布は低く、知的障害者の賃金分布に近い。そのため、最低賃金引き上げの影響をより直接的に受けたものと示唆される。よって、上記のような賃金上昇はあっても、先行研究が指摘する、障害程度が相対的に軽い精神障害者への年金給付水準の低さ（たとえば障害厚生年金3級の給付水準）を埋め合わせるには不十分であった可能性が高い。実際、地域別最低賃金との相関の高さは、その賃金水準自体の低さを示すものと考えられる。精神障害者全体の貧困リスク緩和への影響が実際どれほどであったかを把握することも、今後に残された重要な研究課題である。

## 注

- 1 本研究は、JSPS 科研費 JP17H0100 および厚生労働行政推進調査事業費補助金 JPMH21AA2008 の助成を受けている。本稿の分析で用いられた厚生労働省「障害者雇用実態調査」個票データは前者助成事業の一環として、厚生労働省「生活のしづらさなどに関する調査」個票データは後者助成金事業の一環として、統計法に基づき利用が認められたものである。また Blinder-Oaxaca 分解については、慶應義塾大学の太田聰一教授に詳細なご教示を頂戴した。また、東京経済大学の安田宏樹准教授からもミンサー賃金閏数推計や制度的背景に係る有益なコメントを頂戴した。残されている誤りはすべて筆者の責任であるが、心より感謝申し上げる。本論文に関し、開示すべき利益相反関連事項はない。
- 2 G7の中で、割当雇用制度を導入しているドイツ、フランス、イタリアでは法定雇用率を6~7%に設定しており（ILO and OECD 2018）、一見すると日本の法定雇用率よりかなり高い。しかし、これらの国々では、就労困難性を含めた障害認定を取り入れるなど、障害の定義範囲そのものが日本より広い（高齢・障害・求職者雇用支援機構障害者職業総合センター 2020）。
- 3 雇用者数、実雇用率とともに、厚生労働省「障害者雇用状況報告」（各年6月1日時点値）の集計値である。
- 4 実際に、1991年に約141万人ほどであった身体障害者の65歳未満人口は、2018年には約108万人に減少している一方、知的障害者においては同様の期間に52.6万人、精神障害者は1999年から2017年にかけて108.5万人増加している。なお、精神障害者数は、「患者調査」ICD-10の「V 精神及び行動の障害」から知的障害（精神遅滞）を除いた数に、てんかんとアルツハイマーの数を加えた患者数に対応している（厚生労働省「生活のしづらさなどに関する調査（平成28年度）」「身体障害児・者実態調査（平成3年度）」「精神薄弱児（者）基礎調査（平成2年度）」「患者調査（平成29年度、11年度）」より）。
- 5 身体障害者数、知的障害者数推計値は厚生労働省「生活のしづらさなどに関する調査（平成28年度）」より。精神障害者数の定義は注4に準ずる。
- 6 厚生労働省「障害者の職業紹介情報等」より。
- 7 例えば、追加所得保障（Supplemental Security Income）。

Income : SSI) の受給者は、パートタイムによる収入が受給資格レベルを超えて、一定の状況下ではメディケイド加入を継続できるようになり（1994年改正）、通常は健康保険が適用されないパートタイム雇用の医療コストを押し下げたほか、1990年代以降、SSIと社会保障障害者保険（Social Security Disability Insurance: SSDI）の資格要件となる収入上限の緩和によって、パートタイム雇用が障害者にとって、より現実的な所得補完手段となっていることが指摘されている。（Hotchkiss 2003; 2004）。

8 調査設計上、企業規模はカテゴリー変数となっている（2008年は5-29人、30-99人、100-499人、500-999人、1000人以上、2013年は100-499人のカテゴリーが細分化され、100-199人、200-499人）。そのため雇用義務対象となる企業規模の境目（2008年は56人以上、2013年は50人以上）で分類できない。

9 厚生労働省「障害者雇用実態調査」では、事業所毎の常用障害者雇用比率は把握できるが、企業毎の比率は把握できないため、法定雇用率を満たしているなどの分析を行うことはできない。障害者雇用の割当が日本企業の生産性、利潤率に及ぼした影響については研究サービスを含め、森・坂本（2017）が参考になる。

10 近年の日本における最低賃金引き上げが雇用に与える一般的影響に関する研究サービスおよびメタ分析については、董・茨木（2023）が参考になる。

11 ただし、2013年度と2018年度調査では身体障害者の定義が異なる。身体障害者の定義を2013年度調査に合わせた場合（2013年度調査結果では身体障害に計上されていない身体障害と知的障害の重複障害のある者を2018年度調査結果から同様に除いた場合）、2018年度調査結果における身体障害雇用者総数は40.6万人となるため、実減少幅はより大きいと推察される。なお先に述べたように、本稿の推計では重複障害者を除いて推計を行っている。

12 ただし、障害発生時点が採用後のグループはサンプルサイズが小さく、これが推計の有意性に影響を与えた可能性があることも留意すべきである。

13 採用後に障害が判明した身体障害者において、障害の相対的な軽さと賃金の高さとの間に相關が観察されなかった要因の一つとして、残存バイアス（survival bias）が考えられよう。採用後に重度の身体障害に見

舞われながらも就業継続している人々の中には、障害発生以前と同等の業務を行うために必要となる環境整備などのコストが比較的低い人が含まれている、あるいは、本人や職場にとって、そのような環境整備のコストを払ってでも就業継続する（させる）ことのメリットが大きい、生産性の高い雇用者が含まれている可能性もある。

14 附表によれば、採用後に精神障害が判明した人についても同様に、障害の程度が「不明」あるいは「医師の診断等による」割合が2013年から2018年にかけて30%から7%へと減っているが、3級の割合が51%から66%へと増加したばかりでなく、2級の割合も19%から25%へと増加している。

15 なお身体障害者雇用で埋まらなかつた障害者雇用枠を3級の精神障害者雇用で埋め合わせようとする労働需要がもし労働供給より大きかったとすれば、そうした要因によっても、3級の精神障害雇用者の賃金は上昇する可能性がある。

## 参考文献

- Blinder, A., Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources* 1973; 8(4): 436-455.
- Card, D., A. Krueger, School Quality and Black-White Relative Earnings: A Direct Assessment. *Quarterly Journal of Economics* 1992; 107(1): 151-200.
- Choe, C., M. L. Baldwin, Duration of Disability, Job Mismatch and Employment Outcomes. *Applied Economics* 2017; 49(10-12): 1001-15.
- DeLeire, T., The Wage and Employment Effects of the Americans with Disabilities Act, *Journal of Human Resources* 2000; 35(4): 693-715.
- Hollenbeck, K., J. Kimmel, Differences in the Returns to Education for Males by Disability Status and Age of Disability Onset. *Southern Economic Journal* 2008; 74(3): 707-724.
- Hotchkiss, J., The labor market experience of workers with disabilities: The ADA and beyond. Kalamazoo, Mich.: W.E. Upjohn Institute of Employment Research, 2003.
- Hotchkiss, J., Growing Part Time Employment Among

- Workers with Disabilities. *Economic Review*. Atlanta, GA: Federal Reserve Bank of Atlanta, 2004.
- ILO and OECD, *Labour Market Inclusion of People with Disabilities*, 2018.  
[https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---inst/documents/publication/wcms\\_646041.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---inst/documents/publication/wcms_646041.pdf).
- Jones, M. K., Disability and the Labour Market: a Review of the Empirical Evidence. *Journal of Economic Studies* 2008; 35(5): 405-424.
- Jones, M. K., P. L. Latreille, Disability and Earnings: Are Employer Characteristics Important?, *Economics Letters* 2010; 106(3): 191-194.
- Jones, M. K., P. L. Latreille, P. J. Sloane, Disability, Gender and the British Labour Market. *Oxford Economic Papers* 2006; 58(3): 407-459.
- Kruse, D., L. Schur, S. Rogers, M. Ameri, Why Do Workers with Disabilities Earn Less? Occupational Job Requirements and Disability Discrimination. *British Journal of Industrial Relations* 2018; 56(4): 798-834.
- Longhi, S., C. Nicoletti, L. Platt, Interpreting Wage Gaps of Disabled Men: the Roles of Productivity and of Discrimination. *Southern Economic Journal*, 2012; 78(3): 931-53.
- Oaxaca, R., Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 1973; 14(3): 693-709.
- OECD, *Fitter Minds, Fitter Jobs: From Awareness to Change in Integrated Mental Health, Skills and Work Policies, Mental Health and Work*, OECD Publishing, Paris, 2021.  
<https://doi.org/10.1787/a0815d0f-en>.
- Schur, L. A., Dead End Jobs or a Path to Economic Well Being. *Behavioral Sciences and the Law* 2002; 20: 601-620.
- Yun, M., A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions. *Economic Inquiry* 2005; 43: 766-772.
- 泉田信行, 黒田有志弥, 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 2019; 4(3) : 311-322.
- 金子能宏, 経済政策的観点からの検証. 松井亮輔・岩田克彦編, 障害者の福祉的就労の現状と展望, 中央法規. 2011.
- 厚生労働省, 2016, 障害者雇用関係資料 ([https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12602000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu\\_Roudouseisakutantou/0000132445.pdf](https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12602000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Roudouseisakutantou/0000132445.pdf), 2021年12月13日確認)
- 厚生労働省, 2019, 障害者雇用の現状等 (<https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-11601000-Shokugyouanteikyoku-Soumuka/0000178930.pdf>, 2021年12月13日確認)
- 厚生労働省, 2021, 令和3年版厚生労働白書, ([https://www.mhlw.go.jp/toukei\\_hakusho/hakusho/index.html](https://www.mhlw.go.jp/toukei_hakusho/hakusho/index.html), 2021年12月13日確認)
- 駒村康平, 荒木宏子, 障害者の人口構成の変化と雇用拡大への課題: 特例子会社調査による実証研究. 社会保障研究. 2018; 2(4) : 484-497.
- 高齢・障害・求職者雇用支援機構障害者職業総合センター, 障害認定及び就労困難性の判定に係る諸外国の具体的実務状況等に関する調査研究～フランス・ドイツの取組. 調査研究報告書 No.154, 2020.
- 坂本徳仁, 森悠子, 障がい者雇用の現状と政策課題, 川口大司編, 日本の労働市場: 経済学者の視点, 有斐閣, 2017.
- 董艶麗, 萩木瞬, 日本における最低賃金の引き上げが雇用に与える影響. 日本労働研究雑誌 2023; 750 : 93-107.
- 百瀬優, 大津唯, 障害年金受給者の生活実態と就労状況. 社会政策 2020; 12(2) : 74-87.
- 長瀬修, 東俊裕, 川島聰, 障害者の権利条約と日本: 概要と展望. 生活書院. 2008.
- 榎原賢二郎, 障害者手帳保有者の社会生活はどれぐらい不利なのか: 障害種別を考慮した多変量解析. 田辺国昭・西村幸満監修・国立社会保障・人口問題研究所編, 生活不安の実態と社会保障: 新しいセーフティーネットの構築に向けて, 東京大学出版会, 2022.
- 山田篤裕, 百瀬優, 四方理人, 障害等により手助けや見守りを要する人の貧困の実態, 貧困研究 2015; 15 : 99-121.
- 山村りつ編, 入門 障害者政策, ミネルヴァ書房. 2019.

# Recent Sharp Increases in Employees with Mental Disabilities and Changes in their Wage Structure: Evidence based on Blinder–Oaxaca Decomposition

Atsuhiro Yamada<sup>\*1</sup>, Hiroko Araki<sup>\*2</sup>

## Abstract

In this paper, we investigate how the wage distribution of employees with a mental disability (i.e., impairment caused by a mental illness) has changed in the wake of the sharp increase in the number of these employees after the application of the disability employment obligation to them and the increase in the mandatory employment rate under the revised Act to Facilitate the Employment of Persons with Disabilities. For our analysis, we used two microdata sets, namely, the Disabled Employment Survey (2013, 2018) and the Life Difficulty Survey (2011, 2016), which are conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare.

There are three major findings. First, on average, workers with a mental disability, whose disability was recognized by their employers prior to hiring, experienced statistically significant wage increases between 2011 and 2018. Second, Blinder-Oaxaca decomposition of wage increases revealed that the regional minimum wage was the main driving factor (compositional factor), and the change in the wage function parameter of persons with the mildest (grade 3) mental disabilities had some positive effects (structural factor). Third, these wage increases of employees with mental disabilities were spoiled by the decrease of the parameter of the wage function (structural factor) in large enterprises with more than one thousand employees.

The wage increase for employees with the mildest (grade 3) mental disabilities could be explained by the following factors: Between 2013 and 2018, the number of persons newly certified for grade 3 mental disability has increased sharply, especially among the working-age population, compared with more severe mental disability levels. The proportion of employees with grade 3 mental disability has also increased among the total number of employees with disabilities. Furthermore, in the same period, as the population of employees with physical disabilities under the age of 65 years continues to decrease as these workers retire, employers might experience difficulty filling these vacancies to meet the obligatory disability employment rate. Employers would then fill vacancies with workers with the mildest (grade 3) mental disabilities and would expect high productivity relative to hiring other workers with more severe mental disability. This would explain the wage increases for employees with grade 3 mental disabilities.

However, compared with employees with physical disabilities, the wage distribution of employees with mental disabilities is much lower and closer to that of employees with intellectual disabilities. Thus, the above-mentioned wage increases would not be sufficient to bridge the gap between the low pension benefits (e.g., the grade 3 employees' disability pension for the mildest disabilities) and the minimum income for people with relatively mild mental disability, as indicated by previous research. The high correlation with regional minimum wages may be an indication that wage levels are quite low. The extent to which these wage increases reduce the risk of poverty for people with mental disabilities remains to be investigated in future studies.

[Keywords] Act to Facilitate the Employment of Persons with Disabilities, employees with mental disabilities, wage function, Blinder-Oaxaca decomposition, regional minimum wage

---

\*1 Faculty of Economics, Keio University

\*2 Institute for Economic Studies, Keio University

## 研究ノート

# 薬剤師の判断による薬剤費削減方法の提案 —メトホルミン塩酸塩錠を例として—

石村 淳<sup>\*1</sup> 加藤 葵<sup>\*2</sup> 瀧沢 裕輔<sup>\*2</sup>

## 抄 錄

人口の高齢化、医療技術の高度化に伴う医療費の増大を背景に、医療経済への関心が高まっている。2019年度の日本の総医療費は44兆円を超え、薬剤費は約20%を占めている。医療費の増大には、様々な要因があるが、特に生活習慣病の医療費が問題となる。そこで本研究では、2型糖尿病の治療薬として高頻度に処方される薬剤の一つであるメトホルミンの使用状況および臨床現場（病院）における採用の現状について調査した。その結果、NDBオープンデータを用いたメトホルミンの使用状況は、2015年度から年々増加しており、2020年度には22億錠以上使用されていた。また、調査したすべての臨床現場（病院）でメトホルミンは採用されていた。しかし、80%以上の施設で規格が250mg/錠のみの採用であった。そのため、1回量が500mgの場合、250mg/錠を2錠で調剤を行っていた。メトホルミンは比較的安価な薬剤であるが、2022年4月現在で250mg/錠と500mg/錠の後発医薬品の薬価は同額（10.10円）と設定されている。したがって、1回量が500mgの場合、500mg/錠を1錠での調剤と比較して、250mg/錠を2錠での調剤では薬剤費が2倍となる。病院内の採用の可否に関わらず、一般名処方の場合では外来処方箋の記載表記によっては、保険調剤薬局の薬剤師の判断で適切な錠剤規格に変更することが可能である。そこで、単錠（500mg/錠を1錠）と複数錠（250mg/錠を2錠）の薬物溶出挙動の影響を評価し、同等であることが明らかとなつたため、現行の治療を継続したまでも、薬剤師の判断で薬剤費を節減できる可能性が示唆された。

キーワード：薬剤費、メトホルミン、糖尿病、後発医薬品、溶出挙動

## 緒 言

人口の高齢化、医療技術の高度化に伴う医療費の増大を背景に、医療経済への関心が高まっている。2019年度の日本の総医療費は44兆円を超え、薬剤費は約20%を占めている<sup>1)</sup>。医療費の増大には、様々な要因があるが、特に生活習慣病の医療費が問題となる。なかでも、糖尿病は、現在のところ生涯完治不能な慢性疾患とされており<sup>2)</sup>、糖尿病の治療だけでなく、様々な合併症併発のた

めの治療に長期にわたる医療費の増大が推測される。

近年、様々な種類の糖尿病治療薬が上市されているが、その代表的な治療薬として1950年代にビグアナイド薬というカテゴリーで登場したメトホルミン塩酸塩錠（メトホルミン）がある。メトホルミンは発売後、乳酸アシドーシス等の副作用の観点から問題視されたが、United Kingdom of Prospective Diabetes Study (UKPDS)<sup>3)</sup>で、肥満群において投与後の心血管イベントおよび心血管死抑制効果が示されて以来、特に欧米では禁忌でなく忍容性がある限り、2型糖尿病治療の第1選択薬として強く推奨されてきた<sup>4)</sup>。本邦においても、肥満の程度に関わらず、血糖低下に有効

\*1 日本薬科大学薬学科実践薬学分野

\*2 日本薬科大学薬学科臨床薬剤学分野

性を示すこと<sup>5)</sup>や高用量（最大用量 2250mg/日）の使用が認可されたことから、2型糖尿病の治療薬として高頻度に処方される薬剤の一つとなり、dipeptidyl peptidase-4 inhibitor (DPP-4 阻害薬) と並んで広く用いられている<sup>6)</sup>。

薬物療法の高度化に伴い、医療スタッフの一員として、薬剤の専門家である薬剤師がチーム医療に参加することが求められている。医療において薬物治療は重要な位置を占めており、薬物の適正使用についても有効性や安全性だけでなく、総医療費のうち約 20% を占める薬剤費の節減等の経済性や利便性に関しても高い治療効果と同様に検討されなければならない。しかし、実際の臨床現場では、複数規格ある医薬品は、規格数の多さや保管場所、調剤ミスの原因等の安全性等の理由から採用規格を少なくし、最小の規格を複数錠、患者に服用させることで必要な治療量を確保しているとの報告もある<sup>7)</sup>。その場合、錠数の増加に伴い、薬剤費の増大が予想される。

そこで本研究では、2型糖尿病治療薬であるメトホルミンの使用状況および臨床現場（病院）における採用の現状について調査した。さらに、単錠（500mg/錠を 1錠）と複数錠（250mg/錠を 2錠）での薬物溶出挙動の影響を評価した。

## 方 法

### 1. メトホルミンの使用状況および臨床現場（病院）での採用規格についての調査

メトホルミンの使用量の調査には、2014 年度に厚生労働省から公開された「全国健康保険請求・特定健診データベース」(NDB) のオープンデータを用いた。NDB オープンデータは、日本の医療の現状や具体的な検診結果などを統計データとして明示しており、最初に公表された 2014 年度のみ処方数上位 30 品目、次年度以降は上位

100 品目が収録されている<sup>8)</sup>。本研究では、2015～2020 年度版 NDB オープンデータ<sup>9)</sup>から、メトホルミン錠についての処方数量データを抽出した。データは、院内処方・院外処方発行の外来患者、入院患者の処方区分の数量を総計した。

臨床現場（病院）での採用規格の調査は、2022 年 10 月に千葉県病院薬剤師会に所属している施設を無作為に抽出し、メトホルミンの採用状況（採用の有無と採用規格、および 1 回量が 500mg の場合の対応）についての調査を行った。

### 2. メトホルミンの溶出試験

メトホルミン塩酸塩錠 250mg MT 「DSPB」および 500mg MT 「DSPB」(DS ファーマバイオメディカル株式会社) を用いて、第 18 改正日本薬局方におけるメトホルミン塩酸塩錠に記載されている溶出試験法（回転バスケット法）に準じて溶出試験を行った。溶出試験液は、塩化ナトリウム 2.0g を塩酸 7.0mL 及び精製水に溶かして 1,000mL に調製した溶出試験第 1 液 (pH 1.2)、リン酸二水素カリウム 3.40g および無水リン酸水素二ナトリウム 3.55g を精製水に溶かして 1,000mL に調製した溶出試験第 2 液 (pH 6.8) を、それぞれ 900mL 用いた。パドルの回転速度は 50rpm、試験液温度  $37.0 \pm 0.5^{\circ}\text{C}$  で行った。溶出試験液のサンプリングは、第 1 液、第 2 液共に試験開始後 5、10、15、20、30、45、60 分の 7 回とし、サンプリング時間毎に試験液を 1mL 採取し、新たに試験液を 1mL 加えた。試験液中のメトホルミンの定量は、サンプルを各試験液で 5 倍希釈したものを、紫外可視分光光度計 (SHIMADZU UV-1280、島津製作所) にて、235nm における吸光度を測定することにより行った。

溶出挙動を客観的に検討する指標として f2 関数を用いた。f2 関数は Moore らによって紹介され、2つの溶出曲線の間の平均二乗差に反比例する<sup>10)</sup>。試験製剤と標準製剤の溶出率の差の平均が 2%、5% および 10% である時、f2 関数はそれぞれ 82.5、65 および 50 になる。2つの溶出プロファイルの同等の定義は、本邦では f2 値が 42 から 100 であるとき<sup>11)</sup>、U.S. Food and Drug Administration (FDA) では f2 値が 50 から 100 にあるときとされている<sup>12)</sup>。そこで、メトホルミン塩酸塩錠 500mg MT 「DSPB」 1錠とメトホルミン塩酸塩錠 250mg MT 「DSPB」 2錠の溶出挙動について、f2 値によって評価した。

### 3. 統計解析

薬物溶出挙動の類似性を測定するために、次式より similarity factor: f2 を算出した。

表 1 メトホルミンの処方数量（錠）

2015 年度					
総数	規格 (mg)	規格総数	外来 (院外)	外来 (院内)	入院
1,839,499,029	250	1,611,202,614 (87.6%)	1,233,198,992	360,998,791	17,004,831
	500	228,296,415 (12.4%)	202,922,269	24,952,017	422,129
2016 年度					
総数	規格 (mg)	総数	外来 (院外)	外来 (院内)	入院
1,919,833,775	250	1,613,433,285 (84.0%)	1,231,417,410	363,465,038	18,550,837
	500	306,400,490 (16.0%)	273,780,534	31,963,278	656,679
2017 年度					
総数	規格 (mg)	総数	外来 (院外)	外来 (院内)	入院
1,981,410,494	250	1,606,888,335 (81.1%)	1,218,979,219	367,749,454	20,159,663
	500	374,522,159 (18.9%)	334,018,465	39,723,518	780,177
2018 年度					
総数	規格 (mg)	総数	外来 (院外)	外来 (院内)	入院
2,021,066,624	250	1,563,297,955 (77.4%)	1,178,814,969	363,878,973	20,604,013
	500	457,768,669 (22.6%)	410,871,535	45,745,153	1,151,981
2019 年度					
総数	規格 (mg)	総数	外来 (院外)	外来 (院内)	入院
2,120,935,069	250	1,571,663,733 (74.1%)	1,184,097,995	365,623,721	21,942,016
	500	549,271,336 (25.9%)	495,488,131	52,400,989	1,382,216
2020 年度					
総数	規格 (mg)	総数	外来 (院外)	外来 (院内)	入院
2,226,099,893	250	1,584,171,641 (71.2%)	1,199,243,230	363,571,878	21,356,533
	500	641,928,252 (28.8%)	583,086,382	57,400,327	1,441,543

$$f_2 = 50 \log \left[ \frac{100}{\sqrt{1 + \frac{\sum_{i=1}^n (T_i - R_i)^2}{n}}} \right]$$

なお、Ti および Ri は、それぞれのサンプリング時間におけるメトホルミン塩酸塩錠 500mg MT 「DSPB」 1錠およびメトホルミン塩酸塩錠 250mg MT 「DSPB」 2錠の平均溶出率の平均溶出率表し、n はサンプリングの回数を表している。

## 結 果

### 1. メトホルミンの使用状況および臨床現場（病院）での採用規格についての調査

メトホルミンの処方数量を表 1 に示す。総数は、2015 年度から年々増加していた。規格別で

は、250mg/錠が2015年度に87.6%であったが、2020年度には71.2%まで減少した。一方で、500mg/錠は、2015年度の12.4%から2020年度には28.8%まで増加していた。

臨床現場（病院）での採用規格の調査の結果を表2に示す。調査を依頼した病院42施設のうち40施設（95.2%）から回答が得られ、すべての施設でメトホルミンは採用されていた。採用規格数は、1規格のみを採用している施設が33施設（82.5%）と大部分を占めていた。1規格の詳細は、250mg/錠が32施設（80.0%）、500mg/錠が1施設（2.5%）であった。2規格は、7施設（17.5%）に留まり、1回量が500mgの場合は、32施設（80.0%）で250mg/錠の2錠による調剤を行っていた。

## 2. メトホルミンの溶出挙動

溶出試験液第1液および第2液を用いてメト

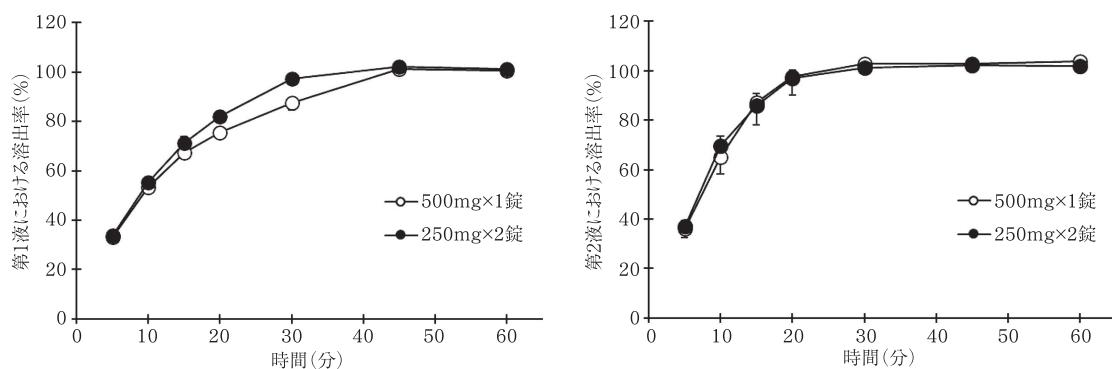
ホルミン塩酸塩錠500mg MT「DSPB」1錠とメトホルミン塩酸塩錠250mg MT「DSPB」2錠の溶出挙動を検討した。

溶出試験第1液および第2液におけるそれぞれの溶出挙動を図1に示す。溶出試験第1液では、試験開始5分で33.2%、33.8%、10分で53.4%、55.4%、15分で67.5%、71.3%、20分で75.6%、82.1%、30分で87.7%、97.4%となり、250mg 2錠の方が500mg 1錠よりも溶出速度は速い傾向が認められた。45分以降は両条件でほぼ100%に到達した。また、溶出試験第2液においても同様に、500mg 1錠と250mg 2錠の溶出率は試験開始5分で36.2%、37.1%、10分で65.1%、69.8%、15分で87.3%、86.0%、20分で97.7%、96.9%、となり、30分以降は両条件で100%に到達した。溶出挙動の類似性を評価する指標のf2値は、溶出試験第1液で60.8、第2液で89.9となり、FDAが同等基準

表2 メトホルミンの施設採用状況

規格種	規格 (mg)	病床数			採用施設数	規格種総数
		200未満	200以上	500未満		
1	250	10	18	5	33	33
	500	0	1	0		
2	250, 500	1	4	2	7	7

図1 メトホルミンの溶出挙動



とする 50 を上回っていることから、500mg の 1 錠と 250mg の 2 錠の溶出挙動は同等であった。

## 考 察

日本の莫大な総医療費を節減する 1 つの手段として、医療費の約 20% を占める薬剤費の抑制が挙げられ、具体的には後発医薬品等の安価な薬剤への変更、ポリファーマシーの回避、治療法の変更等が考えられる。しかし、本研究には、薬剤や治療法の変更なく、現行の治療を継続したまま、薬剤の選択および使用方法で薬剤費の節減の可能性がある。この検討は、すべての医薬品に対して考えるべき問題となるが、今回は、服用患者数が多いと推察される 2 型糖尿病の治療薬であるメトホルミンを対象として評価を行った。メトホルミンは、世界的に急激に増え続けている 2 型糖尿病の治療薬の第 1 選択薬として位置づけられてきたが、2021 年に米国糖尿病学会 (ADA) が発表した Standards of Medical Care in Diabetes-2022において第 1 選択薬としての表記はなくなったものの、依然として、治療に使用する推奨に変わりはない。

NDB オープンデータを用いたメトホルミンの使用状況は、2015 年度から年々増加しており、2020 年度には 22 億錠以上使用されていた。規格別では、250mg/錠は 2015 年度の 87.6% から 2020 年度には 71.2% まで減少していたのに対し、500mg/錠は 2015 年度の 12.4% から 2020 年度では 28.8% までに増加していた。この 500mg/錠の増加は、2015 年度に後発医薬品が発売されたことが影響していると考えられた。しかしながら、依然、250mg/錠の使用数が 70% 以上を占めていた。NDB オープンデータは、単純な集計結果として提供されており、病院や薬局

の採用基準が反映されていないことが考えられるため、高含有率薬の代わりに複数の低含有率薬を使用した場合、低含有率薬が多くカウントされる可能性がある。さらに、処方数量上位 100 品目のみの公表であることや患者数、処方枚数まで反映されていないことにも考慮する必要がある。本研究結果の臨床現場（病院）のメトホルミンの採用状況においては、回答のあった 40 施設のすべての施設で採用されていたが、規格は 250mg/錠のみの施設が 80 % 以上で、さらに 1 回量が 500mg の場合には 250mg/錠の 2 錠による調剤を行っていた。しかし、この調剤方法では、薬剤費で大きな問題となる。なぜなら、メトホルミンは比較的安価な薬剤ではあるが、2022 年 4 月現在で 250mg/錠と 500mg/錠の後発医薬品の薬価は同額（10.10 円）と設定されている。つまり、1 回量が 500mg の場合、500mg/錠を 1 錠での調剤と比較して、250mg/錠を 2 錠で調剤を行うと薬剤費は 2 倍となる。また、本邦のメトホルミンの服用回数は 1 日 2 回が約 61 % で最も多く、次いで 3 回が約 30 % と報告されており<sup>13)</sup>、メトホルミン服用中の患者の 90 % 以上が、少なくとも 2 から 3 回内服が指示されているため、1 日あたりの薬剤費の増加は 1 錠が単に 2 錠となる訳ではない。本研究からは、1 回量が 500mg の患者数の把握はできないが、過去の報告においてメトホルミンの用量別処方率は 2008 年に 90 % 以上が 750mg/日であったのにも関わらず、2011 年から 1500mg/日と 2250mg/日の処方率が年々増加し、2019 年では 750mg/日が 43.5 %、1500mg/日が 28.3 %、2250mg/日が 10.1 % となり、1500mg/日以上が約 40 % を占めている<sup>14)</sup>。服用回数から考慮しても 1 回 500mg 以上の患者が一定数は存在することが推察できる。したがって、適切な規格の錠剤に変更するだけでも、薬剤費の大幅な節減に繋がる可能性が考

えられた。しかしながら、急性期入院医療費に関しては、2003年度より出来高払い制度から医療の標準化、効率化、質の向上と共に医療費の抑制を目的にDPC(diagnosis procedure combination)を用いた包括支払い制度へと移行している。この場合、薬剤費の節減は病院の収益には繋がるもの、医療費の直接的節減には影響を及ぼさない。ただし、入院医療費ではなく、外来診療や出来高報酬制度等に導入できれば、その効果は大きいと推測される。

現在、医師法第22条や薬剤師法第19条に記されているように、診断及び処方は医師が、調剤は薬剤師が行うとされ、医師・薬剤師が自己の権利と義務を認識し責任を持つことで更なる医療の発展を目指すために医薬分業が進んでおり、2022年2月までに分業率は76.1%となっている<sup>15)</sup>。また、厚生労働省は、増大する薬剤費の節減の対策として後発医薬品の使用を推奨し、一般名処方箋が増加している<sup>16)</sup>。後発医薬品の調剤に関しては、処方箋の「変更不可」欄に医師の表記が記載されていない場合、薬剤師が処方箋に代えて、後発医薬品（含量規格が異なるもの又は類似する別剤形のものを含む。）を調剤することができる<sup>17)</sup>とされている。したがって、病院内の採用の可否に関わらず、一般名処方の場合では外来処方箋の記載表記によっては、250mg/錠の2錠で1回500mgの記載となっていたとしても、保険調剤薬局の薬剤師の判断で適切な錠剤規格に変更することが可能である。そこで、本研究では、単錠（500mg/錠を1錠）と複数錠（250mg/錠を2錠）の溶出挙動を評価した。溶出挙動の類似度を評価するためのf2値は、第1液で60.8、第2液で89.9となり、本邦よりも厳しい同等基準とされるFDAの基準値の50よりも上回っていた。そのことから、単錠（500mg/錠を1錠）と複数錠（250mg/錠を2錠）の薬物溶出挙動は同

等であると明らかとなった。以上のことから、保険調剤薬局での調剤の際に、メトホルミンの適切な規格の錠剤を薬剤師が選択することで薬剤費を節減できる可能性が示唆された。

溶出試験は、先発医薬品および後発医薬品のすべての製剤で行う必要があると考えられるが、今回は「DSPB」(DSファーマバイオメディカル株式会社)を用いた。その理由として、すべての後発医薬品は標準製剤（主に先発医薬品）と生物学的同等性試験が行われている。そこで、本邦で2013年から導入され、後発医薬品の薬価でありながら、医薬品としての機能的側面が先発品と同一（先発医薬品メーカーから特許使用の許可を得て製造する原薬、添加物および製法等が先発医薬品と同一）の後発医薬品であるオーソライズド・ジェネリック(AG)を選択した。AGは、様々な医薬品で導入され、その品目数は年々増加しており、医療費の節減のために使用の促進が期待されている。

最後に、本研究は、患者数から薬剤費の節減効果の詳細な算出ができない等の臨床研究としての限界と課題が残るが、今後は、詳細な検討を考慮した研究デザインが必要であると考えられる。しかしながら、近年、問題視されている医療費増加に対する節減、さらに、チーム医療や個別化医療が行われ、きめ細やかな薬物療法を行うための医療現場のニーズに応じた適切な調剤の有益な情報になれば幸いである。

## 利益相反

開示すべき利益相反はない。

## 引用文献

- 1) 厚生労働省. 令和元(2019) 年度 国民医療費の概況. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-iryoh/19/dl/toukei.pdf> (accessed 2022-10-4).

