

最低賃金の引き上げが 子ども虐待に与える影響*

—— 意図せざる帰結 ——

石井美帆
北山天紀
Yan Yunkuan
中島 仁
吉永武史**

〈論文要旨〉

本研究では、日本において 2008 年に実施された最低賃金改革を自然実験として用い、最低賃金の引き上げが子ども虐待に及ぼす影響を分析した。近年、米国において、子ども虐待の防止を目指すアプローチとして最低賃金の引き上げが注目を集めており、その有効性は複数の実証研究で示されている。しかし、他国においてもこのアプローチが虐待防止に効果的であるかは定かでない。我々は、合成差分の差分法 (Synthetic difference-in-differences) を用いることによって、日本における最低賃金改革が、0～19 歳人口千人あたりの子ども虐待件数を平均約 1.4 件増加させたことを明らかにした。これは日本全体で年間平均約 17,000 件の増加に相当する。この結果は米国で得られたものとは対照的であり、最低賃金の引き上げが子ども虐待に及ぼす影響は、国ごとの社会的・経済的背景に依存することを示唆している。

* 2025 年 4 月 15 日原稿受付 2025 年 8 月 28 日掲載承認

本稿は、2024 年度早稲田商学学生懸賞論文において最優秀論文賞を受賞した論文であり、かつ所定の査読を経て早稲田商学に掲載が承認されたものである。

** 早稲田大学商学部所属

1. イントロダクション

子ども虐待とは、一般に、身体的虐待や心理的虐待、ネグレクトといった行為を指す。その詳細な定義は国ごとに異なるものの、総じて「子どもに対し、害、潜在的な害、または害の脅威をもたらす行為」と定義される (Gilbert et al., 2009)⁽¹⁾。OECD (2019) の報告によれば、毎年、高所得国の子どもの約4～16%が身体的虐待を、約10%が心理的虐待またはネグレクトを経験しているとされており⁽²⁾、子ども虐待は多くの国で日常的に発生している問題であるといえる。子ども虐待の影