- 2) Weir GC, Bonner-Weir S. Five stages of evolving beta-cell dysfunction during progression to diabetes. *Diabetes* 2004; 53: 16-21.
- 3) UK prospective Diabetes Study (UKPDS) Group. Effects of intensive blood-glucose control with metformin on complications in overweight patients with type 2 diabetes (UKPDS 34). *Lancet* 1998; 352: 854-865.
- 4) Izucchi SE, et al. Management of hyperglycemia in type 2 diabetes, 2015: a patient-centered approach: update to a position statement of the American Diabetes Association and the European Association for the Study of Diabetes. *Diabetes Care* 2015; 38: 140-149.
- 5) 加来浩平, 田嶋尚子, 河盛隆造. 2型糖尿病治療におけるメトホルミンの使用実態に関する観察研究 (MORE study). *糖尿病* 2006; 49: 325-331.
- 6) Ueki K, et al. Effect of an intensified multifactorial intervention on cardiovascular outcomes and mortality in type 2 diabetes (J-DOIT3): an open-label, randomised controlled trial. *Lancet Diabetes Endocrinol* 2017; 5: 951-964.
- 7) 石村淳, 灑沢裕輔, 佐古兼一. 糖尿病治療薬のシタグリブチド錠における錠剤分割の問題. *アプライド・セラピューティクス* 2021; 16: 36-43.
- 8) 藤田快男, 平井一行. 薬学教育へのNDBオープンデータ・薬剤データの利活用を目指して. *薬学教育* 2020; 4: 1-5 (in Japanese).
- 9) 厚生労働省. NDB オープンデータ. <https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000177182.html>. (accessed 2022-10-7).
- 10) Moore, J.W. and Flanner, H.H. Mathematical Comparison of Curves with an Emphasis on in Vitro Dissolution Profiles. *Pharmaceutical Technology* 1996; 20: 64-74.
- 11) 厚生労働省医薬食品局審査管理課長通知 (平成 18 年 11 月 24 日, 薬食審査発第 1124004 号) : 後発医薬品の生物学的同等性試験ガイドライン等の一部改訂について. [https://www.japal.org/wp-content/uploads/mt/20061124\\_1124004.pdf](https://www.japal.org/wp-content/uploads/mt/20061124_1124004.pdf) (accessed 2022-10-13).
- 12) FDA guidance for industry, Dissolution testing of immediate release solid oral dosage forms. August 1997.
- 13) 田村好史, 他. 日本人の 2 型糖尿病患者におけるメトホルミンと DPP-4 阻害薬の処方実態—医療情報データベースを用いた検討—. *Therapeutic Research* 2017; 38: 1231-1237.
- 14) 遅野井健, 他. 2 型糖尿病患者におけるメトホルミン処方用量と患者プロファイルに関する検討. *診療と新薬* 2020; 57: 813-824.
- 15) 日本薬剤師会. 医薬分業進捗状況 (保険調剤の動向). <https://www.nichiyaku.or.jp/assets/uploads/activities/bungyo/s/R4.2-1.pdf>. (accessed 2022-10-26).
- 16) 萩原健, 他. 日本医科大学付属病院における外来院外処方の一般名処方の運用と処方推移. *医薬品情報学* 2020; 20: 47-50.
- 17) 厚生労働省. 処せんに記載された医薬品の後発医薬品への変更について. <https://www.mhlw.go.jp/bunya/iryouhoken/iryouhoken15/dl/tuuchi1-4.pdf>. (accessed 2022-10-29).

## Proposal of a drug cost reduction method based on pharmacist judgment -A case of metformin hydrochloride tablets-

Atsushi Ishimura<sup>\*1</sup>, Aoi Kato<sup>\*2</sup>, Yusuke Takizawa<sup>\*2</sup>

### Abstract

Against the backdrop of increasing medical costs associated with factors such as the aging population and sophisticated medical technology, interest in medical economics is expanding. In 2019, Japan's total medical expenses exceeded 44 trillion yen, with drug costs accounting for approximately 20%. Various factors are responsible for the increase in medical expenses, but medical expenses for lifestyle-related diseases are particularly problematic. Therefore, in this study, we investigated the status of metformin use, a drug frequently prescribed as a therapeutic agent for type 2 diabetes, and the current status of its adoption in clinical settings (hospitals). Results showed that use of metformin, based on NDB open data, has been increasing year by year since 2015, and more than 2.2 billion tablets were used in 2020. The adoption of metformin in clinical settings (hospitals) was observed in all facilities surveyed. However, more than 80% of the facilities used only 250 mg/tablet as the standard. Therefore, in cases where the single dose was 500 mg, two 250 mg tablets were dispensed. Metformin is a relatively inexpensive drug; as of April 2022, the price for 250 mg/tablet and 500 mg/tablet generic drugs was the same (10.10 yen). Thus, if the single dose is 500 mg, the drug cost is twice as much when dispensed as two 250 mg tablets, compared to that when dispensing one 500 mg tablet. Regardless of whether it is adopted in the hospital, in the case of generic drug prescriptions, it is possible to change to the appropriate tablet standard at the discretion of the pharmacist at the insurance-dispensing pharmacy, depending on the notation on the outpatient's prescription. Therefore, the effect of drug dissolution behavior based on single tablets (one 500 mg/tablet) and multiple tablets (two 250 mg/tablet) was evaluated and found to be equivalent, suggesting the possibility of drug cost savings at the pharmacist's discretion even while continuing current treatments.

[Keywords] drug cost, metformin, diabetes, generic drug, dissolution behavior

---

\*1 Practical Pharmacy Sciences, Nihon Pharmaceutical University

\*2 Division of Clinical Pharmaceutics, Nihon Pharmaceutical University

# 医療経済学会 第17回研究大会 (基調講演・パネルディスカッション) 「子どもの健康と貧困」

大会長：岸田 研作 先生（岡山大学社会文化科学学域 教授）

司会：岸田 研作 先生

基調講演 演者：阿部 彩 先生（東京都立大学人文科学研究科社会福祉学分野 教授）

パネリスト：

- 中村さやか 先生（上智大学経済学部 教授）
- 重岡 仁 先生（東京大学公共政策大学院 教授）
- 浦川 邦夫 先生（九州大学大学院経済学研究院 教授）
- 近藤 尚己 先生（京都大学大学院医学研究科社会疫学分野 主任教授）

（司会） 定刻となりましたので、基調講演、シンポジウムを開始いたします。まず、研究大会長の岸田先生より、ご挨拶をいただきます。よろしくお願いいたします。

## ●大会長挨拶

岡山大学社会文化科学学域

岸田 研作 先生

皆さん、こんにちは。大会長の岸田と申します。まず、このコロナ禍の中、遠路はるばる岡山にお越しいただきましたことに厚く御礼申し上げます。また、諸般の事情でオンライン参加となつた方々にも、同様に御礼申し上げます。

今回は3年ぶりの対面、しかも、初めての地方大会となりました。私が昨年大会長を拝命しましたときは、今年のいま頃は、もうすっかりコロナなど下火になり、対面開催ができることについては、露ほども疑っておりませんでした。ところが、この7月から急速にコロナ感染者数が急増し、重症者数は少ないものの、過去最高の感染者

数が続きました。全く世の中、思ってもみないことが起るものだと実感させられました。ちなみに、私が大会長を拝命したのも、全くの青天の霹靂でして、同様に世の中には予想外のことが起るものだと感じております。

話を戻しますと、正直なところ、感染者数が高止まりする中、本当に大会を対面でしてもいいのかということについては、内心かなり迷いました。ただ、ウィズコロナと申しましょうか、今後もわれわれ、感染症とともに生活し続けなければならないという状況を続けることになるかもしれません。対面の学会には、オンラインにない臨場感や闊達なやり取りなどの面もあります。それならば、感染リスクに配慮しながらも対面の学会を開催することによって、これまで失われてきた大会本来のよさを皆様とともにづくり上げ、共有したいと思い、開催を決定した次第です。ここで改めて、今回の大会にご参加いただきました全ての方に感謝申し上げます。

今回の大会のテーマは「子どもの健康と貧困」

です。このテーマが、社会的にも、医療経済学的にも重要であることは言うまでもありません。しかし、このテーマを岡山で開催する次第については、ご縁を感じます。と申しますのは、岡山は、戦前は、実は福祉先進県でありました。たとえば、地域福祉で重要な役割を果たしている民生委員制度の原型となった済世顧問制度は、1911年、岡山県知事の笠井信一によってつくられたものです。また、福祉の先駆者もいろいろ輩出しています。なかでも、石井十次は、明治20年、1887年に、日本ではじめて孤児院をつくったことで、社会福祉の分野では非常に有名です。

子どもの貧困は現在でも問題となっていますが、昔の子どもの貧困は、まさしく絶対的貧困、その中でも、衣食住に欠く孤児はその最たるものでした。石井十次は日本ではじめて孤児院をつくったわけですが、孤児院が、単に子どもを収容する施設であるだけではいけないと考え、教育にも非常に力を入れました。たとえば、職業教育を重視し、子どもが将来、経済的に自立できるような教育をしましたし、そのほか、少人数の家庭的な雰囲気での生活環境、非体罰主義といった、当時では先進的な取組をおこないました。そのほかにも、満腹主義、旅行主義といった一風変わった取組もおこなっていました。

満腹主義というのは、お腹が減るから食べ物を盗み、やがて、それが本当の盗人になるということで、子どもに腹一杯食べさせようという主義です。旅行主義というのは、子どもの広い視野を広げるため、旅行というものが教育上非常に重要なという考え方です。このような石井十次のユニークな、そして先駆的な取組は、当時も非常に評価されており、現在でも、多くの書籍やHPで知ることができます。

ただ、案外知られていないと思うのが、石井十次の事業の負の側面です。石井十次という人は、

非常に熱く、そして個性的な人でした。個性的というより、ちょっと常人離れしたと言ったほうが正しいようにも思います。少なくとも、標準的な経済学の合理的経済人モデルでは、とうてい記述できないような人でした。彼のそういう合理的な計算を度外視したような宗教的情熱、彼はキリスト教徒でしたが、その宗教的情熱と並外れた行動力があったからこそ、岡山孤児院が存在し得えたことは間違ひありません。

そのことは同時に、しばしば深刻な困難を招きました。たとえば、1895年には、その当時、孤児院はかなり財政難だったのですが、それにもかかわらず、それまで寄附金に頼ってきた方針を打ち切ります。この寄附金に頼らない方針は、結局、孤児の栄養失調や、院で働く人の大きな負担となり、おりから伝染病の流行もあり、挫折することとなりました。また、1906年の東北飢饉の際、皆さんもご存じのように、戦前の東北では、しばしば深刻な凶作が起こりましたが、そのとき、石井十次は孤児院の収容人員の制約を一切無視し、孤児の無制限受入を宣言します。その結果、岡山孤児院の児童数は、それまでの300人から1200人へと、一気に4倍へとふくれ上がりました。その結果、多額の負債を抱えることになりました、その後の孤児院の存続のあり方にも大きな影響を与えることになりました。

ここからわかるることは、ご存じの言葉かと思いますが、アルフレッド・マーシャルの言葉として「熱い心とともに冷静な頭脳が重要である」ということだと思います。これから始まる大会企画は、まさにそのような精神に則り、熱い心と冷静な頭脳によって有意義なこととなることを祈り、私からの挨拶とさせていただきます。

それでは、今回の大会企画「健康格差から子どもの貧困対策を考える」をおこないたいと思います。まず、基調講演を、東京都立大学人文科学研

究科社会福祉学部教授の阿部彩先生にいただきたいと思います。どうぞ、よろしくお願ひいたします。

### ●基調講演

**健康格差から子どもの貧困対策を考える  
東京都立大学人文科学研究所社会福祉学部教授  
阿部 彩 先生**

(スライド1) 岸田先生、どうもありがとうございます。ただいまご紹介にあずかりました、東京都立大学人文科学研究所社会福祉学教室、また、子ども・若者貧困研究センターのセンター長を務めております阿部彩と申します。私はこの学会の学会員ではないのですが、お招きいただき、どうもありがとうございます。

今日、私がここに来ることの意味は何だろうと考えました。私自身は経済学者でもありませんし、どちらかというと基礎データをつくるようなことにずっと尽力してまいりました。その中で、いま、私は子どもの貧困のデータベースと作っております。背景を申し上げると、いま、さまざまな学術分野の方々が、子どもの貧困について取組んでくださっているのですが、その方々は、いま、バラバラに活動しております。経済学は経済学でやっている、教育学は教育学でやっている、心理学は心理学でやっている、栄養学は栄養学でやっている、という状況です。そのような中で、私にできることは、異分野の研究者を結ぶことではないかと考えております。その役割の一環として、そして、皆様の研究のシーズとなるようなことを、この40分間でご提示できればと思っております。今日、午前中におこなわれ、また、午後にもおこなわれるような、複雑な計量経済のご報告というわけではないのですが、「これだったら、こうする」、「このような分析もできる」いったアイデアを皆様の中に芽生えさせていただければ、

非常にうれしいと思っております。

(スライド2) まず、基礎的なデータから進めます。これは、ご承知のとおりの、日本の相対的貧困率、「国民生活基礎調査」を用いた厚労省の発表となります。

(スライド3) 「国民生活基礎調査」を二次利用し、年齢別、性別に貧困率を推計したものがこれです。現時点では、国民生活基礎調査で二次利用が可能になっている最新のデータが2019年度調査ですので、所得の年度は2018年です。見ていただくように、男性では、年齢的には2つの山があり、15~19歳と、70歳代が山の頂点でほぼ同じ貧困率といった状況になっており、全体的に見ると、かなりフラットになってきています。女性のほうは、まだ高齢期の貧困率が高く、いまだに解決されていない問題です。

(スライド4) 年齢別の貧困率を85年から2018年にかけてプロットしたものがこうなります。2018年、最新のものを濃い赤で示しています。一番古い年代で二次利用が可能になるのが85年です。これを見ると、子ども期の「山」の高さが、85年、94年、2003年とどんどん高くなっていることがわかります。また、高齢期の貧困率は徐々に減少しています。いまのところ、一番、子ども期の山が高かったのは2012年です。85年から比べると2012年まで上がり、それから少々下がってくるという状況になります。

もう1つ、ここで気付いていただきたいのは、子ども期の年齢別の貧困率を見ると、85年には年齢層間ではかなりフラットだったのですが、徐々に傾きが出てきたということです。すなわち、年齢の高い子どもであればあるほど、貧困率が高くなるという現象が、近年になればなるほど見えています。子どもの貧困というと、どうしてもシングルマザーが小さな就学前児童を抱えているというイメージが先行しており、年齢の高い層

の子どもの貧困について、政策的な意識がいっていないように思います。

(スライド5) スライド5は女性の年齢別の貧困率です。男性と同じような傾向が見られますが、女性の高齢期については、後ろ倒しにはなっていますが、貧困率自体はそれほど下がっていないといった状況が続いている。

(スライド6) 20歳未満の子どもの貧困率を世帯タイプ別に見たものがスライド6です。下にある枠の中の数値は、その世帯タイプの子どもが子どもの総数に占めるシェアです。これを見ると、一番大きく変わっているのは、三世代世帯であり、三世代世帯が減り、二世代の二人親世帯が増えている、夫婦と未婚子のみの世帯が増えているということが、この30年間での一番大きな世帯シェアの変化です。その夫婦と未婚子のみの世帯の貧困率の推移を見ると、8.7から9.6%と微増しています。これは2018年が、比較的景気がよく、貧困率が全体的に低い状況ということに留意しなければいけないので、いま、2022年ですので、その状況はだいぶ変わっていると思いますが、少なくとも2018年で9.6%、85年から見ると微増の程度です。

一人親と未婚子のみの世帯ではどうかというと、2018年ではおよそ40%でした。とても高い貧困率ですが、以前に比べるとまだ低いという状況にはあるかと思います。しかしながら、30年間という、一世代変わるぐらいのスパンの時の流れがあるのに、これだけしか下がらなかつた、ひとり親政策がなされてきた結果がこれだけの減少にしかならない、という、ガッカリするよう結果です。三世代世帯は、貧困率が微増している状況です。また、三世代世帯は、昔もいまも、夫婦と未婚子の核家族世帯に比べて貧困率が高い状況です。

急増しているのが、その他世帯です。なぜ、こ

んなに急増しているのか。シェア見ると3%なので、それほど大きなシェアではないのですが、あまりにも貧困率が上昇しているので、手作業で、96年と2019年の、その他世帯と分類される世帯について全て調べてみました。すると、85年の「その他世帯」というのは、家族の中で、おじさん、おばさんなど、直系の親と子以外のいろいろな人が入っている世帯が多かったですが、2018年のその他世帯はほとんど二人親世帯で、母親が「配偶者あり」だけれど、実際に世帯の中には父親がいないという世帯でした。ですから、離婚がまだ成立していないひとり親世帯なのではないかと思います。実質的にはひとり親世帯、しかも、おそらくまだ児童扶養手当などが受けられていない状況ではないかと思います。あるいは、父親が失踪してしまっているといった何らかの理由で父親がいない世帯がありました。

(スライド7) もう1つ、子どもの貧困といったとき、ひとり親世帯が典型例と思われる非常に多いのですが、国民生活基礎調査で相対的貧困と判別される子どもの世帯タイプを見ると、実は、半数以上は二人親世帯です。しかも、その割合は増えています。これはふたり親世帯の子どもに占める割合が増えているからなのです。一人親世帯は、85年時点では10%、2018年度は17%と増えてはいるのですが、それでもまだ2割程度にしかなりません。また、その他世帯も増えて10%ほどになっているといいます。すなわち、子どもの貧困対策を考えるとき、ふたり親世帯も視野に含めないと、ほとんどの貧困の子どもが対策から漏れてしまうのではないかと思います。

(スライド8) これは、国民生活で見た子どもの年齢別の貧困率の推移です。黄色が0~4歳、オレンジ太線が20~24歳です。見ていただくとわかるように、85年は年齢層別の貧困率がほぼ一緒でした。それがどんどん、年齢格差が広がっ

ているという状況が起っています。年齢の高い層の子どもで、なぜ、こんなに貧困率が悪くなっているのか、いくつかの理由があります。単純な集計レベルで見ているところでわかっているのは、まず、子どもの年齢が高いほどひとり親世帯の割合が増えることです。結婚年数が長くなりますので、当然一ひとり親世帯の割合も増えます。もう1つ、大きな問題としてあるのが、親の年齢です。特に父親の年齢です。父親の年齢、現在は、子どもが生まれたとき、父親が35歳というのではなく普通です。割合としては40歳以上の父親がどんどん増えてきているわけです。子どもの年齢が高くなると、親はもう定年年齢になってしまい、親の年齢です。これも1つ、大きな理由です。もう1つは、進学率が高まったことです。15歳以上の子どもが稼ぐ側に回ることが極めて少なくなってきたという状況です。これは喜ばしいことでもあると同時に、世帯の中の経済状況で言えば、稼ぐ人がいなくなり、その分、学費等がかかるですから、やはり、経済的に苦しい世帯が増えてきます。

(スライド10) スライド10では、子どもが貧困状況にあることが、子どものウェルビーイングのさまざまな側面と関連しているということをお伝えしています。この関連については、日本のデータでも、たくさんのエビデンスが報告されており、さまざまな学術分野の研究が蓄積されています。ここに挙げているものは、その中でも、ごく一部を例示したものです。

(スライド11) 健康分野でも、後ほどご発表なさる中村先生や、そのほか、近藤先生など、いろいろな方がたくさん研究をなされており、おそらくこれ以外にもたくさんのエビデンスがあるのではないかと思います。

(スライド12) ただ、では、子どもの貧困と健康アウトカムに関連があるということがわかって

も、それがなぜか、そのメカニズムが何かというところは、まだあまり解明されていないところがあると思います。それは1つの経路ではないと思うのです。たとえば、住居は、1つ、大きな要素だと思います。部屋が狭かったり、近隣の環境状況が悪いなど、これは疫学のほうではかなりおこなわれているようになっていると思いますが、化学物質に対する暴露といった要因もありますし、家庭内のストレスや、養育環境といった家庭内環境、また、親の鬱や病気、ヤングケアラーといった要因もあります。医療サービスの受診についても、親の働き方や金銭的な理由での受診抑制であったり、時間的な欠如（親のケアの欠如など）であったり、後ほど浦川先生からお話をあると思いますが、時間的な制約による受診抑制もある、また、学校の中のいじめや学力低下、生活習慣、栄養不良等々、本当に、ここに挙げようと思えばその経路はいくらでもあるわけです。それが相互的に影響し合い、子どもの健康が悪化しているという状況にあるということです。それを解説しようと、いろいろな分野でトライしたものがありますのでいくつかお見せしたいと思います。

(スライド13) これは、私がおこなった、東京都の子どもの生活実態調査を用いたものです。こちらに示しているのが親の所得階級別、下が剥奪指標を用いた子どもの貧困状態別で、子どもを困窮層、周辺層、一般層に分けています。困窮層は全体の5%ほど、周辺層が全体の15%ほど、残り8割が一般層です。その分類で、DSRS-Cというバルソン子ども用抑うつ指標を用いて平均値を出したものです。すると、単純な収入所得階級で見ても差が見られますが、剥奪指標を使ったより正確な貧困の把握においても、非常にきれいに差が検証されます。ただ、これは貧困と子どもの抑うつの関係を示しているだけです。この関連が何によって影響されているのかを、こちらの図

で見ていただくと、これは SEM 分析を用いていますが、貧困状態から影響されるものとして、一番上が親の抑うつ傾向、そして、それに関連するのが育児困難。また、貧困状況から繋がるもう一つの現象が、低学力、最後に繋がる現象が、子どもの友人関係です。これらが皆、子どもの抑うつ傾向に影響しています。このデータの中で、判別できる経路だけでもこれだけありましたが、それ以外にも、貧困状況から直接、子どもの抑うつへの関連が残っていますので、判別できていない経路もまだあるわけです。

(スライド14) スライド14は、栄養格差です。栄養学の先生方と一緒に出していただいた調査なのですが、小学校5年生の4日間の食事調査に基づいてデータを推計しています。ここでは、栄養価の摂取量と低所得との関連を見ています。低所得層と関連があったのは、動物性タンパク質、ビタミンE、ナイアシン、ビタミンB12、ミネラル類などでした。

(スライド15) それでは、どのような要因がこの栄養摂取量と貧困との関連の背後にあるのでしょうか。それを明らかにする一つの分析を紹介します。これは、東京都の高校生に対するアンケート調査のデータを用いて、学生たちと一緒に行った分析です。調査では、栄養学の先生のようにきちんと栄養摂取量を測ることはできませんでしたが、「あなたは次の食品を1週間に何日間食べますか」といった聞き方で聞いています。このような調査項目は、アメリカやWHO、FAO等で使われており、それらを参考としております。スライドには、この指標、FIスコア、が子どもの健康に関連していることを示すために、表を付けており、FIスコアと主観的健康度と肥満との関連を示しています肥満と、主観的健康度、両方ともFIスコアと関連あることがわかりました。ちなみに同じ分析を、欠食数でやってみると肥満に

については関連が見られませんでした。

(スライド16) スライド16は、高校生のFIスコアに関するSEM分析の結果です。子どもの栄養摂取は、子どもが小さい時には、もちろん親の関わりが強いわけですが、高校生は、自分で食事をつくったり、自分でアルバイトをして稼いだりすることができるわけです。

それでは、高校生の栄養摂取と貧困との関連はどこから何に影響されるのかを見ました。一番、貧困と関係があるだろうと思われる、食料品を買うことができないということ、それももちろん関係があります。男子を見ていただくと、生活困難から食料確保の金銭的困難へのパスが検出され、そこから、欠食へのパス出ています。ちなみにこれは有意でないパスは消しています。しかし、意外だったのは、子どものアルバイトです。アルバイトが、欠食や、コンビニ・ファストフードの夕食と関連しており、それが子どものFIスコアに関連していることがわかります。貧困の高校生は、そうでない高校生に比べ、アルバイトをする確率が高いです。労働時間も長くなります。ですので、貧困が子どもの栄養に影響するパスというものは、金銭的なものだけでなく、アルバイト就労といったパスを通ることもあるということがわかります。また、母親の就労時間が40時間以上である場合も、母親が鬱であるということも関連することがわかりました。おもしろかったのは、母親の鬱は、男の子には関係するのですが、女の子には関係しなかったのです。女の子は、おそらく、母親が鬱であっても、自分で何とかするということがあるのだとも思います。ここで言いたいのは、つまり、貧困が子どもの健康に関連するパスは、本当にたくさんあるということなのです。

(スライド17) もう1つお見せしたいと思います。上は、千葉大の大石亜希子先生がおこなわれた、生活時間調査を使った分析で、どの時間帯

に母親が働いているかを示しています。2006年と2001年、5年間を比べているのですが、見ていただいてわかるように、母親の就労率が上がっていると同時に、母親が非典型時間、夜5時以降、朝9時前といった時間に働いている割合も上がっていること、特にひとり親などではそういった時間帯で働く母親が増えていることがわかります。

下の図は、別の論文で、可知悠子先生がおこなった分析で、母親の非典型時間と、子どもの肥満の関連を見たものです。その結果、所得階層の差もあるのですが、それ以外にも、高所得層に限って見ると、母親が非典型時間帯に働いている場合、子どもが肥満になる確率が上がるということがわかつてきました。すなわち、母親の就労時間が子どもの肥満に影響しているのです。

(スライド18) このように、貧困と子どものアウトカムの関連には、たくさんのパスがあり、この解明をするのが大変で、どこに、どのように解説していくべきなのか非常に難しいところなのですが、それをするために、私たちはいま、子どもの生活実態調査のデータベースを構築しています。すみません、ここから先は宣伝になります。

子どもの貧困対策法が2013年に策定され、2014年の大綱では、自治体に、子どもの貧困の調査を実施する努力義務が課せられました。その後、2016年から現在にかけて、私たちが数えたのは令和3年1月までなのですが、30都道府県、308市町村が、子どもの生活実態調査を実施しています。早い年度に実施された自治体では、これは5年毎に計画の見直しをしなくてはいけないので、もう2回目の調査がおこなわれています。特徴的なのは、これらの膨大な数の調査が、みんな横並びで行われており、調査票も、ほかの自治体のものをそのままコピーして使っているところがすごく多く、非常に似た調査票で、同じよ

うな調査対象で、かなり短期間に多数の自治体が調査実施をしていることです。

せっかくこれほどたくさんの調査が行われているのに、自治体では、単純集計表を載せた報告書がつくられるだけで、データは、そのままお蔵入りになってしまいます。国が実施した調査のデータは皆さんもご使用になっていると思いますが、統計法に縛られていますので、二次利用申請ができるのです。しかし、私たちがこのプロジェクトを始めた時、自治体のデータはそれができませんでした。私がこの5年間、何をやってきたかと言うと、ひたすら自治体を説得してきたということです。自治体の方々に、「この調査を二次利用させてください」と言うと、「そうですか、どうぞお使いください」と報告書をボンと渡されますが、そこから、「こういうデータではないのです、ローデータが欲しいのです」と説明しますが、「ローデータとは何ですか」、「そんなものありません」、といったやり取りがよくあり、データが納品さえもされていない状況もありました。また、二次利用のための条例があるか、条例があったとしても、前例がないというところを、1つ1つ説得して、「何とか使わせてください」とお願いし、モデル事業をおこないました。

また、子どもの貧困調査研究コンソーシアムを設立しました。いまのところ六大学が参加しています。なぜ、設立したかというと、そうでないと、たとえば東京都と大阪と長野県のデータを使いたいと思えば、使いたい研究者は、みんな、それぞれ、3つの自治体に別々に利用申請をしなくてはいけないわけです。これは、自治体側も研究者側にも大変です。なので、学術フロントとして、コンソーシアムとして借りられないかということで、コンソーシアムをつくり、コンソーシアムが手続きをしたら、そこから研究者が借りられるというスキームを作りました。

(スライド19) いま、二次利用が可能とし、統合できたデータベースが、都道府県レベルで見ると、これだけとなります。大阪府は、いま、予定となります。このほかにも市町村では約20あります。

(スライド20) このデータベースで解説しようとしている研究の1つは、先ほど、岸田先生から、ソーシャルキャピタルのお話もありましたが、子どもの健康と貧困の関連の強さには地域差というものがあるのではないかということです。その地域差の背景にあるものは何かということです。たとえばこれは、子どもの生活実態調査にて、中学生に「あなたは自分の健康状態についてどう思いますか」と聞いた主観的健康度を地域別にプロットすると、これだけの差がありました。これだけで見たら、もちろん、私たちとしてはたとえば、健康の地域差はSESの地域差が関連しているのではないかと思うわけです。そこで、年収を低所得層に限って見てみると、これも、所得の定義は微妙に違うのでなかなか揃えるのが難しいのですが、それを見ると、都道府県レベルで見るとこのような差が見られました。もちろん、統計的に有意な差になります。

(スライド21) 市町村別に見ても有意差が確認できました。非常にサンプル数が少ない市町村もあるので、ある程度のサンプル数が採れるものと限って、集計すると、同じ東京都の中、広島県の中といったところでも、かなり市町村別の差があるということがわかりました。むしろ、全体の差よりも、困窮層、低所得層の差のほうが、格差が大きいということも見られます。この格差の要因はどこにあるのか、これはまだわからないのです。こういったところを分析していきたいと思っています。

(スライド22) その1つの要因としてあるのが、医療費の軽減制度、これはこれからパネル

ディスカッションでもいろいろ議論になると思います。それを最初に分析したのがありますのでお見せします。

たとえば、子どもの医療費の自己負担分の援助制度は、いま、どんどん拡充されつつあり、2010～2019年だけを見ても、対象年齢がこれだけ広がっています。どんどん対象年齢の制限が上がっているわけです。なので、より多くの子どもがその対象となってくるわけです。援助の方法にしても、窓口負担が0円のところと、償還払い、これはいま、ほとんどなくなっていますが、そういうところと、窓口負担がワンコイン制度であるようなところ、200円、500円かかるというところがあると思います。所得制限もあったり、なかったり、その限度額もまちまちです。

(スライド23) 私がおこなったのは長野県、広島県、東京都のデータを統合した中学生データを用いた分析です。なぜ、この3都県を使ったかというと、自治体ごとに受診援助制度が違うからなのです。調査が行われた時期、長野県は償還払いでしたし、広島県では3割負担の自治体、定額のところ、0割負担のところと一番多くのバリエーションがありました。これまで、子どもの医療費の援助制度については、たくさんの先行研究があり、みなさまの学会にても、高久先生などが多く論文を出されています。しかし、先行研究では、親の所得等もわかるような子どもの個人レベルのデータは、おそらくあまりなく、多くのものが、皆さんが使われているようなレセプトデータや、国民生活基礎調査のような受診行動の記録データを用いたものでした。受診抑制を分析する上で、受診行動自体のデータを用いることの1つの問題は、もともとの医療ニーズというものが、所得階層によって違う可能性があるということです。そもそも、貧困層のほうが病気になりやすかったり、ケガをしやすかったり、ということ

があるのであれば、受診率が同じであっても、貧困層のほうが受診抑制をしているわけです。なので、この分析では、親に、「あなたは、金銭的理由や時間的理由でお子さんを医療受診しなかったことがありますか」と、聞いた回答を用いています。ここでは二人親世帯に限って分析しています。また、確実にその世帯が、その時期のその自治体の医療費助成程度の軽減対象になっているかを判別するために、所得制限なしの自治体で全員が対象であるところと、全く援助していない自治体に限って分析してみました。

(スライド24) こちらのグラフは小学校5年生、向こうは中学校2年生で、自己負担が無料の自治体と、低額の自治体、3割負担の自治体、あとは償還払いの自治体、償還払いの自治体は200～500円ほどは自己負担なのですが、残りは償還払いで、窓口は3割払うが、後ほど手続き後に変換されるという自治体です。クロス表で見ると、「受診抑制したことがある」と答えた割合は、特に中学生においては、援助の制度によって大きな差があります。

(スライド25) このスライドではロジスティック分析をした結果です。これを見ると、自己負担が、ベースが無料であった場合は、モデルの1A～4Aまでは全世帯をサンプルとしています。これを見ると、ベースの無料である自治体に比べ、制度によって受診抑制の発生確率に違いがあることがわかります。特に自己負担が3割、つまり、援助制度がないところと、償還払いのところは、その差が大きいです。困窮層のみに限ると、さらに受診抑制の大きなオッズ比となっています。

(スライド26) こちらは小学生の結果です。小学生は中学生ほどではないのですが、それでも、困窮層ではオッズ比が有意であることがわかります。

(スライド27) ここから先、最終的には、今日

のパネルディスカッションの政策のところに繋げていくところかと思いますので、そのお話をしたいと思います。

(スライド28) ここが全く医療だけの関係者であれば、健康のことだけをお話しすると思うのですが、やはり、医療経済学ということで、所得のほうにも、より関心を持っていただけた方が大事かと思います。

まず、私が第一に言いたいのは、親の稼得能力の回復をしなくてはいけないということと、それから、再分配効果ということです。再分配はたくさんの方がお話ししていると思いますが、特に強調したいのが、再分配前の所得、親の稼得能力のところ、いわば、賃金の話です。

(スライド29) この2年ぐらい、アジアの6カ国チームずっと共同プロジェクトをやっています。その結果をお見せしたいと思います。この図は、購買力平価で調整した国別の子どものある世帯の平均所得です。青は、子どものある世帯の全体の平均値、オレンジは、第一五分位の平均値です。これを見ると、ノルウェーといった北欧諸国が所得が高いということは、皆さん、よくご存じかと思いますが、韓国や台湾とも比べてみてください。日本の平均の子どものある世帯の所得は、韓国や台湾に比べてももう抜かれています。アメリカやオーストラリア、カナダといったような英語圏諸国も、日本よりもはるかに高い。もっとひどいのがオレンジのグラフです。第一五分位で見ると、イタリアを除くすべての国よりも、日本の一番下の20%の子どもの等価平均所得は低いわけです。日本の貧困の子どもは、日本の中での格差が大きいということだけではなく、ほかの国々の子どもと比べても、少なくとも先進諸国やアジア諸国の国々と比べても低いという状況にあります。

(スライド30) なぜ、そのようなことが起つて

いるのでしょうか。このスライドは、「国民生活基礎調査」から推計した再分配前と再分配後の貧困率を見ると、再分配前の所得、すなわち、所得税、社会保険料が差し控える前、社会保障給付が給付される前の所得で計算した貧困率が上がっていることが、再分配後の貧困率の上昇の一番大きな要因になります。再分配前の貧困率は8.6から17.2%まで上昇してしまっている。つまり、親の再分配前の所得だけで貧困線を上回ることができない世帯が増えているということです。今日は、子ども全体でお見せしていますが、二人親世帯に限っても同じです。ましてや、二人親世帯で、親が正規職員の場合でも同じでした。もちろん、全体的にはレベルが低いですが、しかし、再分配前の貧困率は上昇しているということなのです。ですから、まず、賃金が悪化したことが、日本の子どもの貧困率の一番大きいと、私は思います。

(スライド31) もう1つが再分配の弱さです。このスライドは、6カ国のチームでモデルファミリー分析という手法で行っている研究の成果です。モデルファミリー分析では、ある想定のファミリー、この場合は、男性の平均賃金の50%で父親が働いている夫婦で、学齢期の7歳と14歳の子ども2人がいる世帯という設定で、その世帯が制度上、支払う税や社会保険料、また、受け取ることができる社会保障給付が全部適用されたら、どれくらいになるかということを制度設計から推計します。このような推計を様々なケースで行い、データベースを作る手法です。この図はその中で1ケースだけを持ってきたものです。金額はPPPで調整しています。日本、韓国、香港、台湾で見ますと、ブルーの勤労所得はPPPで調整するとほぼ同じです。グラフの「最大」はすべての制度が適用された場合、日本の場合は、これは生活保護が適用された場合です。平均賃金

の50%で4人家族だと、生活保護の基準以下になりますので、生活保護が適用されるはずです。もし、この世帯に生活保護が給付されれば、所得水準はかなりのところに行きます。住宅扶助が大きいです。そのほか、医療扶助、育児、教育扶助、生計扶助があります。しかし、ご存じのとおり、現実の日本で、こういった世帯で生活保護が適用されることはある例外です。グラフの「最小」のケースは、より現実的なケース設定を想定しています。日本の場合、そうすると、「最小」ケースでは生活保護は適用されず、就学援助費、児童手当のみとなります。そこに税や社会保険料が引かれることとなります。この日本の状況をほかの国と比べてみてください。特に手厚いのが台湾です。台湾の制度は、皆、過去10年ほどで拡充されてきた制度です。台湾も、韓国もそうですし、香港もいま、拡充が始まっているところです。日本とは、圧倒的な支援の差があります。なので再分配も足りない。

(スライド32) 最後に、貧困と健康のアウトカムの関連を弱める政策をしなくてはいけない。制度も一つかと思いますが、何をしなくてはいけないかというところは、私の方が、皆さんにこれから研究していただきたいと思っているところです。

(スライド33) 最後に宣伝だけさせていただきます。この6月に貧困学の確立というプロジェクトを採択していただきました。

(スライド34) いろいろな研究の学術領域の方々が、それぞれ孤立して貧困について研究している現状を変えて、何とか繋げたいと思っています。

(スライド35) そのために、いま、公募研究を募集しています。上限100万円2年で小さな規模なのですが、一人の人文系の研究には十分な金額ではないかと思います。この4つの研究領域

が公募内容です。子どもの貧困とアウトカムを結ぶものについて、またそのメカニズムについての解明、またはそれを改善するための社会システムの構築といったことを目指す研究を公募しています。締切りは10月5日ですので、ぜひ、ご自分、またはお知り合いの若手の研究者の方々があれば応募をご検討いただければと思います。この中では、先ほど紹介した子どもの貧困のデータベースを使うことを奨励していますので、採択

された場合には、そのデータベースが使えるようになるといったこともありますので、ぜひとも検討いただければと思います。最後はお願いで終わりました。どうもありがとうございました。

(岸田) 阿部先生、貴重なご講演、ありがとうございました。阿部先生からは、国民生活基礎調査を用いた子どもの貧困についての実態、これからお話しitただくパネリストの方々の研究にも関連する多様な研究の紹介をいただきました。

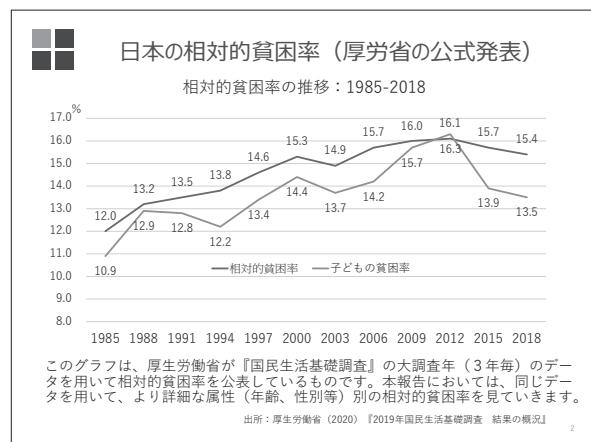
医療経済学会  
第17回研究大会  
岡山大学  
2022/9/3

## 健康格差から子どもの貧困対策を考える

阿部 彩  
東京都立大学 人文社会学部&  
子ども・若者貧困研究センター

TOKYO METROPOLITAN UNIVERSITY

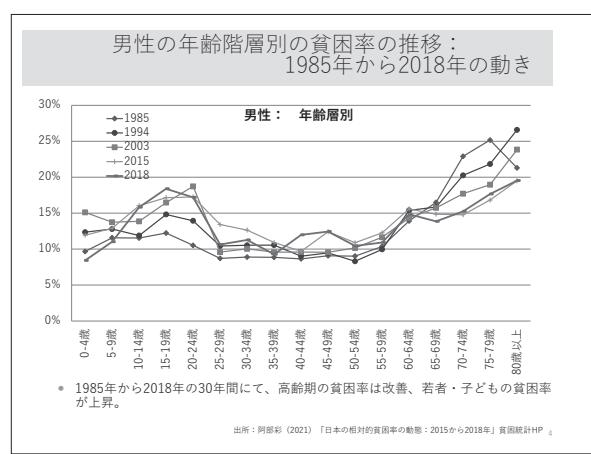
スライド1



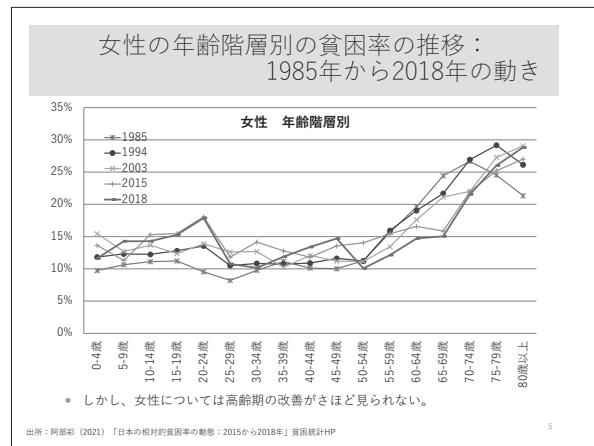
スライド2



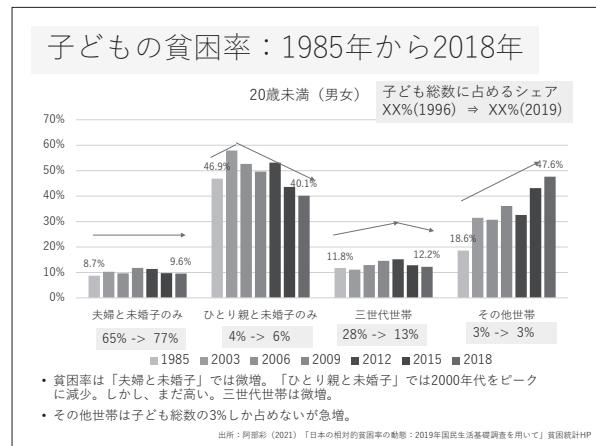
スライド3



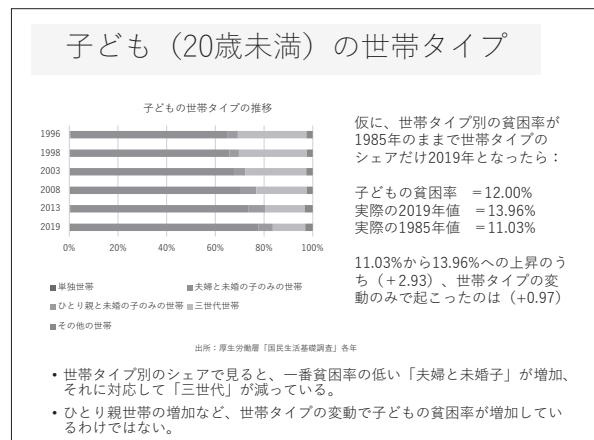
スライド4



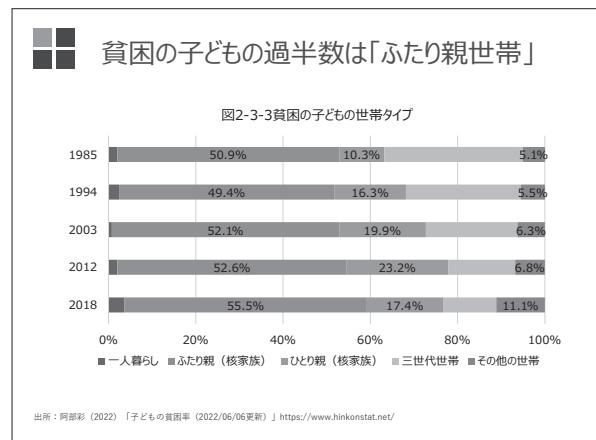
スライド5



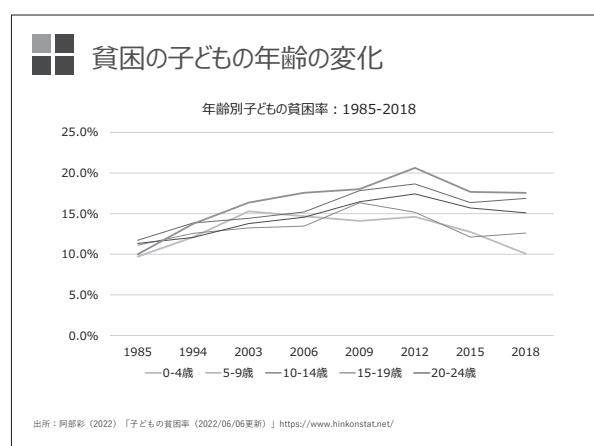
スライド6



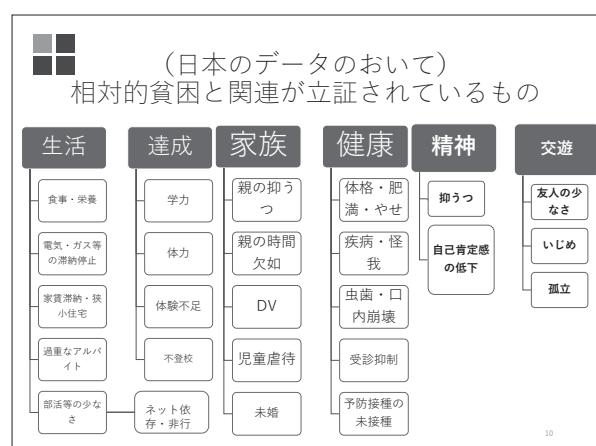
スライド7



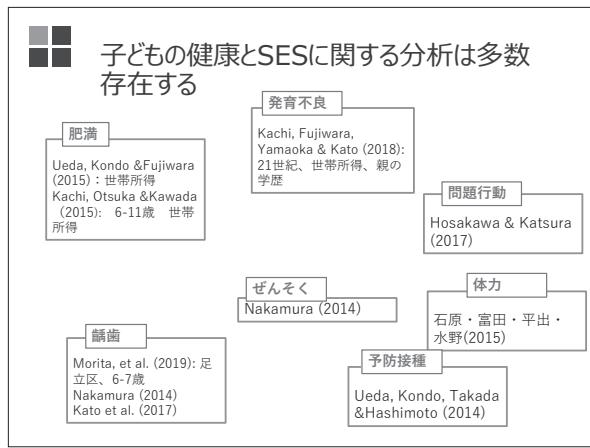
スライド8



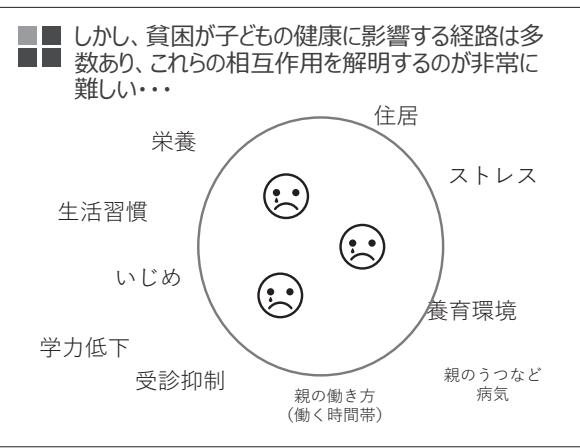
スライド9



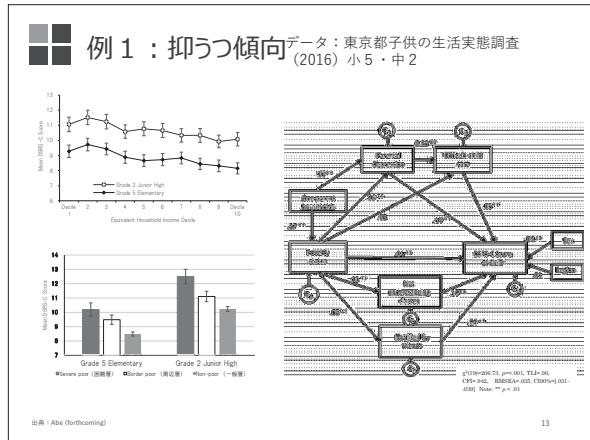
スライド10



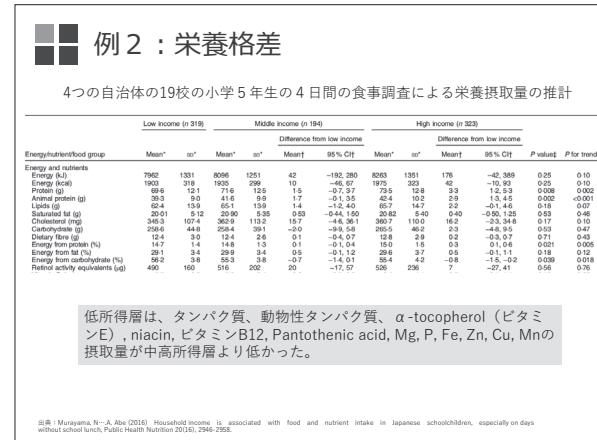
スライド 11



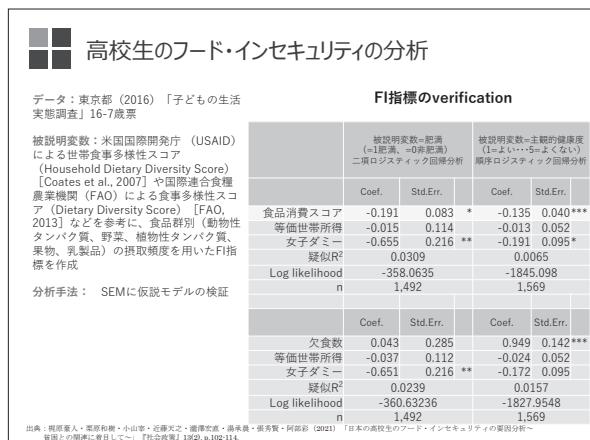
スライド 12



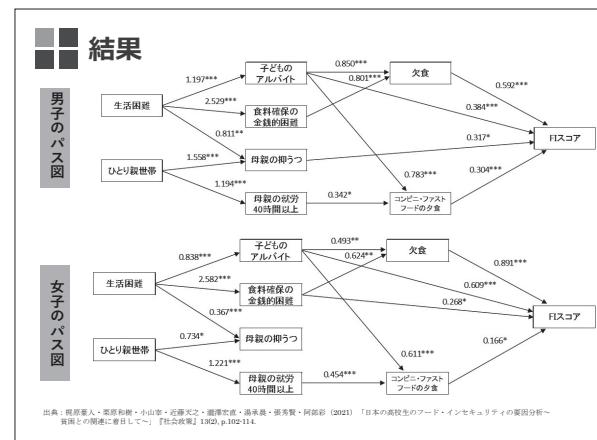
スライド 13



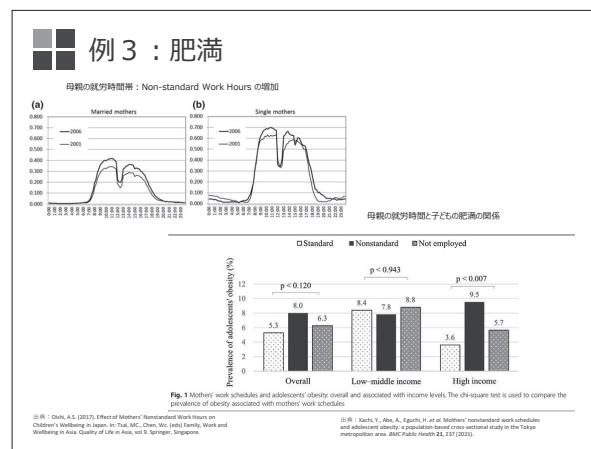
スライド 14



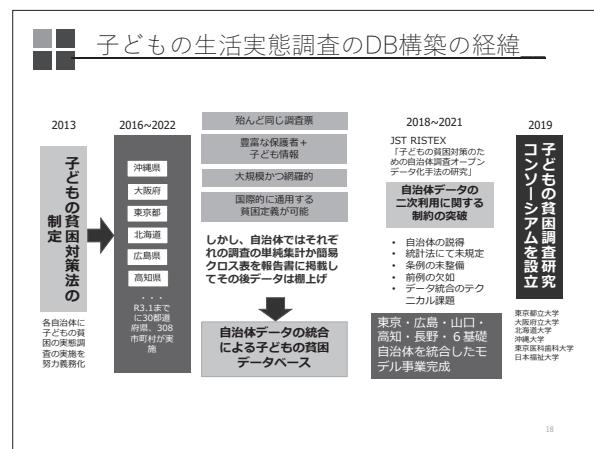
スライド 15



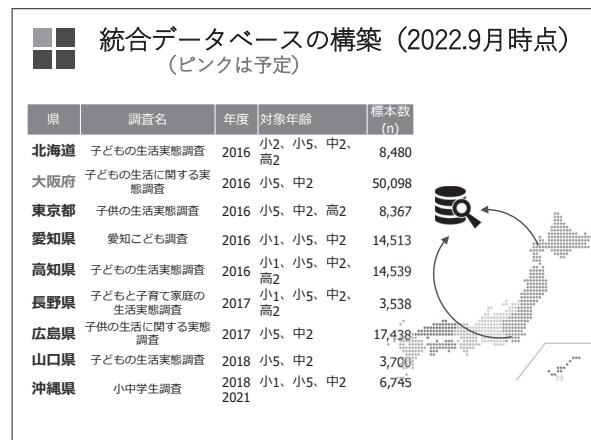
スライド 16



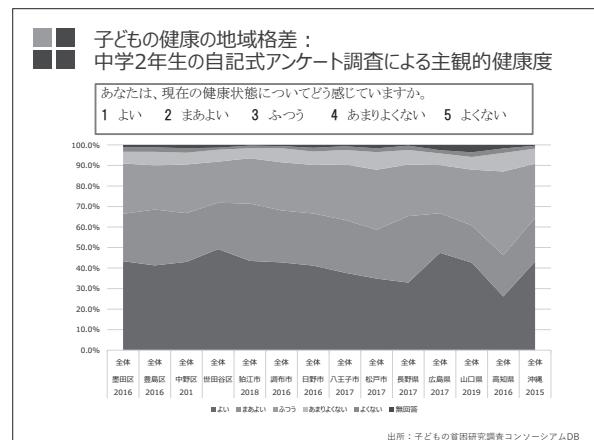
スライド 17



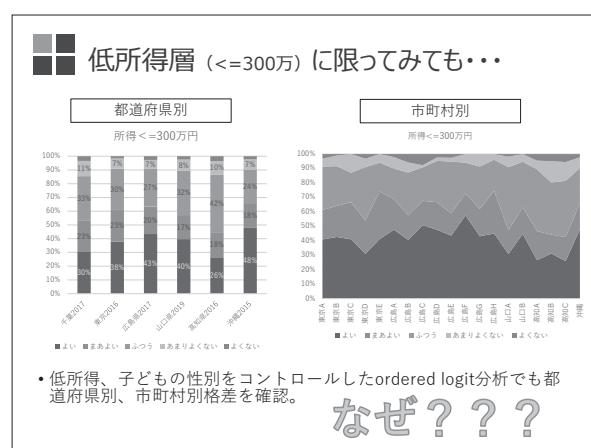
スライド 18



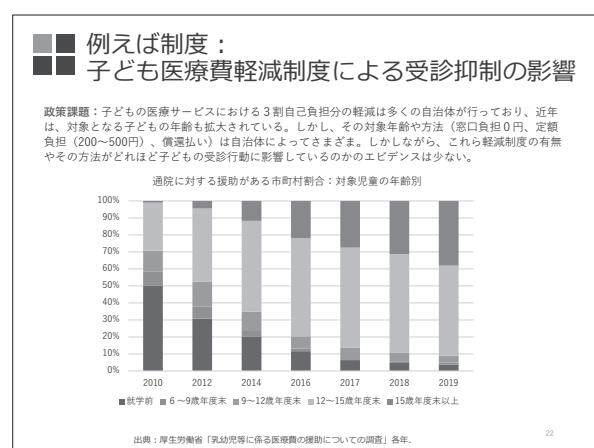
スライド 19



スライド 20



スライド 21



スライド 22

**データ**

使用データ：**東京都・広島県・長野県**の中学生の統合データ。軽減制度の異なる多數の自治体の中学生のミクロデータ（受診抑制行動）を用いることにより、制度の効果の測定が可能。

軽減制度の対象者の判定：

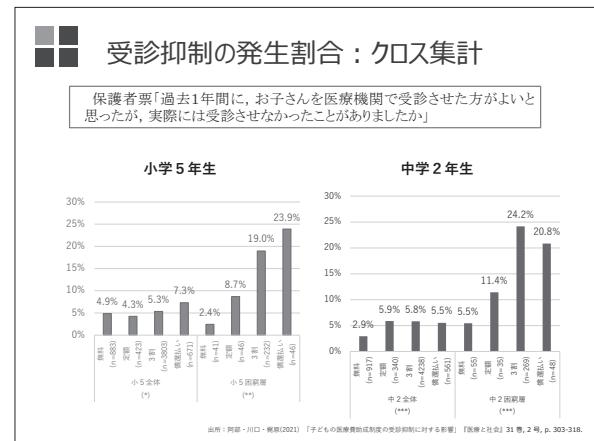
調査データでは世帯所得を100万円単位のカテゴリーとして聞いていたため、正確に世帯所得を把握することが不可能。⇒各世帯について医療費助成制度が適用されるのか否かの判別ができない。

そこで、本稿では、用いいるデータの市区町村を、（ア）子どもの医療費助成制度に所得制限を設けていない市区町村と、（イ）そもそも、その年代を対象とする医療費助成制度を設けていない市区町村、に限定。

分析サンプル：

ふたご親世帯（二世代+三世代）+	1,693
回答者が母親・夫婦保険非受益の上記自治体に居住している小学5年生（n=5780）（東京863・長野671・広島4,246）、中学2年生（n,055人）（東京895・長野561・広島4,599）。	5,344

スライド 23



スライド 24

### 軽減制度別の受診抑制の発生確率（中5）

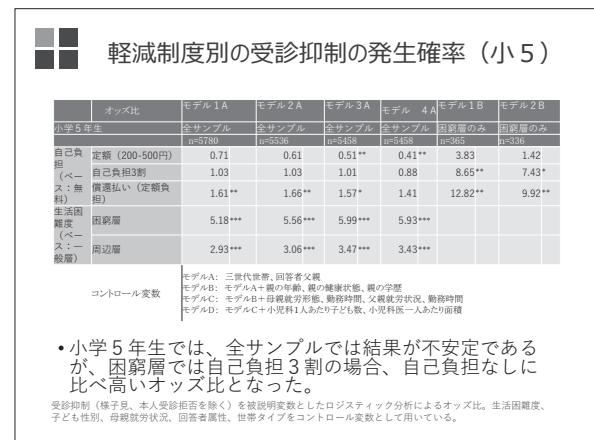
モデル	オッズ比	モデル1A							モデル2A							モデル3A							モデル4A							モデル1B							モデル2B						
		モデル1A	モデル2A	モデル3A	モデル4A	モデル1B	モデル2B	モデル3B	モデル4B	モデル1A	モデル2A	モデル3A	モデル4A	モデル1B	モデル2B	モデル3B	モデル4B	モデル1A	モデル2A	モデル3A	モデル4A	モデル1B	モデル2B	モデル3B	モデル4B																		
中2年生	全サンプル	n=6055	5817	5720	5720	407	384	368	368	全サンプル	n=5536	5336	5236	5236	全サンプル	n=458	458	458	458	全サンプル	n=336	336	336	336	全サンプル	n=5780	5780	5680	5680														
	困窮層のみ									困窮層のみ					困窮層のみ				困窮層のみ					困窮層のみ				困窮層のみ															
自己負担	定額（200-500円）	1.66	1.39	1.24	1.47	3.83	1.42	1.49	3.19	自己負担	0.71	0.61	0.51**	0.41**	0.383	1.42	自己負担	1.03	1.03	1.01	0.88	8.65**	7.43*	自己負担	1.61**	1.66**	1.57*	1.41	12.82**	9.92**													
(ペース:無料)	自己負担3割	1.91***	1.78 ***	1.85 ***	1.96***	8.65 **	7.43*	6.68**	8.10***	(ペース:無料)							(ペース:無料)							(ペース:無料)																			
生活困難度	困窮層	7.00***	6.33 ***	7.00 ***	7.01***					困窮層					困窮層				困窮層					困窮層				困窮層															
(ペース:一般層)	周辺層	2.51***	2.36 ***	2.58 ***	2.60***					周辺層					周辺層				周辺層					周辺層				周辺層															
コントロール変数	モデルA: 三世代世帯、回答者父親									モデルA: 三世代世帯、回答者父親					モデルA: 三世代世帯、回答者父親				モデルA: 三世代世帯、回答者父親				モデルA: 三世代世帯、回答者父親				モデルA: 三世代世帯、回答者父親				モデルA: 三世代世帯、回答者父親												
	モデルB: モデルA+親の年齢、親の健康状態、親の学歴									モデルB: モデルA+母親就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間					モデルB: モデルA+母親就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間				モデルB: モデルA+母親就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間				モデルB: モデルA+母親就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間				モデルB: モデルA+母親就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間																
	モデルC: モデルB+母児就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間									モデルC: モデルB+母児就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間					モデルC: モデルB+母児就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間				モデルC: モデルB+母児就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間				モデルC: モデルB+母児就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間				モデルC: モデルB+母児就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間																
	モデルD: モデルC+小児科1人あたり子ども数、小児科医1人あたり面積									モデルD: モデルC+小児科1人あたり子ども数、小児科医1人あたり面積					モデルD: モデルC+小児科1人あたり子ども数、小児科医1人あたり面積				モデルD: モデルC+小児科1人あたり子ども数、小児科医1人あたり面積				モデルD: モデルC+小児科1人あたり子ども数、小児科医1人あたり面積				モデルD: モデルC+小児科1人あたり子ども数、小児科医1人あたり面積																

モデルA: 三世代世帯、回答者父親  
モデルB: モデルA+親の年齢、親の健康状態、親の学歴  
モデルC: モデルB+母親就労形態、勤務時間、父親就労状況、勤務時間  
モデルD: モデルC+小児科1人あたり子ども数、小児科医1人あたり面積

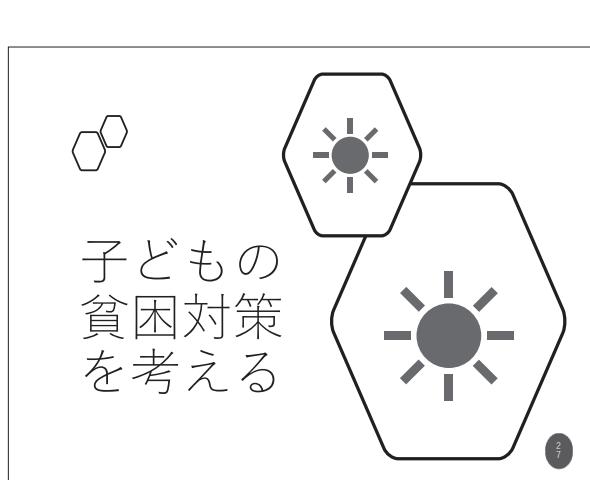
・中2年生では、全サンプルおよび困窮層のみのサンプルにて、自己負担なしに比べ、自己負担3割、償還払いの受診抑制の確率が高かった。

受診抑制（様子見、本人受診拒否を除く）を被説明変数としたロジスティック分析によるオッズ比。生活困難度、子ども性別、母親就労状況、回答者属性、世帯タイプをコントロール変数として用いている。

スライド 25



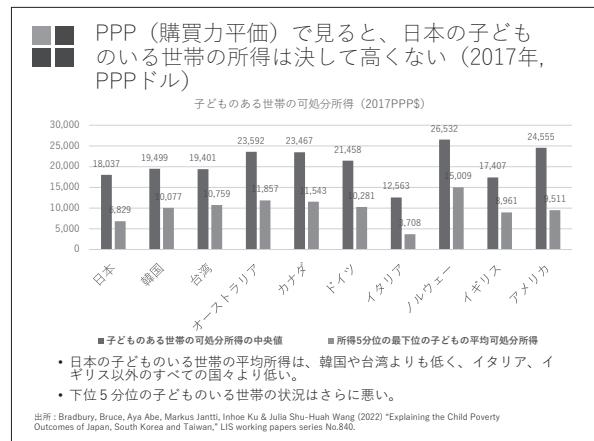
スライド 26



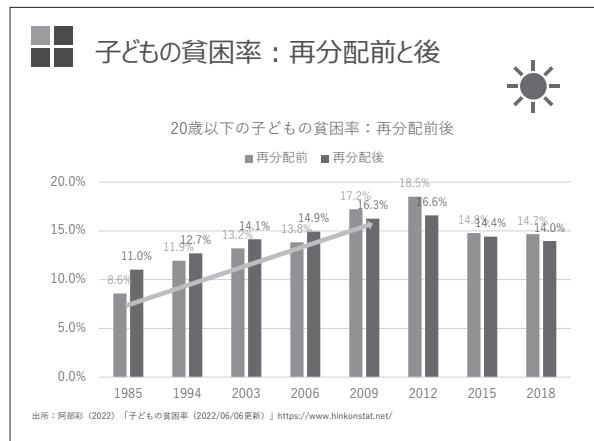
スライド 27



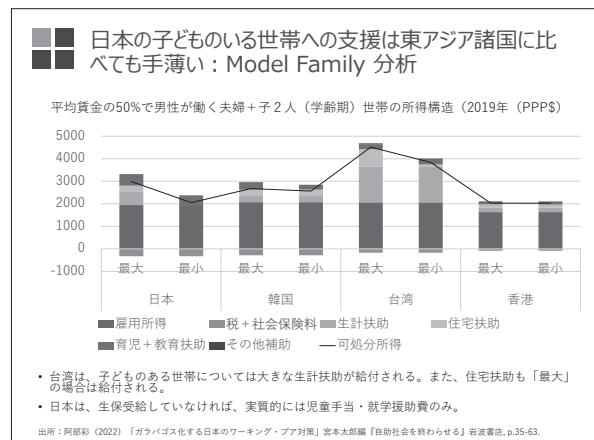
スライド 28



スライド 29



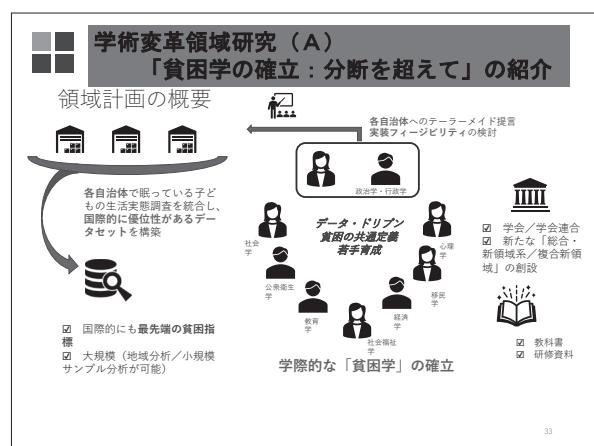
スライド 30



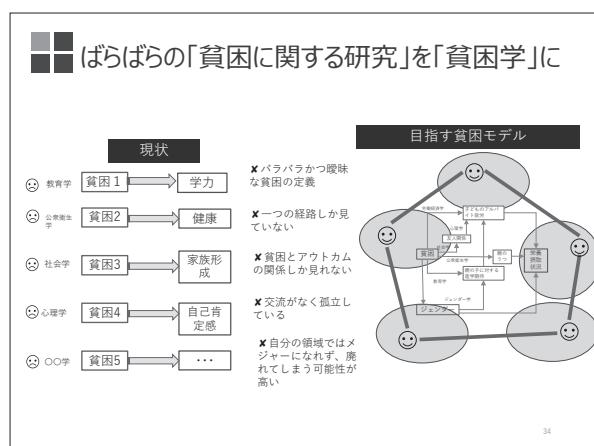
スライド 31



スライド 32



スライド 33



スライド 34

**学術変革領域研究（A）「貧困学の確立：分断を超えて」  
公募研究のお知らせ**

【研究項目E01 地域の特性と貧困が子どもに及ぼす影響の関連についての研究】

- 子どもの貧困とアウトカムの関連はどの地域にも見られる現象であるが、その関連性の強さは地域の特性（制度・政策、経済・地理条件・気象・人口動態（高齢化・過疎化・三世代世帯率等）、ひとり親世帯率等）によって異なる。そこで、地域特性がどのように親困と子どもアクトカムに影響するのかを解明する量的研究・質的研究を募集する。

【研究項目E02 貧困と子どものアクトカムを統一するためカムズの解明】

- 子どもの貧困は子どもの様々なアクトカム（体力・体力・健康・心理的Well-being・友人関係など）に影響を及ぼす。そこで、これら貧困とアクトカムを統一するためカムズに影響する研究を募集する。

【研究項目E03 出現率が低い個性的な子どもの貧困に関する研究】

- 父子世帯、ジョンソン・マイケリティ、外国语などの子ども、日本語を母語としない子ども、健康に問題がある子ども、離婚・再婚を経験した子ども、ヤングアドラー等は、出現率が低いため一般的の子どもを対象とした調査では分析が難しく、貧困の影響を検出できない。しかし、私的資源が豊富な子どもはアクトカムが多いため分析が可能となる。そこで、これらのアクトカムの貧困に関する研究をそれを持たせる質的研究を募集する。

【研究項目E04 貧困の子どもの影響を総合する社会システムの実装に関する研究】

- 貧困の子どもの影響を継続的・持続的に社会システム（制度、政策、施策、仕組み、ビジネスモデル、テクノロジーなど）の構成や、その問題に対する研究を募集する。社会システムには、実際の貧困者への支援効度のみならず、政策や世論を動かす手法（アドボカシー）や行動的アドバルドを越える手法なども含む（例：食料券を解説するフードシステムの開発研究、学力格差を縮める教育手帳の開発、IT等を用いた情報弱者への確実な情報伝達手法の開発、子どもの権利と教育・福祉法規の新たな展開の研究など）。

**上限100万円×2年、締め切り 10月5日**

公募について：[https://www.mext.go.jp/a\\_menu/shinkou/hojyo/bosu/1394561\\_00006.htm](https://www.mext.go.jp/a_menu/shinkou/hojyo/bosu/1394561_00006.htm)  
PJについて：<https://www.poverty-research.jp>

スライド 35

## &lt;講演 1&gt;

## 貧困と子どもの健康

## 研究の困難と今後の課題

上智大学経済学部 中村さやか 先生

(スライド1) 上智大学の中村です。今日はパネリストとして参加させていただき、ありがとうございます。よろしくお願ひいたします。

今日は、貧困と子どもの健康という研究を進める上で、どういう困難があり、今後、どういうふうにしていったらいいかについてお話しさせていただきたいと思います。

(スライド2) かなり古い研究で恐縮なのですが、子どもの健康状態を親の所得に回帰するという研究をして、その研究をしながら、非常にデータの問題や研究する上での困難を感じたので、そのことについてお話しします。自分の中で、この研究については非常にモヤモヤが残っており、それについて率直にお話ししていきます。

(スライド3) 親の所得が、まず、子どもの健康と相関する理由はいくつかあります。一番多く指摘されるのは、親の所得から子どもの健康への因果的関係です。所得がないことで医療アクセスや生活環境が悪くなったり、親の精神状態が悪くなったりするなどして、先ほど阿部先生がお話し

**参考文献**

- ・ 門部彩 (2022) 「子どもの貧困 (2022/06/08更新)」 <https://www.hinkonst.net/>
- ・ 門部彩 (2022) 「オラクルによる日本のワーキング・リブート対策」 岩本太哉編「助け社会を終わらせる」岩波書店, p.35-63.
- ・ 門部彩・川口透・飯原真也 (2021) 「子どもの医療費削減制度と子どもの健康」『医療と社会』Vol.31, No.2, pp.303-318
- ・ 石川信也 (2019) 「貧困と子供の健康」『子育て』Vol.12, No.1, pp.10-15.
- ・ Bradbury, Bruce, Aya Abe, Markus Jamil, Ichiro Ku & Julia Shu-Huan Wang (2022) "Explaining the Child Poverty Outcomes of Japan, South Korea and Taiwan," LIS working papers series No.840.
- ・ Hosokawa, R. & Katsura, T. (2017) Child Adolescent Psychiatry Ment Health (2017) 11:62 doi:10.1186/s13034-017-0205-z
- ・ 石原・対田・平出・水野(2015)「日本の子どもにおける貧困と体力・運動能力の関係」北海道大学教育研究紀要第122, 93-105.
- ・ Yuko Kachi, Aya Abe, Hisashi Eguchi, Akemi Inoue, and Akiumi Tsutsumi, "Mothers' Nonstandard Work Schedules and Adolescent Obesity: A Population-Based Cross-Sectional Study in the Tokyo Metropolitan Area," BMC public health 21, 237, doi:10.1186/s12880-021-03729-w
- ・ Kachi, Fujimura, Yamakoshi & Kato (2018) Parental socioeconomic status and weight faltering in infants in Japan, frontiers in Pediatrics 6:213.
- ・ Kachi, Y., Otsuka, T. & Kawada, T. 2015, Epidemiol 2015;25(7):463-469 doi:10.2188/jea.JE20140100
- ・ 貧困収入・雇用形態別に見る山本・吉田(2017)「薄型家庭と過保護、低収入、低就労、阿部彩 (2021) 「日本の高校生のフード・インセキュリティの実態と対応策」『子育て』Vol.12, No.1, pp.16-21.
- ・ Kato, H., Tanaka, K., Shimizu, K., et al. Parental occupations, educational levels, and income and prevalence of dental caries in 3-year-old Japanese children. Environ Health Prev Med 22, 80 (2017). doi:10.1186/s41259-017-0088-6
- ・ Oishi, A.S. (2017). Effect of Mothers' Nonstandard Work Hours on Children's Wellbeing in Japan. In: Tsai, M.C., Chen, Wc. (eds) Family, Work and Wellbeing in Asia. Quality of Life in Asia, vol 9. Springer, Singapore.
- ・ Matsuya, A., Matsuyama, Y., et al. 2019;Scientific Reports doi:10.1038/s41598-019-47750
- ・ Matsuyama, N.-A., Abe (2019) Household income is associated with food and nutrient intake in Japanese schoolchildren aged 6 years old with and without low-income families. Public Health Nutrition 20(10), 2946-2958.
- ・ Nakamura, S. 2014. I. Japanese Int. Economics 42:55. doi:10.1016/j.jie.2013.07.003
- ・ Ueda, M., Kondo, N., Takada, M.& Hashimoto, H. 2014. doi:10.1016/j.jepmed.2014.05.018

スライド 36

くださったように、親の低所得が子どもの健康に悪い影響を与える、と。

ほかにも別の理由が考えられます。子どもの健康から親の所得への因果関係もあり得ます。たとえば、子どもが病気だと親の就労が阻害され、所得が低くなる。これは、成人の健康が自分の就労所得に与える影響よりは小さいはずですが、でもある。

また、親の所得と子どもの健康、両方に影響する第三の要因もあります。たとえば、健康が遺伝し、親が健康だと所得も高くなり、子どもも健康である。親が賢い、認知能力が高いと親の所得が高くなり、子どもも健康になる。

そうすると、子どもの健康をいくら親の所得に回帰しても、何がどうなって、どういう関係があるのかということはよくわからないわけですが、ただ出発点として、相関しているかどうかを知ることは大事なことではないか、というわけです。

(スライド4) 非常に有名な先行研究があります。アン・ケース達によるアメリカのデータを用いた2002年の研究です。これは、子どもの主観的健康状態を両親の所得の対数値に順序ロジットで回帰し、所得が低いほど健康状態が悪いという非常に強く有意な結果を得ています。それからさ

らに、サンプルを子どもの年齢で分割して分析すると、子どもの年齢が高いほど相関が大きくなるという結果が得られました。では、これはアメリカ特有なのかということで、さまざまな国のデータでデュプリケーション・スタディがおこなわれています。カナダ、オーストラリアでは、やはり同様の結果が得られています。イギリスだと、所得と健康の強い相関はあるのですが、相関が年齢とともに拡大するかどうかは結論が分かれています。ドイツやインドネシアでも相関はありますが、年齢とともに拡大はしないということが言わっています。

(スライド5) このデュプリケーションを日本の国民生活基礎調査でおこなおうということをやってみました。1998年、2001年、2004年、2007年のデータを使っています。これは健康指標のある3年に一度の大規模調査を利用していいるためです。皆様よくご存じだと思いますが、非常に全国代表的な家計調査で回答率も高く、世帯員が自分の状況を答えていて、12歳未満については保護者が手助けをしています。クロスセクションで、パネルではないわけです。サンプルは0~15歳の子どもで、祖父母など両親以外の大人が同居している子どもは外しています。両親の所得の影響を見たいからです。観測数は15,000を超えていました。

(スライド6) どういう健康指標がこのデータにはあるかということですが、まず、主観的健康状態についての変数があります。「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」の中から選びます。それから、「過去一ヶ月にどれくらい床につきましたか」ということについてもカテゴリーで選ぶという変数があります。

主観的健康状態ですが、これはいろいろな問題のある変数です。特に言われているのが「よい」「まあよい」「ふつう」の違いは何でしょうかと。

これはけっこう解釈に個人差が大きそうなので、「あまりよくない」と「よくない」はネガティブだということで、「あまりよくない」または「よくない」と答えたら1の値をとるようなダミー変数を使ったほうがいいのではないかと言われています。なので、それもやってみました。それから、「健康上の問題によって、日常生活に影響がありますか」という質問、さまざまな自覚症状が「あるかどうか」、さまざまな疾病について「通院しているか」という変数もあります。

(スライド7) 回帰分析は先行研究を踏襲し、被説明変数は先ほど申し上げた子どもの健康指標ですが、カテゴリー変数を使う場合は順序ロジット、二項変数、すなわち0/1の変数を使う場合は二項ロジットを使っています。説明変数は先行研究と同様に、両親所得の対数値、両親の特性、子どもの特性、家族構成などを使っていきます。

(スライド8) 分析結果は、自分としてはかなり当惑するものだったのです。まず、両親所得が高いほど健康状態がよいという結果は得ることができました。主観的健康状態を順序ロジットで分析すると、やはり、所得が低いと健康状態が悪いという結果が有意に出てきました。ただ、年齢とともにその差が拡大するという結果は全く出てきませんでした。それから所得が低いと就寝日数が長いという結果も得ましたが、これはサンプル数が多いのに弱く有意でした。また、ぜんそく、難聴、歯の病気は、子どもの貧困と関係していることがすごく言われていますが、そのとおりで、これらの自覚症状ありダミーと両親の所得は非常に相関がありました。

そうなのですが、主観的健康状態が「よくない」「あまりよくない」ということを示すダミー変数を回帰すると、所得との有意な関係は出てきませんでした。それから、健康上の問題による日常生活への影響があるというダミーについても所

得の係数が有意に出てきませんでした。両親所得が高いほど増加するものもあります。何らかの病気で通院しているということは、所得が高いほど増えています。それから皮膚の病気やケガの自覚症状があるということも、両親所得が高いと増加するという結果が得られました。

(スライド9)なので、これらの健康指標を、本当に健康を表わすものとして解釈するのであれば、以下になります。両親所得と子どもの健康の間の有意な正の相関は、一部では見られるのだけれど、健康指標を変えるとまた違う結果になってしまいます。これは、ほかの先進国の結果や日本の大人についての結果と比較して弱いのではないか。また、親の所得と子どもの健康の相関が年齢とともに拡大する傾向はみられなかった。ただ、ぜんそく、難聴、歯の病気はやはり低所得だと増えそうだ、ということになります。

(スライド10)ここで非常に思ったのは、データの課題があるということです。所得や教育水準によって申告バイアスが変わってくる可能性があります。たとえば、貧困だと知識不足で、健康の問題があっても過小申告しているのかもしれないし、逆に、知識がないから不安が強く、どんどん自分の健康に対して不安を持って健康状態が悪いと言っている可能性もあるわけです。それから、入院や外来受診を健康指標として用いることには非常に限界があり、先ほど阿部先生がおっしゃったように、低所得によって医療サービスを利用できないこともあるかもしれない。逆に、低所得世帯だと補助があるから自己負担が少なくて利用しやすいということも可能性としては考えられます。また、医師が子供を入院させるか判断する際に、親が十分介護できないと思うと入院せることがあるから、何か困難のある家庭の子どもは入院させられやすいのかもしれない。21世紀出生児縦断調査では健康に関する変数が通院や入院の

みなのです。この研究とはまた別のデータですが、それはやはり問題だと思います。それから、所得の自己申告の信頼性の問題もありますし、貧困者がサンプルから抜け落ちているのではないかという心配もあります。

(スライド11)やはり行政データを使って、せっかく日本は学校検診をやっているのだから、客観的な健康状態のデータを使いたいです。あと、正確な所得情報というのもすごく大事だと思います。それから、もし自己申告させるのであれば、つまり主観的健康状態の変数を使うのであれば、ビネットで「こうこうこういう人がいます、この人の健康状態をどうやって評価しますか」という質問に答えさせ、その人がどういうふうに評価する人か、低めに評価するのか、高めに評価するのかということを知る、それで修正するやり方もあるのです。あとは、主観的評価というのはクロスセクションではなくパネルデータで変化を見ることに適しているので、もっと縦断調査で主観的健康状態を聞いてほしいと思いました。

(スライド12)今後の研究課題として、日本では因果関係をはっきりさせるような研究が少ないと思うのですが、これはデータの問題が大きいです。海外だと結構、所得が健康に与える因果的影響の研究もあると思うのですが、日本だと、どうしても行政データがないと難しいのではないかと思います。そうすると、何かの制度変更が子どもにどういう影響を与えたかということをやり、その中でサブサンプル分析にて低所得の子どもにどういう影響があったかを分析するのがいいのではないかと思っています。

私と丸山士行さんの共同研究なのですが、中学校給食が子どもの体型に与える影響について栄養調査を使って分析しました。サンプル全体では有意な影響は見られなかったのですが、親の社会経済的地位が低い子ども、つまり、家計の支出が低

かつたり職業的にあまり社会経済的地位が高くなさそうな父親の子どもだったりにサンプルを限定すると、給食があると肥満が抑制されるという効果が見られました。たとえばそういう研究のほうが、やりやすいのではないかと思っています。

ご清聴、ありがとうございました。

(岸田) 中村先生、ありがとうございました。中

村先生からは、健康と所得に相関があるって、それを因果関係と解釈できるのか、また、主観的健康状態の指標を扱う難しさについて、ご自身の代表的な公的統計である国民生活基礎調査を用いた研究から、データの問題についてお話し頂くとともに、今後の研究の方についてお話し頂きました。

### パネル討論

#### 貧困と子供の健康： 研究の困難と今後の可能性

2022年9月3日 医療経済学会 於 岡山大学

上智大学経済学部 中村さやか

スライド 1

#### 親の所得が子供の健康と相関する理由

1. 親の所得から子供の健康への因果関係
    - 医療アクセス、生活環境、親の精神状態、等
  2. 子供の健康から親の所得への因果関係
    - 子供の病気によって親の就労が阻害される可能性はあるが、成人的健康が自身の就労に与える影響よりは小さいはず
  3. 両方に影響する第三の要因
    - 健康の遺伝：親が健康だと所得も高く、子供も健康
    - 親の認知能力：親が賢いと自分も子供も健康になる
- 子供の健康を親の所得に回帰しても因果関係はわからないが、相関の大きさを知る手掛かりにはなる

3

スライド 3

#### 日本における親の所得と子供の健康の相関

- 子供の健康状態を親の所得に回帰

Nakamura S, 2014. "Parental Income and Child Health in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*.

- 今後の課題

2

スライド 2

#### 先行研究

- 主観的健康状態を両親所得に順序ロジットで回帰、所得が低いほど健康状態が悪いという有意な結果を得る
- アメリカ、カナダ、オーストラリアでは子供の年齢とともに相関が増大

アメリカ  
カナダ  
オーストラリア  
イギリス

ドイツ  
インドネシア

Case et al. 2002 ←  
Currie & Stabile 2003  
Khanam et al. 2009  
West & Sweeting 2004,  
Currie et al. 2007, Propper et al. 2007,  
Case et al. 2008,  
Apouey & Geoffard 2013  
Reinhold & Jurges 2011  
Cameron & Williams 2009

4

スライド 4

## データ

- 厚生労働省「国民生活基礎調査」1998, 2001, 2004, 2007年
- 全国代表的な家計調査、回答率約7-8割
  - 世帯員が各自の状況を回答（12歳未満は保護者が手助け）
  - Pooled cross-section
  - 「健康票」のある3年に一度の大規模調査を利用

### サンプル作成

- 0-15歳の子供
- 祖父母等、両親以外の大人が同居している子供はサンプルから除外（資産の情報がなく祖父母の経済状況がわかりにくい）
- 観測数15,820

5

スライド5

## 健康指標

### カテゴリー変数

- 主観的健康状態: 1-よい, 2-まあよい, 3-ふつう, 4-あまりよくない, 5-よくない
- 過去一ヶ月の就床日数: 0日, 1-3日, 4-6日, 7-14日, 15日以上

7-15歳

### ダミー変数

- 主観的健康状態が「あまりよくない／よくない」なら1の値  
- よい・まあよい・ふつうの解釈には個人差が大きいためバイアスが生じやすい (Etile & Milcent 2006)
- 健康上の問題による日常生活への影響の有無
- 自覚症状の有無
- 通院中の疾病の有無

0-15歳

6

スライド6

## 回帰分析

### 先行研究を踏襲

#### 被説明変数: 子供の健康指標

- 被説明変数がカテゴリー変数⇒順序ロジット
- 被説明変数が二項変数⇒二項ロジット

#### 説明変数:

- 両親所得の自然対数値
- 両親年齢、調査年ダミー、子供の性ダミー、子供の年齢ダミー、家族構成ダミー、両親の雇用ダミー

7

スライド7

## 分析結果

両親所得が高いほど健康状態が良いことと整合的

- 主観的健康状態(順序ロジット)  
←ただし、年齢とともに所得との相関が拡大する傾向は皆無
- 就床日数(順序ロジット): 弱く有意
- 喘息・難聴・歯の病気の「自覚症状あり」ダミー

両親所得と有意な関係なし

- 主観的健康状態が「よくない／あまりよくない」ダミー
- 「健康上の問題による日常生活への影響あり」ダミー

両親所得が高いほど増加

- 「通院あり」ダミー
- 「皮膚の病気」や「損傷」の「自覚症状あり」ダミー

8

スライド8

## 結論

- 日本でも両親所得と子供の健康には有意な正の相関が見られるが、健康指標や症状による違いが大きい。他の先進国の両親所得と子供の健康の関係や、日本の成人における所得と健康の相関と比較すると弱い
- 英語・サクソンの先進国と異なり、両親所得と子供の健康の相関が子供の年齢とともに拡大する傾向は日本では皆無。この結果はドイツと共通している。
- 低所得の親の子供は、喘息・難聴・歯の病気の罹患率が高いことは海外の先行研究と整合的

9

スライド9

## データの課題

所得や教育水準によって申告バイアスが異なる可能性

- 知識不足による過小申告 vs 健康不安による過大申告
- 入院や外来受診を健康指標として用いることの限界
- 低所得による医療サービス利用抑制
- 自治体の補助により低所得世帯ほど自己負担が少ない可能性
- 低所得世帯ほど家族介護の困難から入院が選択される可能性
- 21世紀出生児縦断調査では健康に関する変数が通院・入院のみなのは非常に残念

所得の自己申告の信頼性

貧困者のサンプルからの脱落

10

スライド10

### データに関する要望

- 行政データを使用し、学校検診などによる客観的な健康状態と正確な所得情報用いた分析が必要
- vignette(ビネット)を用いて提示された架空の人物の健康状態を調査参加者に評価させることで評価バイアスを修正(van Soest 2011; Rossouw, Bago d'Uva, van Doorslaer, 2018)  
→国民生活基礎調査等でも使用しては?
- 主観的評価はクロスセクションよりパネルデータで変化を見るのに適している→縦断調査でも主観的健康状態を尋ねるべき

11

スライド 11

### 今後の研究課題

- 所得の外的変動が子供の健康にどのような因果的影響を与えるかについての研究が日本ではほとんど行われていない  
←データの問題が大きい
- さまざまな制度・政策が子供、特に低所得世帯の子どもに与える影響を分析することが重要
- 中学校給食が子供の体形に与える影響を分析したところ、サンプル全体では有意な影響は見られなかつたが、親の社会経済的地位(SES)の低い子供にサンプルを限定すると、給食の肥満抑制効果が示された(Maruyama & Nakamura 2021 TCER Working Paper)

12

スライド 12

## <講演 2>

### 子ども医療の無償化について

東京大学公共政策大学院 重岡 仁先生

(スライド1) ご紹介いただきました、東京大学の重岡です。今日はよろしくお願ひします。僕が今日する話は、今まで、阿部先生や中村さんがしてくださった話に続く話ですが、特に子ども医療の無償化についてお話しさせていただきます。

(スライド2) 本日の発表内容は、以下にある東大の飯塚先生との共同研究をもとにしています。もし、原文にご興味があれば、この2本の論文と、日本語で簡単にその内容をかいづまんで書いた記事を2つ書いています。今日する話は、最初の論文と東洋経済に日本語でまとめた内容になっているので、もう少し詳細について興味のある方は、この辺を見ていただければと思います。基本的に僕の名前で検索していただければ、すぐに出できますので、お願ひします。

(スライド3) 今日の本研究の問いは2つあります。1つは、子どもの無償化というのは、本当に良い政策なのかということを経済学的な視点から見ていく。2つ目は、特に無償化というのは基本的にタダという話なので、タダというのは特別な値段なのかと。経済学者的には非常に興味の

ある話題で、医療に関してもインプリケーションのある話です。なぜかというと、タダというの0ですが、伝統的な経済学では、単純に10円、5円、3円、1円と減っていく中の延長線上であるタダの値段だと考えられていたのですが、最近の行動経済学では、105円から100円に5円下がることと、5円から0円に下がる、これも同じように5円下がるわけですが、後者のほうが圧倒的に需要に与える影響が大きいのではないかと。特に後者のほうが大きいのではないかと。なぜかというと、0円を含んでいるので、タダになったとき、タダなのに何も使わないというのは、損をしている、もったいないと思う気持ちがあり、タダというのは特別な値段なのではないかということが、フィールド実験ではなく、ラボ実験、いわゆる、被験者を使ったところでそういう議論がされているということで。実際にそれがフィールドの、世の中にあるデータでそういうことを検証した論文がほんないので、そういう意味で、この論文ではそういうことをしています。リサーチクエスチョンとしては、ゼロ価格というのは、ほかの価格と本質的に何か違うのか、これをゼロ価格効果、英語で言えば、zero price effectというものが本当にあるのかということを議論し

ています。

なぜ、これが重要かというと、もし本当に医療サービスにゼロ価格効果が存在しているのであれば、政府は、無料と、無料以外というものを戦略的に使い分けることで、社会厚生、ソーシャルウェルフェアを向上させることができるのでないかと。アイデアは非常にシンプルで、必要性の高い医療サービス、たとえば、今回のコロナワクチンのようなものはタダだと非常に需要が上がることを利用して、タダにすることで需要を喚起し、逆に必要性が低いと思われるような医療サービスに関しては、少なくともタダにすることではなく、わずかでもいいのでお金を払ってもらうことで、無駄な医療費を大きく減らすことができるのではないかという背景があります。

(スライド4) 子ども医療助成についてです。ご存じのように、日本は医療費の自己負担が原則3割ですが、子どもに対しては、多くの自治体が助成をおこなっています。その理由の1つとしては、選挙の際、非常にアピール材料になるということもあり、市町村間の助成競争が際限なくおこなわれてきました。その辺はメディアも少しあり取り上げていて、たとえば、日経新聞2017年だと「子ども医療費 自治体が歯止めなき補助競争」と、その直後も、負担減の競争がエスカレート、20歳を過ぎても無償、いまでは22歳とかいうところまで無償にしている自治体もあります。

(スライド5) こういった助成競争の結果、市町村ごとに大きく2つ異なっており、1つは、阿部先生の話でもありましたか、いくら払うかという自己負担額と、助成対象となる年齢が大きく異なります。自己負担額は多くの市町村では無償化なのですが、タダなのですが、それ以外に、3割とは言わないけれど10%、15%、20%払ってね、ということで、かかった費用の定率を払うというケース、あとは、定額負担ということで、1回当

り200円、300円、500円と、先ほどもワンコインという話がありましたが、少しだけでも払ってね、という自治体があります。

(スライド6) 2つ目の、助成対象となる年齢に関しては、われわれのデータでの話ですが、人口の多い6県に関して、横軸に年月、2005年4月～2015年3月までの10年間の、294市町村の中の割合を示したものがあります。これを見ていただくとわかるとおり、このデータを集め始めた最初の2005年4月時点では、中学校の卒業まで助成している市町村は0%だったのですが、このデータが終わる10年後には80%まで広がっているという形で、かなりの勢いで広がっていたということが背景としてあります。

(スライド7) われわれがどうやってデータを作ったかというと、この1と2の情報を、人口の多い6県294市町村に関してしらみつぶして集め、10年分を集めました。年ではなく年月単位で、この市町村は2008年何月から、この年齢からこの年齢に上げましたが、そのとき、いくら払うように設定しましたといった情報を、10年間分、手作業で集めたデータを、医療ビッグデータを扱うJMDC社の6～15歳のレセプトデータに結合してもらい、それを戻してもらう形で、このデータを構築しました。

推定方法は、細かいことに関しては論文を見ていただくといいと思うのですが、アイデアとしては先ほどの1と2の市町村ごとの違いを利用して、英語で言うところの difference in differences、日本語だと差分の差分法とかいう名前だと思うのですが、それを用いています。アイデアとしては、ある市町村では補助が拡大されて、あるところはその時期拡大されていなかったというところの違いを、時間を通じて見るということです。もう少し興味のある方は、そこに推定式を書いてあるのですが。アイデアとしては、バリエーション

が、子ども  $i$  と年齢  $a$ 、これは年月レベルでデータが構築されています。あとは、どの時期に治療を受けたかという年月  $t$  と市町村の  $m$ 、この辺がバリエーションとしてあります。一番興味があるのは、この 1 の立っている、1 プライスと書いてあるところで、これはダミーなのですが、ここで大事なのは、タダをコントロールグループにしており、それに対して、10%、15%、20%とか、200 円、300 円、500 円というものがどれだけ影響を持つかということを推定する形になっています。

(スライド 8) 今日のパンチラインのフィギュアを、いまから見せます。まず、ゼロ価格効果があるかどうかを、いまから検証します。いまからお見せするグラフは、横軸に自己負担率を取り、縦軸に外来受診の関係をプロットしています。情報量が多いので、ゆっくり話していきます。このデータは、先ほどご紹介させていただいた、週刊東洋経済に書いた記事から引用させてもらっています。横軸が自己負担率になっており、30%、20%、15%といった形になっており、500 円、300 円、200 円に関しても比率に換算して、だいたい 6.1、3.9、2.4 ほどの%になったということです。縦軸は、あくまでコントロールグループ、対象群は無料のときなので、無料のときに比べてこれだけの自己負担率を課したとき、どれだけ外来受診の数が減るかという、減少幅を示しています。

まず、この緑の線は無視していただき、赤に注目していただくといいと思うのですが、1つ言えることは、無料に比べて、全ての自己負担率で、医療需要が大幅に減少しているということです。赤い点がかなり下のほうにあります。2つ目は、無料から有料に変える、0 から 1 に変えるときに、すごく医療需要が減るのですが、自己負担を 30% から 20%、20% から 15% と変えていくて

も、言うほど追加の効果は大きくないと。

そのあとに、本当にどうやってゼロ価格効果を推定するかというと、そこでこの緑のラインが出てきます。緑のラインを延長していくと、0 のところの交差点は、いま、推定した赤の点を延長していき、値段が 0 になったときにどれぐらいの需要減があるかということを見ています。本来、もしゼロ価格効果が全くなれば、それはいわゆる、原点を通るはずなのですが、それが実は、原点を通らないということはこの分の幅がゼロ価格効果になっている。実際に論文の中では、これが本当に有意なのかということをやっており、それは統計的に有意なので、ゼロ価格効果は存在するのではないかと。

(スライド 9) では、ゼロ価格効果の意味は何かというと、ゼロ価格効果が存在することは、裏を返すと、200 円といった、本当に少額でもいいので自己負担を課することで、無料に比べて医療需要を大幅に減らせるということを意味するということです。

次に気になるのは、少額を課したときに、どういった人たちの医療が減るのか、2つ目は、どのような治療が減るのか、ということについて検証しています。

(スライド 10) ここからは結果です。テーブルにもし興味があればメンションしますが、あくまで、言葉だけで話します。少額の自己負担を課すと、特に健康状態の悪い子どもの受診はほとんど減らない、ただ、一方で、健康であるにもかかわらず、月に何度も通うような子どもの受診が大幅に減るということで、少しの自己負担を課すことで、健康な子どもの過剰な医療需要を減らすことができる。

(スライド 11) 2つ目は、どのような治療かということですが、少額の自己負担を課すと、無料に比べて、効果が高いとされる医療や、効果が低

いとされる医療の、どちらとも減少するのですが、特に後者の、効果が低いとされる医療が減るという感じです。

何が言えるかというと、全ての医療サービスに一律の自己負担を課すことには、多少問題があるのではないかと。では、効果が高い、低いというのは、基本的医療分野の文献に基づいて、特に効果が低い治療に関しては、不要な抗生物質が処方されるような場合に注目して分析しています。

(スライド12) 最後に、医療費の自己負担が健康に悪影響を与えるのかということについて見たいと思います。小中の9年間のうち、人によつては自己負担を払わなければいけなかつた期間が3年の人もいれば、9年間ずっと何かしらの補助を受けていたので、1回も払わなくてよかつたというバリエーションがあり、その長さが、自己負担を払わなければいけなかつた期間が非常に長かつた人が、その後、高校などに入学するとき、もしくは、卒業したときに、健康状態が悪くなっている、医療費が増えているかということを見たら、そういうことはありませんでした。これは、先ほどお話した、無料時に増えることが、健康な子どもの医療需要という結果と整合的であると。

(スライド13) 結論ですが、少なくともわれわれの論文から言えることは、効果が高いとされる一部の治療を除けば、自己負担を完全にタダにしてしまうことは不必要的医療を増やすだけであるということです。東京都は2023年から、高校生までを無料化するという話がありました。基本的にこういう話はなるべく避けたほうがいいのではないか、国が主導して、無償化を即刻廃止すべきではないかと、われわれの結果からは考えます。

その上で、何でもかんでも、払わせればいいということを言っているわけではありません。無料と無料以外をうまく使い分け、価値に基づく医療

保険設計、本当に大事なものに関しては無料にし、そうではないものに関しては、少なくとも少しはお金を払ってもらうということで、うまく濃淡を付けて、メリハリを付けたお金の使い方をする制度設計をするのがいいのではないかと。なぜかというと、無償化で増えた医療費は、そのときは、お母さんたちは得をしているように見えるかもしれません、結局、誰かが払っているわけで。市町村は、そのうちの3割しかマックスでも負担していないので、残りの7割は保険料や税という形で、何かしらの形で、結局、国民が負担しているわけです。今日のテーマである、子どもの貧困対策、少子化や、子育て支援は、少子高齢化の日本にとっては、当然、一番取組まなければいけないテーマだと思うのですが、このように無駄な医療費を生むような間接的な手法ではなく、直接そういう世帯をアイデンティファイし、そこに直接補助金を払うような形がいいのではないかと考えています。

ただ、最後に1点、中村さんの話にもありました、日本のデータは、たとえば、レセプトのデータを税のデータなどにくっつけたりすることが全くできないので、そういう意味では、本当にどこの世帯をターゲットにするべきかということをアイデンティファイするのは、いまの日本のデータのクオリティでは、なかなか難しいと思っています。以上です。ありがとうございました。

(岸田) 重岡先生、大変興味深い研究のご紹介をありがとうございました。繰返しの要約になりますが、医療費のゼロモラルハザードは大きく、一部の治療を除けば、無償化は非常によくなく、不必要的医療費を増やすだけで、子どもの貧困対策としては、子育て世代に直接補助金を出すべきというメッセージだったと思います。

続きまして、浦川先生、よろしくお願ひいたします。

## 子供医療の無償化について

重岡 仁  
(Hitoshi Shigeoka)  
東京大学  
公共政策大学院

スライド 1

### 概要

- 本日の発表内容は、以下の飯塚敏晃 教授(東京大学)との共同研究をもとにする。

1. "Is Zero a Special Price? Evidence from Child Healthcare" *American Economic Journal: Applied Economics*, forthcoming.
2. "Asymmetric Demand Response when Prices Increase and Decrease: The Case of Child Healthcare" *The Review of Economics and Statistics*, forthcoming.

- 日本語での解説記事:

1. 東洋経済, 2021.10.  
「無駄な医療費を増やす「無償化」の思わぬ悪影響  
子ども医療費無償化で「健康な子ども」の不要な受診  
が増える」
2. 日本経済新聞 経済教室, 2018.12.  
「医療改革に新たな視点(上)「窓口負担ゼロ」効果は  
疑問」

2/13

スライド 2

### 本研究の問い合わせ

1. 子供医療の無償化は、果たして良い政策なのか？
2. 無償化=タダとは特別な値段なのか？
  - 最近の行動経済学: 105円→100円と5円→0円では、需要に与える影響が大きく異なる可能性(後者が大きい?)。
  - つまり、「ゼロ価格」はほかの価格と本質的に違う？
  - 「ゼロ価格効果」と呼ぶ
- なぜ「ゼロ価格効果」が重要か。
  - もし「ゼロ価格効果」が存在するならば、政府は無料と無料以外を戦略的に使い分けることで、社会厚生を向上させられる。
  - 必要性の高い医療サービス(例: コロナワクチン)は、無料にすることで大幅に需要を増やし、
  - 逆に、必要性が低い医療サービスは、わずかでも費用負担を求めることで、無駄な医療を大きく減らすことが可能。

3/13

スライド 3

### 子供医療助成について -1)

- 医療費の自己負担率は原則3割
- しかし、子どもに対しては多くの自治体が助成を行っている。
- 選挙の際のアピール材料にもなるため、市町村間の助成競争が際限なく行われてきた。

日本経済新聞  
子供医療費、自治体が歯止めなき補助競争  
2017/7/31 23:32 | 日本経済新聞 電子版

日本経済新聞  
負担減競争エスカレート、20歳過ぎても無償  
子ども医療費助成 どこまで(上)  
2018/7/17 23:14 | 日本経済新聞 電子版

4/13

スライド 4

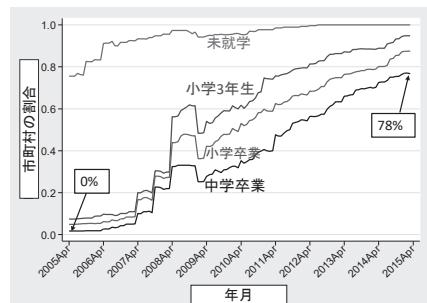
### 子供医療助成について -2)

- 助成競争の結果、市町村ごとに、
  - ①自己負担額
  - ②助成対象となる年齢
 が異なる。
- ①自己負担額は、多くの市町村が無償化。  
それ以外に
  - 定率負担: 10%、15%、20%
  - 定額負担: 200円/回、300円/回、500円/回

5/13

スライド 5

### ② 助成対象となる年齢



人口の多い6県(東京、神奈川、埼玉、千葉、愛知、大阪)

6/13

スライド 6

## データおよび推定手法

### ・データの構築

- 人口の多い6県について①、②の情報を、2005～2015年の10年分、を我々で収集
- 医療ビッグデータを扱うJMDC社の6～15歳のレセプト（診療報酬明細書）データに結合

### ・推定手法

- ①、②の市町村ごとの違いを利用して、Difference-in-difference (DID; 差分の差分法)という手法を用いる。

$$Y_{it} = \alpha + \sum_C \beta_C \{1(Price = C)_{amt}\} + \gamma X'_{mt} + \delta_a + \pi_t + \varphi_m + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

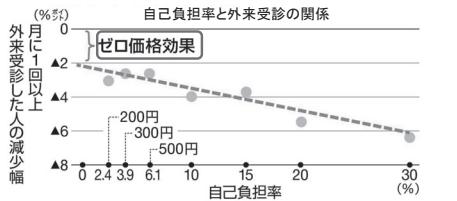
子ども  $i$ , 年齢  $a$ , 年月  $t$ , 市町村  $m$ ;  $C$ : 窓口負担割合 ( $C=0$  が対照群).

7/13

スライド 7

## ゼロ価格効果の検証

[分析1]



- (注)縦軸は、無料のときと比べて医療需要がどれだけ減るかを示す。横軸の1回当たりの定額負担については、月当たりの自己負担額を同総額医療費で割ることで同自己負担率を計算した。▲はマイナス <出典: 東洋経済>
- 無料に比べ、全ての自己負担率で医療需要が大幅に減少
  - 無料から有料に変えると医療需要が大きく減少するが、自己負担による追加の効果はそれほど大きくない。
  - ゼロ価格効果は存在し、統計的に有意（詳細は論文を参照）

8/13

スライド 8

## ゼロ価格効果の意味

- ゼロ価格効果が存在する  
→裏を返すと、「200円といった少額の自己負担を課すことで、無料に比べて医療需要を大幅に減らせる」ことを意味する。
- そこで、少額の自己負担(200円/回)を課すと、  
1)どういった人たちの医療が減るか、  
2)どのような治療がより減るか、  
を検証

9/13

スライド 9

## 1)どういった人たちか？

[分析2]

- 少額の自己負担を課すと無料に比べて、  
・健康状態の悪い子どもが月に1回以上受診する割合は減らない。  
・一方、健康である（にもかかわらず月に何度も病院に通う）子どもの受診が大幅に減る。  
→つまり、少額の自己負担で、健康な子どもの過剰な医療需要を減らすことができる。

10/13

スライド 10

## 2)どのような治療か？

[分析3]

- 少額の自己負担を課すと無料に比べて、  
・「効果が高いとされる医療」と「効果が低いとされる医療」のどちらも減少する  
・特に後者の「効果が低いとされる医療」  
→すべての医療サービスに一律の自己負担を課すことには問題がある。

医療分野の文献に基づき、

➢「効果が高い医療」: 日本では、ワクチン接種といった効果が高いとされる予防的医療の多くは、既に無料なので、それらを除いた上で、肥満、注意欠如・多動症、思春期うつ病の診察等の予防医療

➢「効果が低い医療」: 不要な抗生物質が処方される場合

11/13

スライド 11

## 自己負担の健康への影響

[分析4]

- 最後に、「医療費の自己負担が健康に悪影響を及ぼすか」調べた。
- すると、小中学生の9年間のうちに自己負担の課される期間が長くあっても、高校に入学時、及び、卒業時に、健康が損なわれていたり、医療費が増えたりすることはなかった。
- これは、「無料時に増えるのは健康な子どもの医療需要」という結果と整合的である。

12/13

スライド 12

## 結論

- 効果が高いとされる一部の治療を除けば、自己負担を「ゼロ」にすることは、不必要な医療を増やすだけ。
  - 東京都: 2023年度から高校生も無料化(?)
  - 国が主導し、無償化を即刻廃止るべき。
- その上で、「無料」と「無料以外」を治療効果によって使い分ける「価値に基づく医療保険設計」を推進していく必要あり。
- 無償化で増えた医療費は、結局「誰か」が払っている。
  - 市町村の負担は3割に過ぎない。
  - 残りの7割は保険料や税という形で国民が負担。
- 子どもの貧困対策、少子化対策、子育て支援は必要だが、無駄な医療費を生むこうした間接的な方法ではなく、子育て世帯に直接補助金を出すべき。

13/13

スライド 13

Thank you!

Email: hshigeoka@pp.u-tokyo.ac.jp  
 HP: <https://sites.google.com/site/hshigeoka>

14/13

スライド 14

## 分析1: ゼロ価格効果の検証 [戻る]

$$Y_{it} = f(C) + \gamma \mathbf{1}(C = 0) + \delta_a + \pi_t + \varphi_m + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

- $f(C)$  is low-order polynomials

	A. 外来ダミー			B. 外来医療費 (in USD)		
	Linear	Quadratic	Cubic	Linear	Quadratic	Cubic
	(1) (0.006)	(2) (0.008)	(3) (0.017)	(4) (3.308)	(5) (1.495)	(6) (3.048)
Zero price dummy	0.021*** (0.006)	0.027*** (0.008)	0.033** (0.017)	2.020 (3.308)	4.478*** (1.495)	7.841** (3.048)
C	-0.144*** (0.023)	-0.008 (0.149)	0.185 (0.537)	-31.722*** (4.468)	17.98 (27.049)	133.599 (98.404)
$C^2$		-0.379 (0.427)	-2.101 (4.604)		-138.663* (79.501)	-1168.114 (854.736)
$C^3$			3.804 (10.089)			2274.192 (1887.792)
R-squared	0.23	0.23	0.23	0.28	0.28	0.28
N	2,992,982	2,992,982	2,992,982	2,992,982	2,992,982	2,992,982
Mean at C=0	0.439	0.439	0.439	56.2	56.2	56.2

Significance levels: \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.10

15/13

スライド 15

## 分析2: どういった人たちか? [戻る]

	Y = 外来の回数		
	Pr(Y>=1)	Pr(Y>=2)	Pr(Y>=3)
<b>健康な子供</b>			
200円/回	-0.051*** (0.015)	-0.028*** (0.010)	-0.014** (0.006)
平均値 (無料)	0.305	0.121	0.050
無料からの変化%	-16.7%	-23.1%	-27.9%
<b>健康ではない子供</b>			
200円/回	-0.014 (0.014)	-0.038** (0.019)	-0.020* (0.011)
平均値 (無料)	0.569	0.311	0.163
無料からの変化%	-2.5%	-12.2%	-12.3%

16/13

スライド 16

## 分析3: どのような治療か? [戻る]

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	効果の高い治療ダミー (×100)	抗生物質に対する外来費用 (in USD)	Tier1	Tier2	Tier3			
USD 2/visit	-0.070** (0.035)	0.001 (0.040)	-0.066 (0.085)	-0.096** (0.043)				
R-squared	0.37	0.07	0.13	0.08				
N	2,992,982	2,992,982	2,992,982	2,992,982				
平均値 (無料)	0.686	0.382	1.311	0.523				
無料からの変化%	-10.2%	0.3%	-5.0%	-18.3%				

Significance levels: \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.10

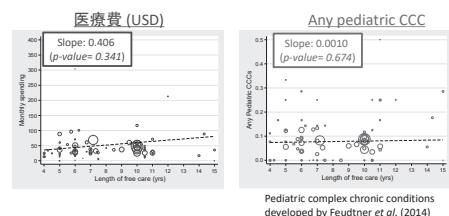
- 効果の高い治療  
予防医療(肥満、注意欠如・多動症、思春期うつ病の診察等)
- 効果の低い治療
  - Tier 1: 抗生物質の処方が望ましい症状
  - Tier 3: 抗生物質の処方が望ましくない症状

17/13

スライド 17

## 分析4: 自己負担の健康への影響 [戻る]

- X軸: 小中学生の9年間のうちに自己負担がなかつた期間 (平均 10.9年, 標準偏差 2.1年)
- Y軸: 18歳時の医療費、及び、健康状態



Pediatric complex chronic conditions developed by Feudtner et al. (2014)

18/13

スライド 18

## &lt;講演3&gt;

## 生活時間の貧困と健康に関する研究のサーベイ

九州大学経済学研究院 浦川 邦夫 先生

(スライド1) ご紹介いただき、ありがとうございます。九州大学の浦川と申します。今日は、生活時間の貧困と健康に関する研究のサーベイについて、パネルディスカッションに先立ち、報告させていただきます。今回のシンポジウムのテーマは、健康格差から考える子どもの貧困対策への対応についてですが、将来的には生活時間の研究が、子どもの健康問題や貧困問題を緩和・縮小する上で大事な視点になるのではないかと考えています。

(スライド2) 一般的な貧困研究として、所得や消費の水準に基づいた分析が代表的です。私も昔からこういった分析に関心を持って取り組んできましたが、現在は、それらに加えて生活時間の不足に関する視点を取り入れるべきではないかと考えています。大きくは3つの理由があります。第1に、近年は、世帯ごとで生活の様式や働き方が大きく変わっていて人々が自由に使える時間に差異があるので、その点を考慮する必要があります。雇用形態についても様々なバリエーションがあつて多様化していますので、家庭内で世帯員が無償労働に費やすことのできる時間は、世帯ごとに大きく変わってきます。家事・育児などの無償労働に使える時間が減ると、それらを埋め合わせるために何らかの形で（購入できないものもありますが）市場サービスを活用しなければなりません。つまり、最低限必要な所得水準を考える場合には、生活時間の中で裁量がきく時間の水準を考慮しなければ、個人間や世帯間の正しい比較ができないのではないかという問題意識があります。

第2に、市場労働であれ、家事労働であれ、それらをきちんと長期的にワークさせるために

は、最低限必要な時間、たとえば睡眠や休息、身の回りの世話などが必要ですので、単一の所得の貧困だけを見ていくよりは、その時点その時点において家庭生活を営む時間の確保がきちんとなされていたのかという視点も大事なのではないかということです。

また、第3に、家庭で家族と過ごす時間というのは、市場でのサービスで完全に代替できない部分がやはりあると考えます。たとえば、保育サービスやベビーシッターなどの育児関連サービスなどは、親が育児を行う上で大変有用ですが、それで育児の全てを代替できるわけではありません。

(スライド3) 親の生活状況や生活行動が、子どもの健康や教育アウトカムに与えるさまざまな経路がありますが、それらを主に経済学分野の先行研究で得られた知見をもとに概念的に図式化したものが、お示ししている図になります。子どもの健康アウトカムや教育アウトカムに影響を与える代表的な経路としては、たとえば、親が子どもに対してどのように教育投資をするかや、出生前後の家庭環境などが重要です。また、親が自分自身に対して行ってきた健康関連の投資や親自身の労働環境も、子どもの出生時点あるいはその後の生育段階での健康状態に大きな影響を与えています。大事なことに、子どもの健康アウトカムは、教育アウトカムにも繋がり、結果として所得にも影響を与えています。

親の状況や行動と、子どものアウトカムに関する研究は、多数あります。たとえば、Ruhmの2004年の*Journal of Human Resources*のサーベイ論文などは、非常に網羅的にこの辺りの研究をサーベイしています。サーベイによると、親の所得をコントロールしても、親の就労環境が非常に有意に子どもの健康や、子どものその後の所得、キャリア形成に影響を与えてることがわかって

います。特に親の長時間労働は、子どもの将来のアウトカムに関連していますので、所得と時間の双方の観点からの分析は、世代間の格差移転を緩和するという観点からも大事なのではないかと考えられます。

(スライド4) 日本の長時間労働者の割合について簡単に述べます。図は、2018年段階の長時間労働者の割合をG7諸国の中で国際比較したものですが、国際比較でよく使われる長時間労働の定義は週49時間以上ですね。これが意外と短いなと感じてしまうところに、既に私自身、子どものときから日本の就労環境の影響を受けているのだと思います。図を見ると、日本の男性は、G7の中では2割5分を超えて首位です。女性は、USAに比べたら低いのですが、G7で2位、8%強という状況。国際的に見ても長時間労働が目立っているということです。

(スライド5) 非常に特徴的なのが、男女別に見た生活時間の国際比較です。有償労働のほうは、男女比で見て、諸国間でそれほど差異はなく、男性のほうが女性に比べて1.5~1.8倍ぐらいの水準になっていて、日本もその間に収まっています。一方、無償労働（家事、買物、ケア、育児、必要であれば介護）のに充てる平均的な時間の男女比（女性の無償労働時間／男性の無償労働時間）を見てみると、突出して日本が大きくなっていることが図から明瞭に読み取れます。日本は国際的に見て、家事・育児・買い物などの無償労働に費やす生活時間の男女間格差が非常に大きいということになります。

(スライド6) これらの観点を踏まえ、生活時間の貧困を定義し計測することを、これまでの研究で行ってきました。詳細な説明は割愛して進めますが、関心のある方は、Williamsらが2016年に *Social Indicators Research* で発表したサーベイ論文などを読んでいただければと思います。

多くの研究は、世帯内の成人の生活時間を基準に時間の貧困線を設定しています。まず、総時間から、食事、睡眠、衛生などの基本的な生理学的ニーズを満たすための基礎的な活動時間を控除します。その後で、可処分時間と呼ばれるものから家事、買物、ケアなど家庭生活を送る上での基本的ニーズを満たすために必要な時間を控除します。それを配分可能時間(Ta)と定義し、それと、労働時間や通勤時間(Tw)を、世帯単位、研究によっては個人単位で比較します。もし、労働・通勤時間が配分可能時間を上回っていたら、本来必要であった基礎的な活動時間が十分に確保できていないととらえ、時間の貧困と判断するのが一般的な手法の一つになります。また、Ta-Twを、相対所得の貧困を定義する場合と同じように、中央値の50%未満であれば十分でないと捉え、貧困と定義するなどの方法があります。

(スライド7) このように、所得と時間の2つの軸でそれぞれの貧困線を考えることで、4つの領域をもとに貧困を捉えることができます。また、どの領域に各世帯類型が、どの程度の割合で入っているかを分析することができます。

(スライド8) また、生活時間が本来の十分な家庭生活に必要な時間を満たしていないという時間貧困の状態の場合は、時間貧困線を下回るだけ、市場でサービスを購入する必要がありますので、そういう観点から、家事サービスの購入価格などを考慮した新しい予算制約線を定めて、新たに所得貧困を定義するという方法論があります。すなわち、生活時間を考慮した所得貧困の計測を行うことができます。

(スライド9) こちらのスライドでは、ウェルビーイング関数を用いた貧困の計測について示しています。世帯調査から回答者のウェルビーイング（生活満足度や幸福感）の情報と、所得、余暇などの情報を抽出し、一定の仮定のもとでウェル

ビーディング関数のパラメータを推計し、そこから、生活時間も考慮した形で貧困を測定する手法です。発端は2014年のMerz & Rathjenの*Review of Income and Wealth*の研究になります。詳細は割愛します。

(スライド11) 先行研究については、生活時間の貧困と健康関連アウトカムとの関係を分析したアメリカのKalenkoskiらの研究をご紹介します。こちらの分析では、生活時間の貧困が、飲酒行動やファストフード店の利用と関連している点が報告されています。先ほど阿部先生の報告で、長時間労働と健康関連の行動との関係を示す分析結果が紹介されていましたが、同じような研究事例があるということです。

(スライド12) それから、貧困率が世帯類型別でどうなっているかを見ると、特にひとり親世帯が、所得貧困率、時間貧困率がともに高い状況であることがわかっています。私と石井加代子さん(慶應義塾大学)の共同研究では、約10%のひとり親世帯が、所得と時間のいずれもが貧困状態にあるという分析結果を、過去に共同研究で報告しています。

(スライド13) ひとり親世帯が、時間貧困のリスクも所得貧困のリスクと同様に高いという点ですが、ひとり親の雇用形態別に見ると、正規雇用の時間貧困率の高さに加え、非正規雇用でも3割弱の時間貧困率です。一方、ふたり親世帯では、夫の労働時間が長いときに、妻の労働時間が少ない傾向が見られますが、妻の労働時間が長いときに、夫の労働時間が少ない傾向はみられませんでした。そのことも関連して、妻が正規雇用のふたり親世帯において、時間貧困率が高くなっている状況です。

(スライド14) ひとり親世帯では、非正規雇用のケースでも時間貧困率が約3割であるというのは、低賃金で十分な所得を得るためにある

程度まで長時間労働を受け入れなければならない点が背景にあると考えられます。石井さんとの共同研究では、「所得貧困を脱出するためにどのくらいの労働時間が必要か」を示す「必要労働時間」を世帯類型ごとに試算していますが、あくまで平均ですが、ひとり親世帯の必要労働時間は週60時間を超えています。すなわち、平均的な賃金水準が低いので、そもそも長時間労働をしないと所得の貧困を脱出できない、という構図があるわけです。所得の貧困の脱出に向けて就労参加を促す施策がありますが、生活時間の貧困リスクがどのようにあるかにも注意を払う必要があります。

(スライド15) 時間貧困と健康アウトカムへの関係については、現状ではまだそんなに多くの研究が蓄積されているわけではありませんが、樋口先生らの共同研究において、メンタルヘルスの悪化、睡眠時間の縮小、運動習慣の縮小という形での関連が示されています。

(スライド16) 私が所属する研究グループにおいても、同様の研究成果を得ており、2020年に*Journal of Family and Economic Issues*に論文を公表しております。こちらの推定結果は、操作変数法を使って検証していく、時間の貧困といいくつかの健康関連指標との関連性が示される結果を得ています。女性においては、アルコール消費との関連も確認されています。

(スライド17) また、「日本家計パネル調査」の個票データを用いたこちらの図からは、時間貧困の世帯の場合は、親と子どもの関わりはどうしても大きく減ってしまうことが明確に読み取れます。

(スライド19) これまでの主な研究成果を要約すると、特に一人親世帯の子育て世帯が、所得貧困だけではなく時間貧困のリスクも高く、家庭内での生活時間が十分に確保できていないということ

とが示されています。また、子どもの生活習慣の形成に向けて、かなり父親と母親の間で子どもと接する時間に偏りがあります。これらの問題に取り組むことは、長期的には子どもの健康問題や貧困問題の解決にむけた重要な視点ではないかと考えています。

(スライド20) このシンポジウムのテーマに関連する論点として、自分自身が関心を持っているのは、時間の貧困が家庭内における育児・介護などのケアの質に与える影響の検証です。労働時間と育休の取得の関係にも関心があります。また、中村先生が述べられましたが、親の近居・同居などが子育てに与える役割は、日本の場合、かなり重要ですね。たとえば、車で30分以内に世帯主や配偶者の親が住んでいるかは、育児に与える影響は強いのですが、なかなか調査票からそのような情報（親・親戚の協力）が拾いづらいという問題があります。今後はそのような視点も取り入れた分析を行いたいと考えています。

それから、GoodinのDT（裁量時間）アプローチと呼ばれる考え方も重要です。時間の貧困を考える上では、市場で代替サービスを購入できる世帯と、低所得で代替的な市場サービスを十分に調達できない世帯を区別する必要があります。また、労働市場に参入したら貧困を脱出できる世帯や、時間貧困にならないために労働市場時間をもう少し削減することで貧困脱出可能な世帯というのも、それぞれ推計することができます。そういういろいろな世帯のパターンと子どものアウトカムとの関連をより細かく検証するべきではないかと考えています。長々としゃべってしまい失礼いたしました。私の報告は、以上になります。ありがとうございます。

(岸田) 浦川先生、ありがとうございました。われわれ、貧困というと、どうしても所得に着目しがちですが、ここでは、時間貧困という概念と、それに関する興味深い研究動向をご紹介いただきました。

## 生活時間の貧困と健康に関する研究のサーベイ

浦川邦夫(九州大学)

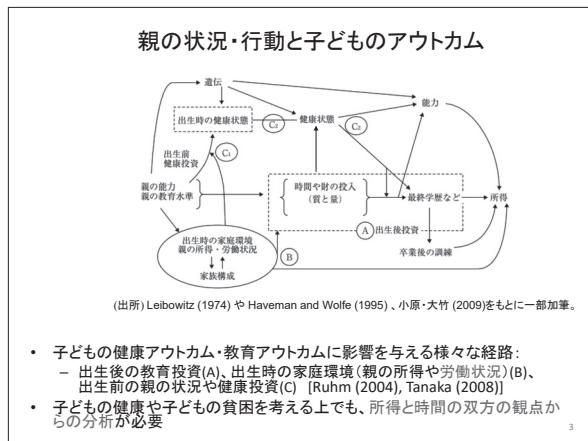
2022年9月3日(土)  
医療経済学会「第17回研究大会・シンポジウム」

スライド1

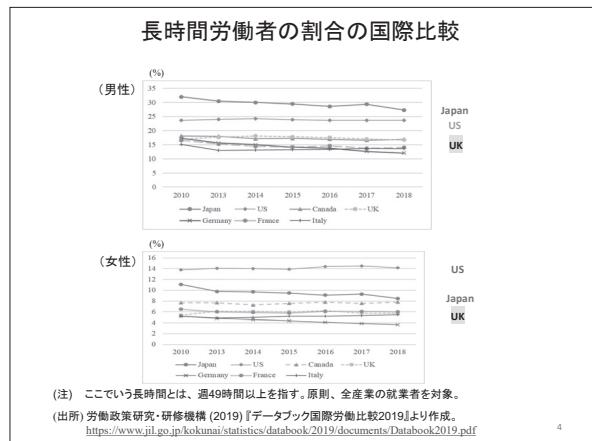
### 研究の背景:なぜ生活時間を考慮して貧困を分析するのか?

- 一般的な貧困研究:
  - 所得や消費の水準に基づく一次元の分析
  - 生活に必要な財・社会的関係の欠乏に基づく多次元の分析
- 時間の貧困研究:
  - 生活様式や働き方の多様化: 家庭内の無償労働（家事・育児・買い物・ケアなど）に費やすことのできる時間が異なれば、生活に必要な所得水準・消費水準も変化。(Williams et al., 2016)
  - 労働力の再生産: 労働を行うために必要な時間（睡眠・休息・身の回りの世話など）の存在。(笠山, 1985)
  - 家族に与える影響: 家族と過ごす時間は、市場のサービスで完全には代替できない。

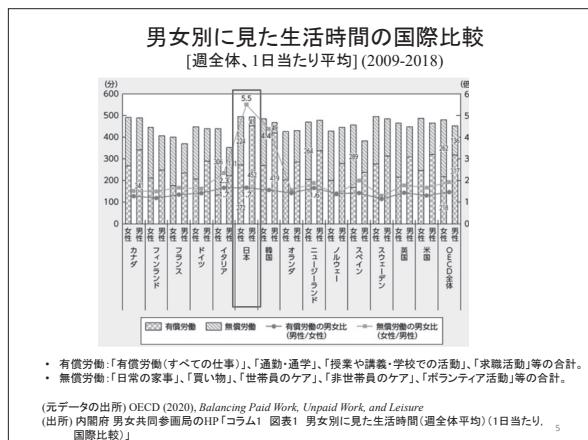
スライド2



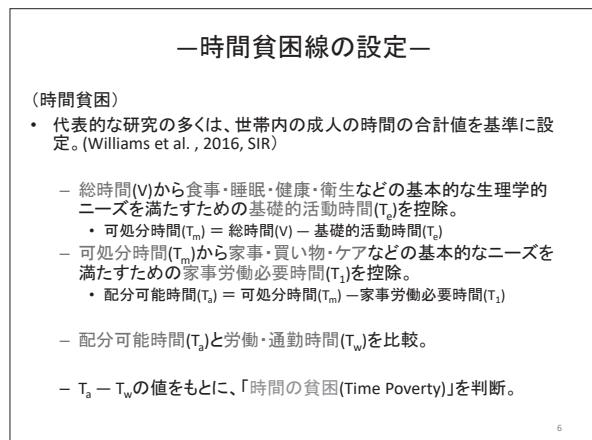
スライド3



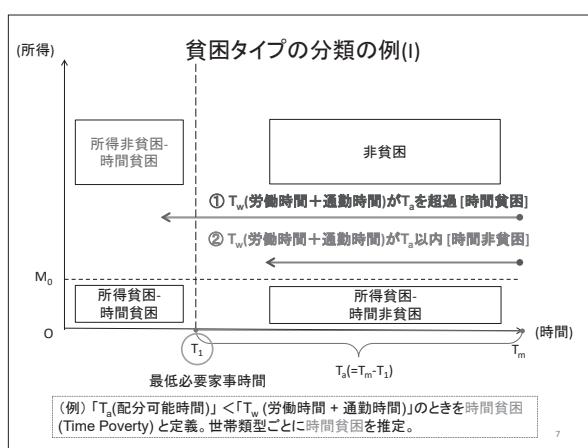
スライド4



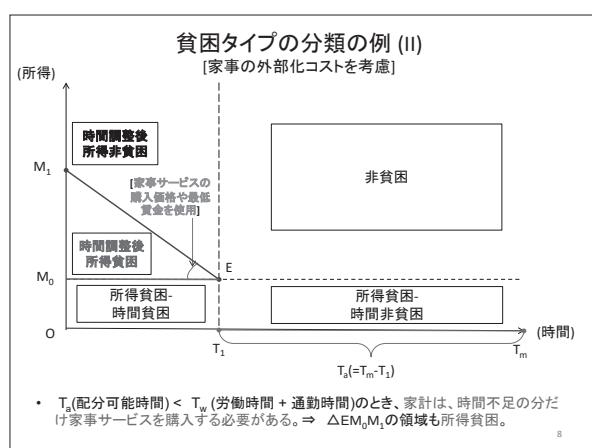
スライド5



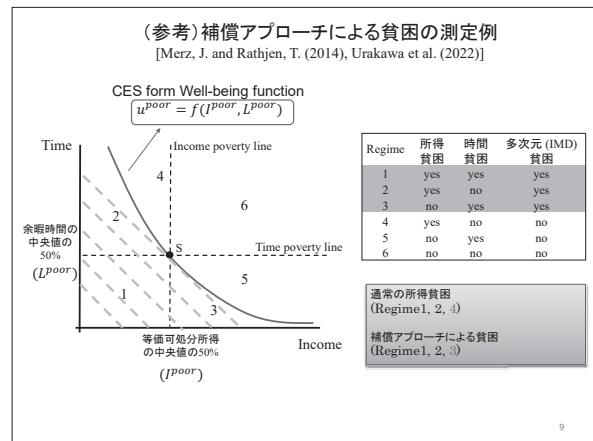
スライド6



スライド7



スライド8

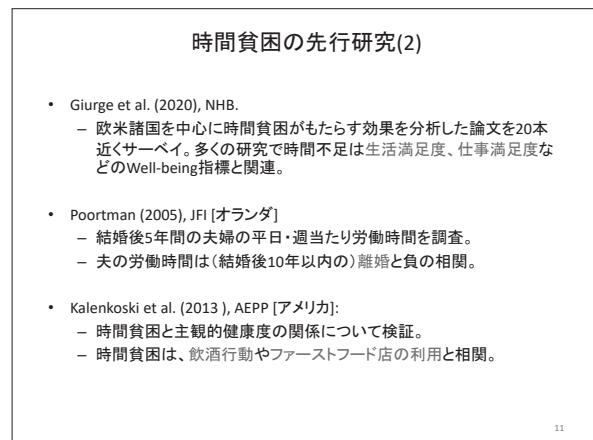


スライド 9

- ### 時間貧困の先行研究(1)
- Vickery (1977), JHR [アメリカ]:
    - 所得と時間の2次元で貧困をとらえた先駆的研究。
  - Douthitt (2000), JFEI [アメリカ]:
    - 1985年のAmerican Time Use Surveyを用いてVickeryの研究を更新。
  - Harvey and Mukhopadhyay (2007), SIR [カナダ]:
    - ひとり親世帯で高い時間貧困率。時間不足世帯における家事の外部化コストを考慮すると、所得貧困率は約2%ポイント上昇。
  - Kalenkoski et al. (2011), SIR [アメリカ]:
    - 子ども1人の増加は、大人の日常の裁量時間(睡眠、身支度、家事・育児全般、労働以外に充てることが可能な時間)を1日約35分減らす。
  - Masuda et al. (2021) JHS [アメリカ]:
    - 複数の子供を持つひとり親世帯→所得と時間の同時貧困のリスク大。
  - その他
    - McGinnity and Russell (2007) [アイルランド]
    - Burchardt (2008, 2010) [イギリス]

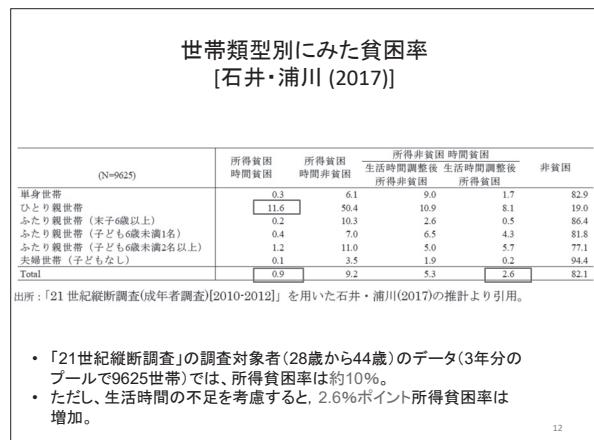
10

スライド 10



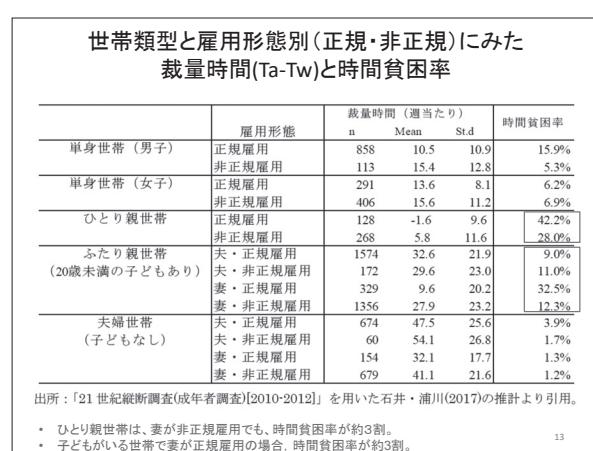
11

スライド 11



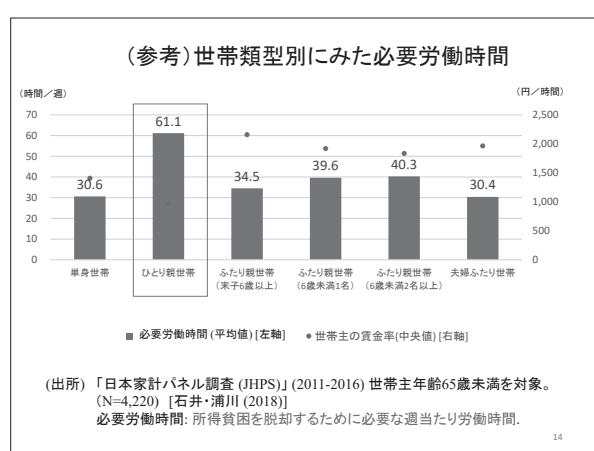
12

スライド 12



13

スライド 13



14

スライド 14

## 時間貧困の健康への影響

- 樋口・石井・佐藤 (2018) [日本]:

- 「日本家計パネル調査」(2011-2013)の個票データをもとに所得の貧困と時間の貧困が健康指標や生活習慣に与える影響を考察。

	主観的健康度 (尺度0点)		メンタルヘルス尺度 (最小二乗法)		睡眠時間 (最小二乗法)		定期的な運動習慣 (プロビット分析)		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
時間貧困ダメー 所持資産ダメー	-0.07 0.52	0.16 0.13	0.39 ***	0.20 0.17	-0.40 0.19	0.08 0.07	-0.34 -0.34	0.21 0.18	*

(出所) 樋口・石井・佐藤 (2018), p.161. より一部引用。世帯属性、世帯主の学歴、世帯主の年齢階級、居住地域、時点ダメーなどの変数を制御。「運動習慣」の分析は2013年のみ。

- 時間貧困が睡眠時間の低下、定期的な運動習慣の低下、メンタルヘルスの悪化と関連。

15

スライド 15

## 時間貧困の健康への影響

- Urakawa et al. (2020) [日本]:

- 科研の独自アンケート調査(2012)の個票データをもとに時間貧困が生活習慣に与える影響を考察。

Table 4 IV Probit estimation of socioeconomic factors on doing sports

	Dependent variable: doing sports		All		Male		Female	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
Income level/time poverty								
In (household income + 1) [million yen]	0.735**	0.239	0.850**	0.307	0.699	0.441		
Time poverty	-0.181*	0.077	-0.173*	0.090	-0.180	0.149		
Number of observations	5072		3447		2425			

(出所) Urakawa et al. (2020), p.527. 上り一部引用。世帯属性、世帯主の就労形態を制御。

- 男性では、時間貧困が定期的な運動習慣の低下や睡眠時間の低下と関連。女性では、収入と時間の両方の貧困が、アルコール消費と関連。

16

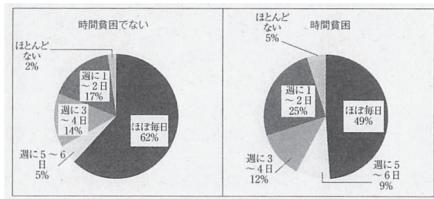
スライド 16

## 時間貧困の子どもへの影響

- 樋口・石井・佐藤 (2018) [日本]:

- 「日本家計パネル調査」(2011-2013)の個票データをもとに生活時間の貧困と家族のつながりの関係を考察。

### 子どもと夕食をともにする頻度



(出所) 樋口・石井・佐藤 (2018), p.162.

17

スライド 17

## 時間貧困の特徴

- ふたり親世帯:妻が正規雇用の場合に、時間貧困のリスクが上昇。

- 時間貧困のふたり親世帯は2つのパターンにわかれる。
  - より良い生活水準を求める夫婦ともに長時間労働している高所得世帯 → 家事の外部化はある程度有効
  - 貧困を免れるため夫婦ともに長時間労働している低所得世帯 → 家事の外部化も困難

- ひとり親世帯:非正規雇用でも長時間就労が特徴であり、時間貧困のリスクが高い。
  - 週当たりの裁量時間は平均5.8時間。時間貧困率は約28%。

18

スライド 18

## 論点

- 子育て世帯におけるワークライフバランスの強化
  - 特にひとり親の子育て世帯の「時間貧困」は「所得貧困」とともに深刻。
  - ひとり親世帯に対しては、家庭内での必要な時間(家事・育児・買い物)の確保や子育て支援体制(保育所、学童)のさらなる強化が必要。
- 子どもの生活習慣の形成に向けた社会におけるGender Equityや雇用環境の改善。

19

スライド 19

## 生活時間に関する貧困研究の課題

- 時間貧困の二次的影響にかんする分析

- 時間貧困がケアの質や父親の育休取得に与える影響の検証。
- 資産や親の近居などの役割。

- パネル・データ分析の発展

- 職業、所得等の変化がTime Povertyに与える影響の検証。

- Goodin et al. (2008)のDTアプローチのさらなる実証。

- 「本来は労働市場に参入することで貧困を脱出可能な世帯の割合」や「本来は労働市場での労働時間を削減することで、貧困を脱出可能な世帯の割合」の測定とそれらが、子どものアウトカムに与える影響。

20

スライド 20

## 参考文献

- Burchardt, T. (2008) "Time and income poverty", *CASE Report 57*, London School of Economics, Centre for Analysis of Social Exclusion.
- Burchardt, T. (2010) "Time, income and substantive freedom: A capability approach", *Time and Society*, 19 (3): 318-344.
- Giurge, L. M., Whillans, A. V., and West, C. (2020) "Why time poverty matters for individuals, organisations and nations," *Nature Human Behavior*, 4, 993-1003.
- Goodin R. et al. (2005) "The time-pressure illusion: Discretionary time vs free time" *Social Indicators Research*, 73: 43-70.
- Harvey, A. and Mukhopadhyay, A. K. (2007) "When twenty-four hours is not enough: Time poverty of working parents", *Social Indicators Research*, 82, 57-77.
- Haveman, R. and Wolfe B. (1995) "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings," *Journal of Economic Literature*, 33(4), 1829-1878.
- Ishii, K. and Urakawa, K. (2014) "Poverty analysis based on two-dimensional approach," *Mita Business Review*, 57(4): 97-121. (in Japanese)
- Kalenkoski, C., Karmick, K. S., and Andrews, M. (2011) "Time poverty thresholds and rates for the US population", *Social Indicators Research*, 104: 129-155.
- Kalenkoski, C. and Karmick, K. S. (2013) "How does time poverty affect behavior? A look at eating and physical activity", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 35 (1): 89-105.
- Leibowitz, Arleen (1974) "Home Investments in Children," *Journal of Political Economy*, 82(2), S111-S13.
- Masuda, Y. J., Williams, J. R. and Tallis, H. (2021) "Does Life Satisfaction Vary with Time and Income? Investigating the Relationship Among Free Time, Income, and Life Satisfaction," *Journal of Happiness Studies*, 22, 2051-2057.
- Merz, J. and Rathjen, T. (2014) "Time and income poverty: An interdependent multidimensional approach with German time-use diary data," *Review of Income and Wealth*, 60, 450-479.
- OECD (2016) *Society at a Glance*. OECD Publishing.

21

## スライド 21

## (補論)親の就労と子どものアウトカム

- Ruhm (2004) のサーベイ: 母親の就労が子どもの教育成績に与える影響について既存研究の見解は一致していない。
  - 「負の影響が存在」、「3歳までなど子どもの年齢に応じて影響が異なる」、「長時間労働は子どもの能力を低下させるが短時間労働は正の効果」、「子どもが小さい頃の能力には負の影響を与えるが、成長後にはその影響は見られなくなる」、「男児と女児で受けける影響が異なる」など非常に様々。
- 一方、日本では、母親の就労状況が幼児の生活習慣にある程度まで影響。
  - 特に、長時間労働が子どもの生育に与えるネガティブな影響の存在が、国内外の複数の研究で指摘。
- Tanaka (2008): 母親のパートタイム労働は、女児の教育水準の低下と関連。
  - 一方、母親のフルタイム労働は、男児の教育水準の低下と関連。
- 冬木・佐野 (2019): 「多重役割負担」にもとづき、「母親が市場労働の役割を担うことと親としての役割を担う時間が消耗され、子どもの健全な生活習慣形成に影響を与えるか」を検証。小学校入学前の子どもをもつ269名の親が対象。
  - 母親が有職の場合、子どもは就寝時間が遅く、夜間の平均睡眠時間が減少。
  - 母親の午後6時以降の帰宅時間の遅さは、子どもの就寝時刻の遅れや、睡眠時間の短さと相關。一方、母親の帰宅時間の遅さは、子どもの栄養あるいは献立バランス面における食習慣には有意な影響を及ぼしていない。

23

## スライド 23

<講演4>  
子どもの健康格差是正に向けたガバナンス  
京都大学大学院医学研究科 近藤 尚己 先生

(スライド1) 京都大学の近藤尚己です。最後の発表をさせていただきます。だいぶ時間も伸びているようですので、できるだけ時間どおりに終わらせようと思います。私からは、子どもの健康格差是正に向けたガバナンスについての話をします。

(スライド2) 健康格差にしろ、貧困にしろ、何が問題なのかといったとき、社会全体にしろ、

## 参考文献

- Poortman, A. R. "How work affects divorce: the mediating role of financial and time pressures," *Journal of Family Issues*, 26, 168-195 (2005).
- Ruhm, C. J. (2004) "Parental Employment and Child Cognitive Development," *Journal of Human Resources*, 39(1), 155-192.
- Tanaka, R. (2008) "The Gender-Asymmetric Effect of Working Mothers on Children's Education: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(4), 586-604.
- Urakawa, K., Wang, W., and Alam, M. (2020) "Empirical Analysis of Time Poverty and Health-Related Activities in Japan," *Journal of Family and Economic Issues*, 41, 520-529.
- Wang, W., Urakawa, K., and Anegawa, K. (2022) "Effects of university graduation on multidimensional poverty risks in Japan," *International Journal of Educational Research*, forthcoming.
- Vickery, C. (1977) "The time poor: A new look at poverty" *The Journal of Human Resources* 12(1): 27-48.
- Williams et al. (2016) "A Measure Whose Time has Come: Formalizing Time Poverty," *Social Indicators Research*, 128, 265-283.
- 石井加代子・浦川邦夫 (2014)「生活時間を考慮した貧困分析」『三田社会学研究』p.97-p.121.
- 石井加代子・浦川邦夫 (2017)「所得と時間からみる正規・非正規の格差」阿部正浩・山本祐編『多様化する日本人の働き方・非正規・女性・高齢者の生活の場を尋ねる』慶應義塾大学出版会.
- 浦川邦夫 (2016)「生活時間の貧困 -世帯要因と地理的要因」『貧困研究』16, 34-43.
- 浦川邦夫・小塙隆子 (2016)「貧困測定の経済理論と課題」『経済研究』67(3), 261-284.
- 竜山京 (1985)『鹿児島市著作集 第八巻 労働と休養』ドス出版社.
- 小原英紀・大竹文雄 (2009)「子どもの教育成績の決定要因」『日本労働研究雑誌』588, 67-84.
- 田中富士・四方理人 (2007)「母子世帯の行事と育児・生活時間の国際比較から」『季刊社会安全保障研究』43(3).
- 延木美雄・石井加代子・佐藤一磨 (2018)『格差社会と労働市場—貧困の固定化をどう回避するか』慶應義塾大学出版会.
- 冬木真子・佐野千夏 (2019)「母親の就労が幼児の生活習慣に及ぼす影響」『日本家政学会誌』70(8), 512-521.
- 矢野真和 (1998)『生活時間の社会学—社会の時間・個人の時間』東京大学出版会.

22

## スライド 22

## (補論)時間貧困の先行研究(日本)

- 石井・浦川 (2018) [Japan]:
  - 子どものいる夫婦について、夫婦の就業形態の組み合わせと時間貧困率(世帯単位)との関係を「21世紀縦断調査(成年者調査)」を用いて検証。
  - 妻が正規雇用である場合、夫がパートタイム労働者や専業主夫である夫婦間の働き方の組み合わせは稀であり、約85%は夫も正規雇用。夫婦で労働・通勤時間が長くなる結果、世帯の裁量時間は週9.6時間にとどまり、時間貧困率は32.5%と高い。
- Urakawa, Wang, and Alam (2020) [Japan]:
  - 世帯レベルでの時間貧困は、世帯員の短期間の睡眠と関連。
  - 男性の場合、時間貧困は、睡眠時間の減少やスポーツ活動の減少と相関。女性の場合、収入と時間の貧困の双方がアルコール消費と相関。

24

## スライド 24

地域にしろ、いろいろなプレイヤーが、それぞれやっていることが、管理されていない、マネジメントできていないということが1つあるのではないかと思います。1つの組織にできることは限られています。そこがうまく連携して、それぞれの組織が持つ力を最大限発揮できるようなシステムをつくることが大事だと思います。

地域にはさまざまな子どもへの支援活動があります。選別的な、貧困世帯の子に絞ったアプローチから、包括的な、全ての子を対象にしたアプローチ、そして、官主導でやっているもの、民間

主導でやっているもの、いろいろありますが、それぞれがてんてこやついていても、効果は上がるかもしれません、どれだけよくなっているのかわからない。どこが、一番効果があるのかわからない。それぞれの組織の相互作用もわからないというところがあります。そういうものをしっかりと整えていきましょうというのが、健康格差対策をする視点でも大事だと思っています。

(スライド3) WHOが、こういった、いわゆる、健康の社会的決定要因に関するモデルを踏まえて、どのように健康格差の少ない社会をつくっていくかという推奨を3つ出しています。

1つ目が、生活環境の改善です。健康づくりの啓発運動をしましょうというようなメッセージ出しをする前に、まず、そこに住んでいれば、大きな自助の努力を一生懸命しなくとも健康になれるような環境をつくりましょうと。

その環境とは何かというと、それは必ずしも医療のための仕組みではなく、教育や労働、普通の生活するために必要なインフラが含まれます。これは医療の立場にはできませんので、さまざまなセクターが連携して、そのガバナンス体制をつくるということが大事であるとしています。これが2点目です。これが今日のテーマです。

そして、このガバナンス体制をつくるためにも、まず、どこにプライオリティを付けるのかということを、みんなで同じデータを見ながら、目標を決めて一緒にやっていくという、格差の可視化と活動のアセスメントという、「見える化」のところが必要だうとWHOは言っています。

(スライド4) では、これをどうするのかということに関して、日本国内で、おそらく一番モデルとしてしっかり示されているのが、高齢者への対策なのではないかと思っています。介護保険法ができ、ケアの中身が見える化できるようになりました。そこに、地域でさまざまなプレイヤー、

ステークホルダー同士が一緒に連携し、みんなで、データをもとにそれぞれ得意技を活かして、まちづくりに参画していきましょう、必要なケアを必要なときタイムリーに届けるということをやりましょうというのが、地域包括ケアの考え方です。

私がWHOの3つの推奨事項を見たとき、まさにこれは地域包括ケアの概念の中に盛り込まれていることだと思いましたし、公衆衛生の施策モデルでいうと、これはいわゆる、コミュニティの組織化、コミュニティ・オーガナイジングというモデルに当てはめて言えるのではないかと思います。

(スライド5) では、地域包括ケアの活動が、本当に効果があるのかということを検証していくのが、1つ、公衆衛生の研究者としてやるべきことではないかと思っています。そこで私たちがやったのが、疑似実験です。今日、ここにもいらっしゃる近藤克則先生がリードしているJAGESプロジェクトで行いました。2013年から始めた実験のプロジェクトですが、この年は32自治体が参加しました。参加した32自治体のうち、半数の16の自治体に、研究者が自治体の保健師や事務職員のサポートをするということをしました。何のサポートをしたかというと、私たちが提供している高齢者への健康と生活の調査結果をまとめた地域診断書というものを、各自治体に配っています。その自治体に、どのような健康リスクや生活リスクを持った高齢者が、どれぐらいいるのか、ほかの自治体と比べてどうなのか、そして、自治体の中のどの地域にそういう人が多いのか、といったことが示されている表になります。多くの自治体が、このデータを使って介護保健事業計画を立てるわけですが、それをさらに、まちづくりに活かそうとする自治体もいます。しかし、ほとんどの自治体ではそれがうまく

活用できていません。なので、研究者がそういうふた自治体に参与観察する形で、活用のアドバイスをしていくわけです。

(スライド6) それをおこなった16自治体と、データだけを渡した16自治体を、3年間、追跡調査してみました。配ったデータから3年間の差分を探りました。縦が、ある自治体の中の地区ごと、10地区が並んでいます。この1つ1つの行が健康指標とか、社会リスクの指標です。たとえば、フレイルありの割合といったものの3年間の改善や悪化がわかります。このマップを使うと、たとえば、一番右の地区などは非常に悪化が著しいことがわかって、「今年はここに予算投入しよう」というようなことが話し合えるわけです。そういう話合いの場を、多セクターでつくり、設定する、そういう場でこのデータを使うことをやってきました。

私たちが介入したのは、担当する地域包括支援センターや、介護保険課の保健師や事務職員の方々で、その他のセクターの方に、特に直接アドバイスをしたということではないのです。そういう、一部の効果的なチャンネルに介入することで、その人たちを軸にしてそのコミュニティの中での繋がりが増え、そのコミュニティ全体がエンパワーされるという、これは、コミュニティ・コアリション・アクションセオリーと言うのですが、それに基づいて、そういうチャンネルが保健師だろうと考えて、やってきました。

(スライド7) 結果だけ伝えますと、男性の社会活動、地域活動への参加が、介入積極支援群で、コントロール群に比べて統計的に有意に増えました。

(スライド8) 驚いたことに、死亡率も、男性で、積極支援群で改善した、ハザード比で0.9ぐらいになるということが見られました。

(スライド9) 所得別に効果を見てみたのです

が、所得が低い方でも、高い方でも、同じぐらいのハザード比が見られ、低所得の方にも効果があるという可能性が示されました。

(スライド10) これがいま、高齢者の地域包括ケアシステムで集まつたデータをうまく活用した1つの事例と言えるのではないかと思います。

では、これを子どもにどう応用していくかというときに、政策的な動きで非常に注目しているのが、子育て世代包括支援センターというものを全国の自治体につくりましょうという動きです。すでに、1000以上の自治体で導入されているのだと聞いています。活動の中身づくりはこれからなのですが、こういったガバナンスをしていくためには、データを集め、それを繋げ、分析し、活用していくというスキームが必要であるということに気付いてくると思います。そういうデータをうまく使い、地域の活動をマネジメントしていくことが、最終的には健康対策にも繋がるのではないかと思っています。

(スライド11) この施策の中ではデータの分野横断的な一元化も話されていますし、それを、医療では実現できなかったマイナンバーで繋げるというところも明確に書かれていて、その辺は伸ばしていくけるところではないかと思っています。

(スライド12) もう1つ注目しているのが、生活保護受給者世帯の子どもへの支援に有効そうな、被保護者健康管理支援事業です。令和3年1月から義務化されています。福祉事務所で、子どもも含めて、生活保護世帯の人たちの健康管理も支援しましょうということが義務付けられています。義務なので大変なのですが、そこでいろいろなデータが集まつてくるし、実際の支援のノウハウが集まつくるのではないかと思っています。

(スライド13) 実際、先ほど阿部先生のデータにもありましたが、一人親世帯の子ども、生活保護受給世帯の中でも、子どもの慢性疾患、アレル

ギー疾患や、歯の疾患が多いことがわかっています。こういった子が病院に来たときにも、病院も子どもの地域包括支援のケアの仲間に入って、一緒にデータを共有し、「この子たちをどうしましょうか」という話し合いが地域で進んでいく、データをもとに進んでいくことができるのではないかと思いますし、福祉事務所との連携が進んでいくといいと思います。

(スライド14) 最終的には、もう少し広い、医療と、地域コミュニティ、そして制度福祉の3点がしっかりと関係し、連携し合うような活動に進んでいくことが、地域包括ケアの成功に繋がるのではないかと思っています。イギリスなどでは、それを「社会的処方」という言葉を使い、医療に来た生活困窮を抱える患者さんをしっかりと地域に繋げていきましょう、そのための専門職を育てましょうということが進んできており、日本国内でもこういうものを導入しませんか、という動きが出ています。この辺をどうつくり込んでいくかということが、これから大事になってくると思います。

2023医療経済学会 シンポジウム報告

## 子どもの健康格差 是正に向けたガバナンス

近藤尚己 Naoki KONDO, MD, PhD

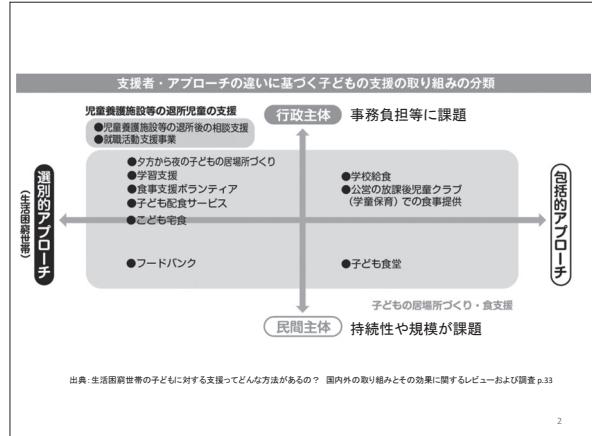
京都大学大学院医学研究科社会医学分野教授  
東京大学未来ビジョン研究センター特任教授  
一般社団法人日本老年学の評価研究機構（JAGES機構）理事  
公益財団法人医療科学研究所 理事



スライド1

(スライド15) 時間もないでの、この辺でいつたん終わりにしますが、そういう意味で、地域包括ケアのガバナンスは、高齢者も、子どもも、そして、働き世代でも当然できると思うのですが、そういうものをつくっていく、そこでデータが集まるというところが、私たち研究者には非常に大事なところだと思っています。このデータを武器にエビデンスを出していくことも大事ですし、いま、現場に必要なのは、集めたデータ、くっつけたデータをどう活用し、それがどんな政策メッセージになるのかという、そのアイデアをたくさん出していくことです。そうしないと、せっかく繋げたデータが宝の持ち腐れになります。また、誰にそのデータを「使って」とアピールするのかがわからないのが、行政の現場だと思うのです。医療経済学会の皆様方のアイデアが必要です。以上です。ご清聴ありがとうございました。

(岸田) 近藤先生、ありがとうございました。実践とアカデミズムが融合した、非常に興味深いお話をうけたと思います。



スライド2

### 健康格差対策の考え方

世界保健機関：3つの推奨事項  
(WHO Commission on Social Determinants of Health最終報告書, 2008)

#### 1.生活環境の改善

- 「健康」の前にまず「環境」  
教育・労働・交通・休暇...

#### 2.ガバナンスの強化

- 必要な資源を必要ない人に真っ先に届けるために  
部門連携で効果的なケアの創成と提供を

#### 3.格差の視覚化と活動のアセスメント

- 見える化  
対策の効果を予測して、改善

近藤尚己. 健康格差対策の進め方:効果をもたらす5つの視点. 東京: 医学書院; 2016.

スライド3

### 環境改善・ガバナンス・データ活用

#### =地域包括ケア（戦略的なコミュニティの組織化）

今後の地域保健対策のあり方  
~ 地域のソーシャル・キャピタルの活用を通じた健康なまちづくりの推進 ~

スライド4

### 「見える化・ガバナンス・環境改善」支援の効果は？

**「積極支援群」16自治体**  
研究者が密に関わり、提供的した地域診断データの活用や、部署間連携による選定。  
①介帯優度が高い地区的選定支援  
②選定した地域への介入アドバイス  
③介入効果評価のアドバイス

**「対照群」16自治体**  
地域診断データの提供のみ

地域診断書

JAGES-HEARTCによる地域診断

介入予防Webアトラスを活用した地域診断例

様々な部署が参加

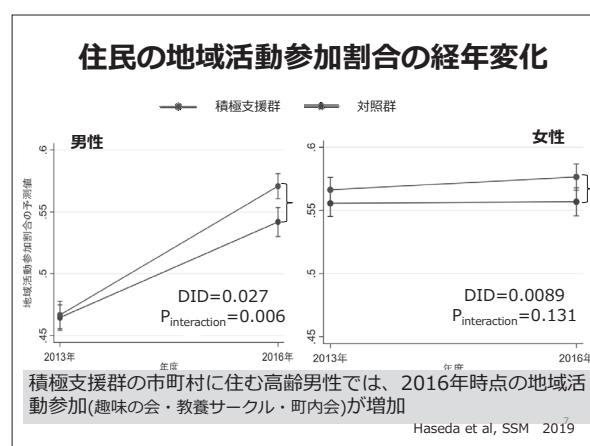
写真：熊本県御船町の「地域ケア推進会議」の様子

スライド5

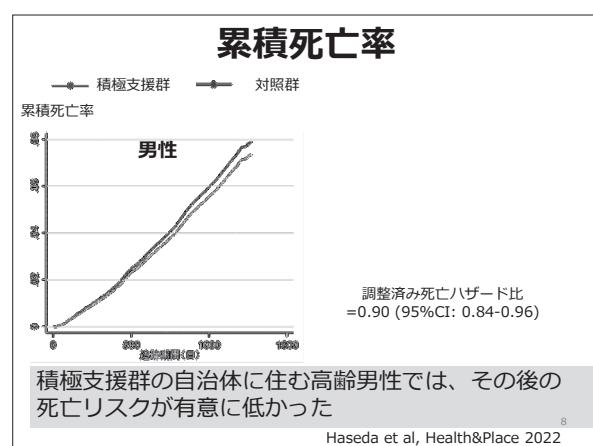
### 某町の町内各地区間比較：経年変化のヒートマップ：改善・悪化の地域別の傾向が一目瞭然！

地名	変化0.5以上、あるいは-0.5以下を色付
1:アラ福島がまき野の里	-2.9 3.0 3.9 1.9 0.7 5.1 -4.5 5.6 -3.4 -18.7
2:アラ支度・東・西・南・北の4つの導点の平均点	14.9 16.8 13.9 8.2 16.8 22.1 20.1 27.5 19.3 20.5
3:アライム会議	5.0 4.9 1.9 1.5 1.5 6.1 5.5 -3.5 9.6 -3.1
4:アラ清川会議	3.1 3.3 1.7 0.9 3.4 3.3 8.0 0.8 5.3 -0.7
5:アラ年齢の会議の会議	5.9 5.6 1.5 2.8 8.0 4.2 -4.1 1.4 6.0 -12.2
6:アラ地域の会議の会議	1.9 2.0 1.2 -0.3 1.4 5.4 4.2 3.8 5.8 -5.1
7:アラ地方がまきの会議	-0.2 3.9 3.9 -0.1 4.3 7.9 -4.4 9.9 -10.6
8:アラ地域の会議の会議	-0.2 3.9 3.9 -0.1 4.3 7.9 -4.4 9.9 -10.6
9:アラ地域の会議の会議	1.1 6.9 0.6 3.6 -0.6 5.1 5.2 -2.2 0.3
10:アラ清川 (20点以上)	3.7 4.0 2.9 -0.4 2.7 1.6 6.5 -2.5 -0.6 8.9
11:アラ地区の会議	0.2 1.5 1.5 1.3 2.8 -3.0 1.3 4.0 2.6 10.8
12:アラ地区の会議の会議	2.0 -3.8 -3.4 -2.0 2.6 -9.0 3.8 3.9 0.0
13:アラ地域の会議の会議	-4.3 -5.2 -1.8 -6.6 -10.1 -6.4 -7.6 -3.8 16.1 -14.6
14:アラホリック加齢者会議	-1.4 -1.0 0.5 -1.0 0.0 -0.8 -12.0 -0.7 12.3 1.1
15:アラ地区・教育ワーカー会議の会議	0.6 1.8 2.0 -1.3 -3.4 0.5 -4.9 1.8 7.4 4.6
16:アラ地区の会議の会議	-2.5 -0.1 0.6 0.6 3.0 0.6 0.2 -3.4 16.0 -2.2
17:アラ地区の会議の会議	-0.7 0.6 0.6 0.6 5.2 5.3 -1.1 -4.1 -0.4 1.8
18:アラ地区の会議の会議	1.0 0.2 0.9 -2.1 -8.2 -7.1 4.3 -2.8 10.2 8.6
19:アラ地区の会議の会議	0.0 2.9 -1.6 -1.2 0.8 -1.4 -0.4 -1.4 2.2 -3.6
20:アラ地区の会議の会議	1.3 0.4 -2.1 0.2 -0.7 0.0 1.0 -2.8 5.2 -4.8
21:アラ地区の会議の会議	-0.6 2.1 -1.2 1.2 -0.8 0.7 0.2 -2.2 -1.6 -2.2 -1.9
22:アラ地区の会議の会議	-6.4 -6.8 -6.4 2.9 4.9 -7.2 -6.7 -7.5 -10.9
23:アラシール・キラキラ会議 (社会参加)	-0.3 -3.7 2.1 -5.4 -10.3 -2.6 -13.4 -0.2 30.1 6.7
24:アラシール・キラキラ会議 (医療)	-8.1 2.8 -15.0 -9.1 -6.6 9.7 -3.0 2.6 -9.0 7.4
25:アラシール・キラキラ会議 (医療)	3.1 0.1 2.8 2.4 3.0 0.1 -4.1 2.0 2.5 -3.2

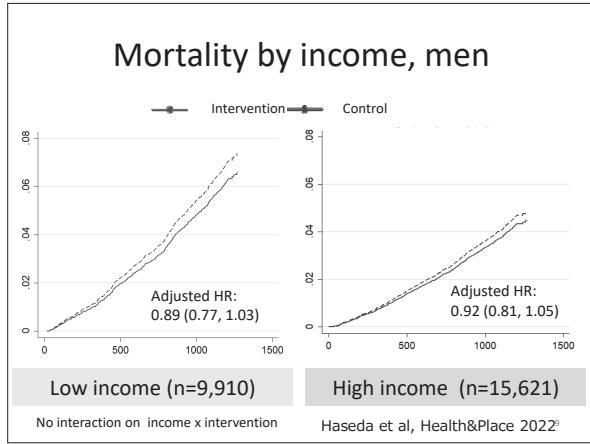
スライド6



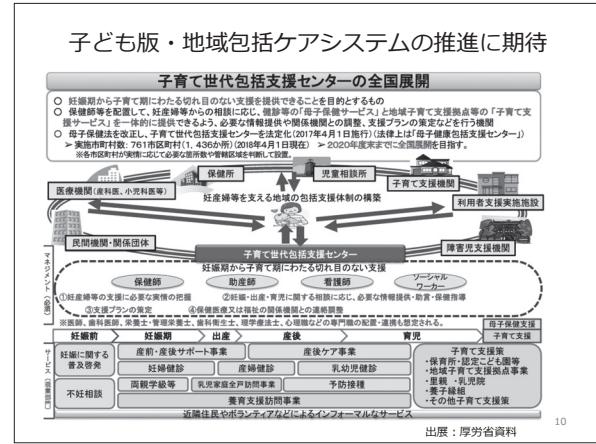
スライド7



スライド8



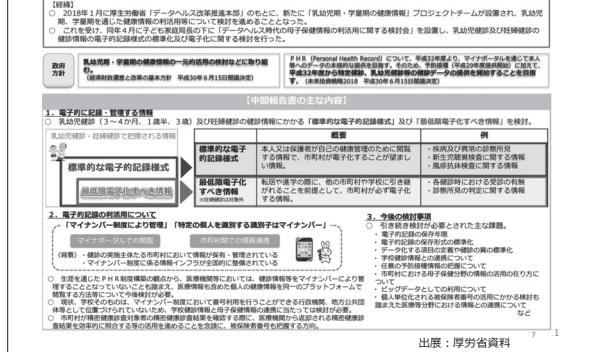
スライド9



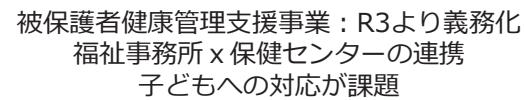
スライド 10

データの分野横断的一元化に期待

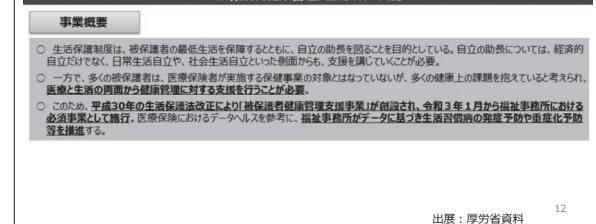
データヘルス時代の母子保健情報の利活用に関する検討会 中間報告書（概要）



スライド 11

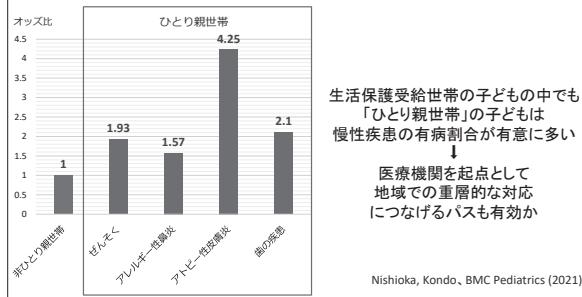


生活保護受給者の健康管理支援の推進

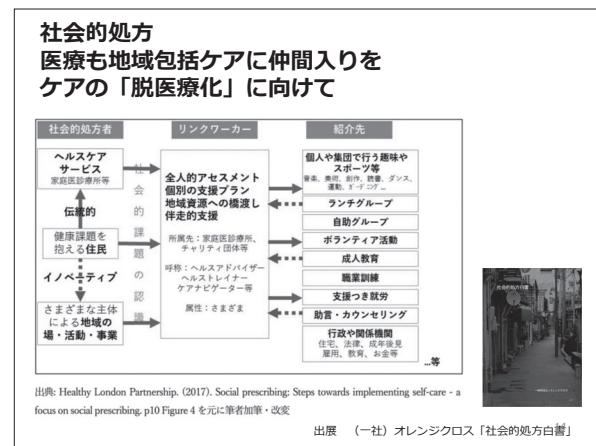


出展：厚労省資料

## 生活保護受給世帯の子どもの健康



スライド 13



スライド 14

**医療機関で用いる患者の生活困窮評価尺度  
(西岡・近藤, 2020)**

- この1年で、家計の支払い（税金、保険料、通信費、電気代、クレジットカードなど）に困ったことはありますか。
- この1年間に、給与や年金の支給日前に、暮らしに困ることがありましたか。
- 友人・知人と連絡する機会はどのくらいありますか（連絡方法は電話、メール、手紙など何でも構いません）。
- 家族や親戚と連絡する機会はどのくらいありますか（連絡方法は電話、メール、手紙など何でも構いません）。

西岡大輔, 上野恵子, 舟越光彦, 斎藤雅茂, 近藤尚己. 医療機関で用いる患者の生活困窮評価尺度の開発. 日本公衆衛生雑誌 67, 2020

スライド 15

**銭湯で  
「社会的処方」  
実証実験中**

小杉湯となり「医療のあるくらしが体験できる場所」  
@kosugiyu\_ionari

11/21(日)「となりの人への処方せん」開催します

体調が悪い時、病院で処方してもらう薬だけでなく、カジノや演劇などとのつながりがお薬になるかもしれない。  
そんな可能性を秘めてるのが、社会的処方。

小杉湯となりはなれにて「健康」や「社会的処方」を一緒に考えてみませんか? → 続く

スライド 16

**デジタルアートで社会的処方  
物理的制約を超えて文化資本を醸成  
共生社会PLAネット**

共生社会「をつくるアートコミュニケーション共創拠点  
個々人の尊厳が認められ、誰もが生涯を通して社会に参加でき、生きがい・創造性を持って生活できる共生社会の実現  
幸福度の向上 生産的活動に関わる人口拡大 新たな経済価値の創出 社会保障費の負担軽減

NET データクロジカル  
が福み直す  
「それでもピアノ」「グローバル化文化」  
など複数のアーティストによる  
視覚拡張  
VR/AR/MRなど  
の技術の加味が、社会  
会場を高める  
リトルピアノ  
の「ローカル化文化」  
など地元へ向けてコミュニケーションでコムニケーションを認める  
ポータブルコンテンツ  
「活動を共創する」アートを介したコミュニケーションが社会との繋がりを深めさせ  
る  
東京芸大ウェブサイトより <https://www.geidai.ac.jp/news/20211018106174.html>

スライド 17

**医療を含めた地域包括ケアの  
ガバナンスとは?**

- 「汗をかいた人」が報われるインセンティブ構造は何か
- 不適切な医療化や（公的）制度化の弊害を避けるには
- 人と組織はどう動き、価値循環を起こさせるか？
  - 規制 :義務化？
  - インセンティブ：財務・非財務？
  - 自由放任 :意識の高い人たちの活動推進に任せる？
- 導入のチャンネルはどこか・何を導入するか
  - 保険者 :
    - 特定健診・特定保健指導：対象者の社会的リスク評価と対応
    - 介護保険：社会的機能アセスメント（孤立・孤高等）に基づく給付とサービス提供
    - 医療（かかりつけ医）：認定医療機関制度？・社会的処方算加？・介護給付の「居宅介護支援管理指導」における生活評価追加（R2）
    - 各種福祉政策：健康面のアセスメントと対応強化
  - どのような人材が必要か、その人材をどう確保するか
    - コミュニケーションソーシャルワーカーを育成＆全国の自治体や地域包括に配置？
  - 集まるデータをどう活用するか

18

スライド 18

**無料!**  
**「付き添い」のちから**

生活困窮者の医療サービス利用の実態および  
受診同行支援の効果に関する調査研究

無料ダウンロード：<https://www.jages.net/library/regional-medical/>

スライド 19

**新刊！  
認知症 plus  
地域共生社会**

「つながりを大切にするために  
私たちができること」

近藤尚己・五十嵐 歩〇

**健康格差対策の進め方**  
効果をもたらす5つの視点

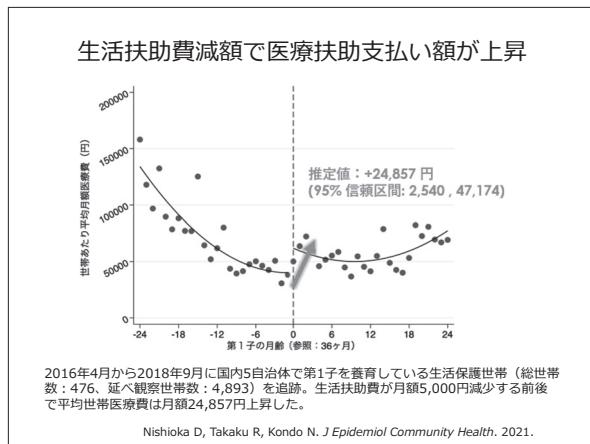
**社会的  
処方**

「格差はある。  
次はどう治療するか?」

**健康  
格差  
社会  
格差  
処方  
社会  
疫学  
Social Epidemiology**

「社会的  
処方  
社会的  
格差  
社会  
疫学  
Social Epidemiology

スライド 20



スライド 21

## &lt;パネルディスカッション&gt;

**(岸田)** パネリストの先生方、前の席にお移りください。では、これから、これまでのお話を踏まえたパネルディスカッションをおこないます。パネルディスカッションは、司会からの共通質問というより、まずは、お話いただいた先生方から相互にコメントなり、または、話し足りなかつたということについてご意見をいただければと思います。どうでしょう、どなたかから。それでは、阿部先生、よろしくお願いします。

**(阿部)** 浦川先生にお聞きしたいのですが。時間の貧困ということを考えたとき、私は自分自身のことを考えても、自分が母親の時間の貧困といったとき、レジャータイムというのがほとんどないと思うのです。ただ子どもと一緒に過ごすとか、そういう時間が増えるということなのか、それとも、母親の、いわゆる、本当に自由時間が増えることが重要なのか、そこをどういうふうに解釈すればよいのかということが1点です。

それに関連することとして、大石亜希子先生のご研究では、ノンスタンダードタイムの仕事が悪いのだと。長時間労働ではなくノンスタンダードタイムの時間だと。いま、日本ではおそらく、両者はかなりオーバーラップしているところがある

と思うのですが。ノンスタンダードタイムで何が違うかというと、昼間は子どもがいないのです、学校なので。その時間に、たとえば、フリー時間が親にあるということが、意味があることなのかな。その辺について、少し時間研究のほうからお聞かせいただきたいのです。つまり、子どもが帰ってくる時間で、子どもと一緒に過ごすような時間をゆっくり過ごすことができるのが重要なのか、それとも、親の自由時間が必要なのか、どちらなのでしょうか。

**(浦川)** ありがとうございます。非常に重要なご指摘をいただきました。阿部先生からいただいたご質問は、重要でありながら様々な実証面での課題を含んでいます。母親自身にとってのウェルビーイングという観点からすれば、ある程度、自分で自由に使える生活時間が確保されることが重要です。親が幸せに生活していること自体が、子どもにポジティブな影響を与えるという先行研究がありますので、親が自由な時間を確保することによる子どもへの効果が期待されます。その一方で、親と子どもが実際に、生活をともに営んでいく時間の確保も、やはり重要だと考えられます。

先ほど、阿部先生の先行研究でも紹介されていましたが、特に男の子において、幼少期における

母親との関わりが様々なアウトカム（学力や健康）に影響を与えていているという分析結果があります。ですから、親が家事・育児を離れて自由な時間、親が子どもと接する時間の双方が重要だけれど、子どもに与える影響についてはそのメカニズムやインパクトが違うので、それぞれきちんと分けて効果を見ていく必要があるかと考えます。親の生活時間のあり方が、子どもに与えるインパクトを検討する際は、単純に余暇の時間だけで見るだけではなく、その時間を実際にどういうふうに利用しているのかという点が重要ですね。最近はコロナの影響を受けて、在宅勤務が比較的可能な仕事と、職場や現地に行ってその中で働くという仕事が、かなり職種ごとに明確になってきていて、生活時間の貧困を考える上でも本人や家族の働き方によっていろいろなケースを考える必要があります。仕事や余暇のあり方について、あらかじめ区分を明確にした議論をしていかなければならないと思います。ありがとうございます。

私は、重岡先生に質問があります。先生の研究について、私も個人的にゼロ価格というのはやや極端ではないかと思っており、非常に興味深く感じました。いま、保育や教育の無償化など、いろいろな政策が導入・検討されていて、そのこと自体は大変有意義ですが、ゼロ価格にすると、やはり、極端に需要が変わることからくる弊害、すなわち、そのサービスを提供する供給のほうが追いつかないということが問題になります。その点に焦点を当てて、無償化の課題や問題点を実際のデータを使って実証的に示されたということは、大変価値があると思います。

少し気になったのが、効果が高いとか、効果が低いとされる医療というものが、事前にわかるのか、ということです。それから、ゼロ価格の見直しは、「もともと子どもが健康である場合には子どもの受診を大きく抑制する効果がある」という

ときに、その健康を本人や家族の主観的な評価から抽出することではたしてよいのかどうか。本人が健康と思っていても、実際にはそうではないケースが少なからずあると思うので、その点は注意して見なければならないと感じました。主観的に健康と思っていても専門家の診断においては健康ではないとされる人については、やはり、価格がゼロになれば、一定の健康改善効果があるかもしれません。したがって、医療の効果や健康をどう定義しているのかというところが気になったので、お伺いしたいと思います。

**(重岡)** ありがとうございます。非常に、レフラーに突っ込まれるような厳しい質問なのですが。実際にそういうことを言われたことがあるのですが。

いただいた2つの質問のうち、1つ目の、効果が高い、低いということに関しては、詳細を話す時間がなかったのですが。僕は経済学者であり、医者ではないので、そういう意味では、あくまで、医療系の雑誌の、アメリカのそういうタスクフォースみたいなところが、こういうものは医療的に価値がある、価値がないと、ある程度分けているので、基本的にそれに従っているのです。

特に注目したのは、抗生物質です。子どもの抗生物質が過剰に処方されていることが、非常に、アメリカだけではなく日本でも問題になっていて。いろいろな病気の種類があり、こういう病気の種類に関しては抗生物質を出したほうがいいということと、出すべきではないということが、分かれています。その間ぐらいのものがあり、ティア1、ティア2、ティア3という感じで分かれているので、そのレセプトのデータを使って、ティア1に属する子ども、ティア2に属する子ども、ティア3に属する子ども、と疾患を持っている子どもというものを分けて。ティア3といって、本来、抗生物質を処方すべきではない人たちに

対しての抗生物質の使用量が、少しでも医療費を、200円でも払わせることで大幅に減らすことができるということで、価値の低い医療となっています。

逆に、高い医療というのは、本来であればワクチンなどが、効果が高い医療と言われていると思うのですが、日本の場合、その辺はもうすでにタダになっているので、無料で提供されているのです。なので、どちらかというと、日本で言うところの、効果が高いということでお金を払っているような治療がそんなにないので、さっさとこうの、抗生物質が正しく処方されているかということがどのくらい影響を与えるかということで、そこに関しては200円払わせたところではなくて影響がなかったので、効果が高い治療に関しては、そんなにお金を課したことでは変わらないと。本当に必要なものはちゃんと出しているので、値段によってそんなに反応しない。ただ、本来提供するべきではないと言われているような疾患に関しては、非常に大きく減るということで、効果が高い、低いということを分けているという感じです。

2つ目は医療で、健康か、健康ではないかということ、これは非常に難しく、レセプトのデータからは、あくまで、治療を受けているか、受けていないか、という話なので、本当の意味での健康状態がわからない、それは日本のデータの非常に大きな制約なのです。そこに関しては、先行研究に倣い、最初の6ヶ月、9ヶ月のデータを取ってきて、そのときの医療費が高いか、低いかということを、平均値を計算し、ディストリビューションを見て、上の3分の1を最初の6ヶ月ぐらい、非常に医療費が高いということは、健康状態があまり高くなかったとして、下の3分の1は健康状態がいいということで、間を捨ててという感じで分析しています。

ちょっと恐いのは、最初の頃に医療費を使っている人たちはそのうち健康になるので、ミーン・リバージョンが若干恐いのですが、データを見る限り、そういうことはあまり起っていなかったので、という感じで。基本的には、データで観測された最初の6ヶ月、9ヶ月の医療費の値を使って、健康か、健康ではないかということをやっています。それを多少、データ上のリミテーションと思っています。

せっかくなので、中村さんに質問なのですが。データのクオリティがこの国の圧倒的な問題だと思っています。所得の話をするとときに、医療のデータに所得のデータをくっつけることができない、僕が使ったレセプトのデータも、所得の情報が全くわからないので、そういう意味では所得を分けた分析が基本的にできない。やはり、それが理由で、たとえば、自民党がこの前、75歳以上で窓口負担を上げるといったとき、あくまで、政治決着で、自民党が500万、公明党は200万、では、間を取って300万という、本当にエビデンス・ベースド・ポリシーからほど遠い、ギャグみたいな形で決まっているのですが。それはやはり、データがないので、本当に貧困層のところで、窓口を上げたらどのくらい健康が悪くなるかということをデータで示すことができないので、ある意味、データ上、学者としても示せることがないというところがあります。データがない分、エビデンス・ベースド・ポリシーを非常に妨げていることに関して、具体的にどういうデータが今後必要になっていくと考えられているでしょうか。お聞きできればと思います。

**(中村)** 協会健保のデータだと、少し所得の情報がありますね。私も、重岡先生も、協会健保を使ったプロジェクトをやっているのですが。

そうですね、だから、具体的にどういうふうにするかということが、どうやってそういう世界が

実現するかということが見えなくて。学術会議などでそういうことを言っていくといいのではないかというぐらいしか見てこないのですが。

**(重岡)** どういうデータが必要なのかと。

**(フロアより橋本)** 全国データだとのだけれど、ローカルだと、けっこう市区町村が付き合ってくれている場合、くつついでいるものがあります。具体的に足立区などは、いま、持っています。健診データと世帯データとがくつつくものを作ろうとしています。だから、いまのところ、国家的につくらせるということは、さっきの近藤先生の話ではないけれど、マイナンバーがやっと使えますという段階で、次はどうしましょうか、という話ですので。さっきの厚労省のコンソーシアムみたいなものをきっかけにして、ポリティカルドライバーで、自民さんあたりに頑張ってもらって、やっていくということでやっていくしかないのだろうと思うのです。

当面、われわれがやれることとしては、どこかの自治体に入り込むのが一番手っ取り早いと思います。ちなみに、うちは10年前のデータでよければ、ピークフローを測ったものとか、ぜんそくとか、一応、レスポンスバイヤスの低い方法で測定したものと、家計データをくつつけたものは持っていますので、もしよろしければ、いつでもお貸しします。

**(中村)** 思い出したのですが。国保のデータで少しいう情報はあったかと思っています。ただ、問題はやはり、医療利用と所得だけだとよくわからなくて。どうしても健康状態と所得が知りたいのです。そこが非常に問題で。あとは、国民生活基礎調査でも、所得はごく一部の人しか聞いておらず、実は、栄養調査とマッチングできないのです。している研究もあるのですが、あれをやると、けっこうデータがおかしなことになるということは厚労省が言っています。なので、もう

少し、自己申告にしても、所得の情報を調査で集めてほしいということがあります。すみません、あまりお答えになっていません。

**(重岡)** 多分、考え方として、すでにあるデータにアクセスする話と、新しくデータを作ることは、切り分けて考える必要があると思っていました。いまあるデータを二次利用するときに、圧倒的に、いまの日本のガムになっているのは、申請するときに全ての変数を抜き出すという、誰も得をしない作業をしているということで。あれはもともとガイドラインに必要最低限という文言が入っていることが問題で。あれを削除するだけで全てその問題は解除できるのですが。しかしそれは、もう10年前、20年前から、ずっと研究者が言い続けているのに全く改善されない。そういう話は、個人的な話になりますが、経産省からそういう話が出たとき、嘆願書という形で出してはいるのですが、なかなか変わる傾向ないので。もう少し、全体的に声を大きくして。

僕は1月にそのデータ申請をして、いま、8月の時点で、「なぜ、この変数が必要なのですか」というしようもないやり取りを、もう5回ぐらいメールでしていて。あれは基本的に、官僚が悪いというより、単純に官僚がその法律、ルールに従ってやっているだけなので、彼らを憎んでもしょうがない。法律が悪い。

では、法律をなぜ変えないかというと、多分、ニーズのほうの声が伝わっていないということと、統計をやる人たちには必ずしもそれを改善したところで彼らの昇進に繋がるわけでもなく、彼らも全くインセンティブがないので。その辺をボトムアップで変えるのはけっこう難しいのかなと。トップダウンで、たとえば河野太郎みたいな人がまたま運よく厚労大臣になって改善するといった、そういう、運を待たないと。それがいいかどうかは別にして、どっちにしても、あの変数抜き

出しという、本当に誰も得をしない、意味のない作業をやることを、少なくとも、まず、直さなければいけない。本当に必要最低限という変数、「必要最低」と書いているところをバッと削除するだけで進む話なのに、それが10年、20年変わらないというのは、なかなかこの国の。

日本のデータがよくなっているのは事実だと思うし、そこに尽力されている方々に対しては感謝しかないのですが。簡単に言えることは、日本が一歩、二歩進んでいる間に、世界は地球を2周、3周している、それぐらい、非常にギャップがある。その辺の危機感が本当にどれぐらいシェアされているのかということはとても危惧するところで。EBPMというとお金が取りやすいので、猫も杓子も、みんな、EBPMと言いますが。その考え方自体は間違っていないのですが、さっきも言ったように、自民党と公明党で間を取りますという、そんな感じで実際の政策が決まっているので。やはり、データがあれば、もう少しこっちもエビデンスを提供して戦うことができるので。そういう意味では、データの拡充が非常に重要なだと。僕らはあくまでシェフであり、材料自体がなければ調理することはできないので。そもそもデータがないことは、この国の行く末を考える場合、非常に心配するところで。

新しいデータに関しては、くっつけることができないのが、日本のデータの圧倒的な問題で。たとえば、税制のデータをレセプトのデータにくっつけることができれば、どの辺のインカム層が本当に貧窮しているか、医療にアクセスできないかということを分析することができるのですが、基本的にはマイナンバーが出て、それが本当に繋げられるようになり、使えるようになる頃、自分が生きているかどうかわからない、というレベルの日本の進み具合だと本気に思っていて。データ、データと言って、ちょっと責任を転嫁している部

分はあるのですが、しかし、データがないと僕らは本当に何もできないので。少なくともOECDで最低レベルのデータのクオリティ、質、アクセス、少なくともアクセスぐらいは何とかできると思うので、少しずつそういうところから変えていく必要があると、個人的には。すみません、主張みたいな感じになってしまいました。

(岸田) すみません、司会のタイムマネジメントが悪くて。15時半から次のセッションが始まりますので、あと、5分以内に締めたいかなと。近藤先生からひと言、いただければと思います。

(近藤) 質問している時間がないと思うので。阿部先生に聞きたかったのですが。いま、民間の子ども支援のデータは、どこで、どんな活動がされているのか、データ化される事例もあると思ったのですが。ネットで調べていたら、子ども食堂の全国一覧リストのマップが出てきて。

(阿部) むすびえさんの。

(近藤) むすびえさんがやっているものですね。あれは使えると思ったのです。地理情報システム上でくっつければいいので。だから、調査票で子どもの住所データがある程度粗くてもわかれれば、子ども食堂へのアクセスがどうかな、ということが見られると思っています。ああいう、民間主導のデータ化というのは、いけていると思ったのですが。結局、質問してしまいましたが。

(阿部) むすびえデータは、慶應のワカバヤシ先生がマッピングしていると思います。なので、もうなされているというところです。むすびえは湯浅誠さんがつくっている団体で、非常に多くの子ども食堂を繋げています。寄附金はガバガバ集まっています。

(近藤) そういう新たなデータが出てくると、そこにアンテナを張っておくことも研究者としては大事なことだと感じたところです。

(岸田) それでは、かなり時間が押しているので

すが。フロアからのご質問があれば。どうぞ。

### ＜質疑応答＞

**(Q)** お話を聞いていて、やはり、ニュアンスはいろいろあるのだという話は聞いていたのですが。一人親というときにも、いろいろな種類があるだろうと思っています。未婚の母みたいなことはティピカルなイメージかもしれません、先ほどの阿部先生のスライドで5割増えたと。その増えた部分はどうなのかなと。離婚率が上がってき、キャリアを持ったような、収入もそれなりにあるような夫婦が離婚して一人親になるようなものが、もしかしたら増えてきているのかなと。そうすると、その辺のトレンドがどう変わっているのかということと、それぞれで貧困率はそれなりに違うのではないかというイメージで聞いていたのですが。いかんせん、門外漢なので、あまりよく知らないので。もしその辺で、大きなビッグピクチャーを教えていただけたらと思いました。

**(阿部)** 日本では、圧倒的に離婚母子です。未婚の母子の割合は、若干は増えているかもしれません、それこそ、本当に少数です。いま、増えているほとんどは離婚世帯です。離婚世帯の中でも、やはり、二人親世帯の配偶関係があるものと比べると、低所得層のほうが、離婚率が高いので、どうしても、離婚したあとは。また、離婚した世帯の中での母親の就労状態は、非正規がどんどん増えていますので、高学歴カップルが離婚しても、もともと正社員の母親が一人親になるということは、いまの日本の一人親世帯では、まだまだ非常に少ないという状況にあると思います。

**(Q)** 東京大学のイワモトです。阿部先生にお伺いしたいのですが。出発点になるのに相対的貧困率があるのですが。近年、日本ですと、中間層の没落という形で、中位所得自体が大丈夫なのかな

という考えがあって。最低賃金で働く人が50%を超えると、賃金で見る相対的貧困率がゼロになります、みんな平等に貧困となりかねないので。相対的貧困率に着目していくことの問題点が、いま、あるのかどうか、1点お伺いしたいということと。

それから、子どもの貧困率について、年齢層、男女別で見たところで、男女差がありそうに見えたのですが。子どもの貧困状態が男女で違うというところは、想定しづらいというか、親の経済状態で決まるような気がして。そこがあるのかどうかということで。そうすると、子どもの健康の男女差が、貧困の経路ですと、まず、貧困のところでの男女だと、そのあと、貧困が健康に与える影響の男女差、そこの掛け算になるので、その関係がどうなっているのか、大まかに教えていただければと思います。よろしくお願ひします。

**(阿部)** まず、男女差のほうは、若干あるのですが、私もその理由は、詳しくはブレイクダウンしていないのです。女子の子どももあるほうが、離婚率が高いということはあります、男子の子どもがある場合より。なので、一人親になる確率が高くなってくるところもあると思います。また、引き取られるときに、男親のほうに引き取られるのは男の子のほうが多いことがあるかもしれません。そういったところで男女差が出てくることはあります。年齢が高くなってくると、圧倒的に就学率や、結婚、家を出て行くこと、離家の割合は男女差が相当ありますので。15歳以上だとそういった、子ども自身の行動による差が大きく出てくると思います。

相対的貧困率の問題ですが、相対的貧困線は、この30年間、どちらかというとちょっと上がっているという状況で、それほど変わっていないのですが、私自身も、相対的貧困率を使うのは問題があると思っています。それは、高齢者が増えているからです。日本の中で相対的貧困線をポピュ

レーションの全体で採りますが、高齢化率が4分の1、3分の1となってくる日本のような国と、高齢化率がまだ10%しかないような国を見たところで、高齢者のはうが圧倒的に単身世帯も多いですし、貧困率も、特に女性では多いとなってくると、高齢者が多くなることによって相対的貧困線が下がってくる可能性はあると思っています。

でも、子どもがあるような年齢の世帯と、高齢者の世帯とで、同じ貧困線で比べていいのかということは非常に大きな問題があると思います。そこは、たとえば、子どものある世帯の中での貧困線を引き直すとか、そういう必要はあると思っています。

(岸田) そうしましたら、まだご質問したい方も

おられるかもしれません、時間が押していますので、ここでシンポジウムを締めさせていただきたいと思います。

このシンポジウムでは、子どもの健康と貧困に関する研究動向と、データの課題について非常に多方面から豊かな話ができたのではないかと思います。パネリストの皆様、そしてフロアの皆様、ありがとうございました。以上、今回の基調講演、シンポジウム、大会企画を終わらせていただきたいと思います。

皆様、どうもありがとうございました。

以上

## 第 18 回研究大会について

### 1. 研究大会長

千葉大学予防医学センター 教授／  
国立長寿医療研究センター 老年学・社会科学研究センター 老年学評価研究部長  
近藤 克則 先生

### 2. 日程

2023 年 9 月 2 日（土）

### 3. 会場

千葉大学（西千葉キャンパス）と一部 ZOOM 配信によるハイブリッド（予定）  
※正式な開催形式は決定次第、改めてご案内させて頂きます。今回は医療経済学会・千葉大学予  
防医学センター共催です。

### 4. 今後のスケジュール

一般演題募集：2023 年 2 月～2023 年 5 月

参加申込受付：7 月初旬開始予定

## Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy ご投稿のお願い

医療経済学会と医療経済研究機構では、アジア太平洋地域での医療経済・医療政策研究の更なる発展を目指し、アジア太平洋地域での医療政策の具体的な文脈を踏まえ、政策的含意を含む意欲的な論稿を global audience に届けるため、英語版電子ジャーナル「Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy」を発刊しています。

2018 年以降、日本内外の論稿を受け付けています。

医療経済・医療政策研究に関する研究成果の投稿を広く募集しております。

- ☞ 投稿者の条件はありません。
- ☞ 採用された論文の掲載料金は無料です。
- ☞ 論文には DOI を割り当てられ、オンラインでだれでも閲覧できるオープンジャーナルです。
- ☞ 投稿規定、執筆要領は学会 Web ページ (<https://www.ihep.jp/jhea/>) の「医療経済研究」、もしくはバナー「Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy」をご覧下さい。

## 『医療経済研究』投稿規程

本誌は、医療経済学会と一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構が医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌として、共同で編集発行しています。以下の目的等にかなう研究の成果物を広く募集します。

### 1. 目的

- (1) 医療経済・医療政策の分野において研究および調査の発表の場を提供する。
- (2) 医療経済・医療政策研究の発展を図り、医療政策立案および評価に学術的基盤を与える。
- (3) 医療経済・医療政策の分野において産、官、学を問わず意見交換、学術討論の場を提供する。

### 2. 原稿種別

- (1) 「研究論文」：理論的または実証的な研究成果を内容とし、独創的な内容をもつもの。実証的な研究の場合には目的、方法、結論、考察について明確なもの。
- (2) 「研究ノート」：独創的な研究の短報または小規模な研究など、研究論文としての基準に達していないが、新しい知見を含み、学術的に価値の高いもの。
- (3) 「研究資料」：特色ある資料、調査、実験などの報告や研究手法の改良などに関する報告等で、将来的な研究に役立つような情報を提供するもの。
- (4) 本誌は上記のほかに編集委員会が認めたものを掲載する。

### 3. 投稿資格・要件

- (1) 投稿者の学問領域、専門分野を問いません。また一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構（以下「医療経済研究機構」という）または医療経済学会の会員であるか否かを問いません。
- (2) 本誌に投稿する投稿論文（第2項のすべての原稿種別を含めるものとして以下「論文等」という）等は、いずれも他に未投稿・未発表のもの（投稿者自身の著作または共著にかかるもの）に限ります。投稿にあたっては共著者がある場合は全員の同意を得るものとし、採否通知を受けるまでは他誌への投稿を認めず、採用が決定した場合は「医療経済研究」の掲載論文等として刊行するまでは他誌への投稿を認めません。

### 4. 投稿要領

- (1) 投稿者は、投稿に際し、本文・図表・抄録を電子メールで送付してください。なお、投稿の際に様式1の投稿者チェックリストも合わせて電子メールで送付してください。送付後1週間以内に受領通知が届かない場合は、『医療経済研究』担当までお問い合わせください。また、投稿者は、「研究論文」、「研究ノート」、「研究資料」の原稿種別を指定してください。但し、その決定は編集委員会が行うことと致します。  
原稿の送り先は以下のとおりです。  
E-mail kikanshi@ihep.jp
- (2) 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従ってください。編集委員会から修正を求められた際には、各指摘事項に個別的に応え、再投稿して下さい。  
編集委員会が修正を求めた投稿論文等について、通知日から90日以上を経過しても再投稿されない場合には、投稿の取り下げとみなします。ただし、事前に通知し、編集委員会が正当な理由として判断した場合はこの限りではありません。
- (3) 責任著者および共著者（以下「責任著者等」という）について、投稿論文等にかかる研究に対し、研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（公的機関や私的企業の名称、研究課題名、補助時期など）を謝辞の中に明記してください。
- (4) ヒトを対象とした研究である場合には、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」等の倫理基準を遵守し、適切に行われていることを明示してください。
- (5) 責任著者等について、利益相反（Conflict of Interest）の有無についての情報を開示してください。
- (6) 投稿論文等が第三者の著作権と、その他第三者の権利を侵害しないものであることをご確認ください。他者が著作権等を保有する図表、写真等を使用する場合は、責任著者の責任において、権利者の利用許可（権利許諾）を得てください。

- (7) 他者が著作権を保有する著作物の翻訳・翻案等の二次的著作物については、責任著者が、原著作者との間の著作権処理（翻訳権、翻案権等および本投稿に関する許諾の取得）を必ず行ってください。
- (8) 投稿論文等の掲載の採否および種別については、査読審査に基づいて、編集委員会にて決定します。その際、「研究論文」の基準には満たない場合であっても「研究ノート」または「研究資料」としての掲載が可能という決定になる場合もあります。
- (9) 掲載が決定した論文等の掲載料金は無料です。責任著者へは無料にてPDFファイルを提供します。別刷が必要な場合にはその旨ご連絡ください。実費にて申し受けます。
- (10) 英文の校正等は、第一義的には責任著者の責任であり、水準に満たない場合は合理的な範囲での費用負担を求める場合もあります。

## 5. 著作権等

- (1) 投稿論文・掲載論文等の著作権は責任著者等に帰属したままでしょですが、(2)～(4)に同意いただきます。なお、本誌への掲載決定後、責任著者を始めとする執筆者全員に利用許諾同意書（別紙）を提出いただき、これを掲載条件とします。
- (2) 掲載が決定した論文等について、医療経済学会および医療経済研究機構は、医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌「医療経済研究」（ウェブ掲載含む）の記事として刊行することができる権利を有するものとします。
- (3) 「医療経済研究」の掲載論文等を出版、インターネット等を利用した公衆送信その他の方法で公開する場合は、(2)の刊行後とし、出典元「医療経済研究」（公式サイトに該当記事のアドレスがある場合はそのアドレスへのリンク）を明示することとします。
- (4) 「医療経済研究」の掲載論文等を基礎に加筆・修正等を加えてまとめた論文等を他の媒体・方法で公開する場合も、(2)の刊行後とし、「医療経済研究」の掲載論文等をもとに加筆等したものである旨と、その掲載号（公式サイトに該当記事のアドレスがある場合はそのアドレスへのリンク）を明示することとします。
- (5) その他、投稿論文・掲載論文等の著作権に関して疑義を生じた場合は、「医療経済研究」担当へお問い合わせください。

## 6. その他

採用された研究論文については、「学会論文賞」の選定対象となり、正賞を医療経済学会から、副賞を医療経済研究機構から贈呈します。

### （問い合わせ先）

〒105-0001 東京都港区虎ノ門1-21-19 東急虎ノ門ビル3F  
一般財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構  
医療経済学会雑誌・医療経済研究機構機関誌『医療経済研究』担当  
TEL 03-3506-8529 / FAX 03-3506-8528  
E-mail : kikanshi@ihep.jp

（2017年9月2日 改定）

## 『医療経済研究』執筆要領

**1. 原稿の書式**

(1) A4 版 Word 入力

(2) 1 行 40 字 × 36 行、横書き入力

匿名で査読を行いますので、著者の属性に係る事項は表紙（1 ページ目）に以下①～④の項目を記入し、本体ページ（2 ページ目）以降に本文を掲載し、謝辞を入れずに原稿作成をお願い致します。

① 題名著者の氏名および所属・肩書、謝辞、提出年月日

② 連絡先著者 1 名の所属・肩書、メールアドレス、住所、電話番号、FAX 番号

③ 共著者全員のメールアドレス

④ 研究費補助の有無。研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（何年のどの機関・企業からの研究補助等）を謝辞の中に明記してください。

**2. 原稿の長さは「40 字 × 36 行」12 枚、英文の場合は 6000 語以内とします。（表紙、図表、抄録は除く）**

**3. 抄録は和文（1,000 字程度）および英文（400 語程度、ダブルスペース）で作成の上、添付してください。また論文検索のため、和文・英文各 10 語以内でキーワードを設定し、末尾に記載してください。（英文キーワードは原則として小文字にて記載）**

**4. 注）は本文原稿の最後に一括して掲載してください。掲載は、注 1）などのナンバーをふり、注）の番号順に並べてください。**

**5. 文献記載の様式は以下のとおりとします。**

(1) 文献は本文の引用箇所の肩に 1) などの番号で示し、本文原稿の最後に一括して引用番号順に記載してください。文献の著者が 3 名までは全員、4 名以上の場合は筆頭者名のみあげ、(筆頭者), 他. としてください。

(2) 記載方法は下記の例示に従ってください。

① 雑誌の場合

1) Wazana, A. Physicians and the pharmaceutical industry: is a gift ever just a gift? Journal of American Medical Association 2000;283:373-380

2) 南部鶴彦, 島田直樹. 医療機関の薬剤購入における価格弾力性の推定. 医療経済研究 2000 ; 7 : 77-100

② 単行本の場合

1) 井伊雅子, 大日康史. 第 9 章 予防行動の分析. 医療サービス需要の経済分析. 日本経済新聞社. 2002 : 173-194

2) Organisation for Economics Co-operation and Development. A System of Health Accounts. Paris: OECD Publications, 2000.

③ 訳本の場合

1) Fuchs, V., 1991. National health insurance revisited. Health Affairs [Winter], 7-17. (江見康一・二木 立・権丈 善一訳『保健医療政策の将来』勁草書房, 1995, 245-261)

**6. 図表はそれぞれ通し番号を付し、表題を付け、出所を必ず明記してください。また、本文には入れ込みます、1 図、1 表ごとに別紙にまとめ、挿入箇所を本文中に指定してください。**

**7. 見出しに振る修飾数字・英字等は原則として以下の順序に従ってください。**

1. (1) ① (a) (ア) …

(2017 年 9 月 2 日 改定)



# 医療経済学会 入会申込書

## 【学会設立の趣旨】

医療経済学の研究者を広く糾合し、医療経済研究の活性化を図るべく、「医療経済学会」を設立する。この学会が医療経済学の研究成果発表の場として、広く研究者が交流する場となることで、その学問的成果に基づく政策や医療現場での実践が行われ、ひいては質の高い効率的な医療が提供されることを期待する。

年 月 日申込

入会希望の方は下記様式に記入の上、事務局までメール、FAX または郵送して下さい。

なお、入会申込書に記載いただいた個人情報は、当学会のご案内・ご連絡にのみ使用致します。

フリガナ		男 ・ 女	生年 月日	西暦	年	月	日
氏名							
会員の別		・普通会員					
		・学生会員（※） [大学名： [修了予定年月：					
所属先	名称		職名				
	住所	〒					
電話		FAX					
自宅住所	〒						
電話		FAX					
郵便物希望送付先（該当に○）		所属先・自宅					
E-mail							

（※） 学生会員は、大学、大学院またはこれに準ずる学校に在籍し、学士・修士・博士・専門職学位課程に在籍する者とします。学生会員を希望される方は、学生証コピーの提出をお願い致します。なお、所属が変更した場合は速やかに事務局宛にご連絡ください。

## 【主な活動】

研究大会の開催、学会誌「医療経済研究」の発行など

## 【学会年会費】

普通会員：年 10,000 円、学生会員：年 5,000 円

## 【入会の申し込みおよびお問合せは下記へ】

医療経済研究機構内 医療経済学会事務局

TEL 03-3506-8529 FAX 03-3506-8528

<https://www.ihep.jp> E-mail : gakkai@ihep.jp

---

<b>編集委員長</b>	野口 晴子	(早稲田大学政治経済学術院 教授)
<b>編集顧問</b>	池上 直己	(慶應義塾大学 名誉教授)
	西村 周三	(京都先端科学大学経済経営学部 教授／ 医療経済研究機構 特別相談役)
<b>編集委員</b>	菅原 琢磨	(法政大学経済学部 教授)
	杉山 雄大	(国立国際医療研究センター糖尿病情報センター医療政策研究室長／ 筑波大学医学医療系 教授)
	濱島 ちさと	(帝京大学医療技術学部看護学科保健政策分野 教授)
	福田 敬	(国立保健医療科学院保健医療経済評価研究センター センター長)
	安川 文朗	(横浜市立大学国際商学部 教授)
	康永 秀生	(東京大学大学院医学系研究科公共健康医学専攻 教授)
	山田 篤 裕	(慶應義塾大学経済学部 教授)

---

## 医療経済研究 Vol.34 No.2 2022

令和5年3月23日発行

編集・発行

**医療経済学会  
医療経済研究機構**

〒105-0001 東京都港区虎ノ門1-21-19

東急虎ノ門ビル3F

一般財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会内

TEL 03(3506)8529

FAX 03(3506)8528

医療経済研究機構ホームページ：<https://www.ihep.jp/>

医療経済学会ホームページ：<https://www.ihep.jp/jhea/>

制作

**株式会社 祥文社**

〒135-0034 東京都江東区永代2丁目35番1号

TEL 03(3642)1281(代)

本号ならびにバックナンバーについては医療経済学会ホームページよりPDFが閲覧可能です。  
また、会員の皆様には最新号を郵送いたします。

# Japanese Journal of Health Economics and Policy

Vol.34 No.2 2022

## Contents

### Prefatory Note

Inclusiveness for Economic Vitality	.....	<i>Yuichi Imanaka</i>	49
-------------------------------------	-------	-----------------------	----

### Special Contributed Article

Partial Identification in Health Economics and Medical Statistics	.....	<i>Tsunao Okumura</i>	51	
Recent Sharp Increases in Employees with Mental Disabilities and Changes in their Wage Structure: Evidence based on Blinder–Oaxaca Decomposition	.....	<i>Atsuhiro Yamada</i>	<i>Hiroko Araki</i>	69

### Research Note

Proposal of a drug cost reduction method based on pharmacist judgment -A case of metformin hydrochloride tablets-	.....	<i>Atsushi Ishimura</i>	<i>Aoi Kato</i>	<i>Yusuke Takizawa</i>	88
--	-------	-------------------------	-----------------	------------------------	----

<b>The 17<sup>th</sup> Annual Conference of JHEA (Keynote Speech &amp; Symposium Report)</b>	.....	96
--	-------	----

<b>Announcement of The 18<sup>th</sup> Annual Conference of JHEA</b>	.....	145
--	-------	-----

<b>Call for papers</b> <b>Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy</b>	.....	146
---	-------	-----

<b>Instructions to Authors/Manuscript Submission and Specifications</b>	.....	147
---	-------	-----



Japan Health Economics Association  
Institute for Health Economics and Policy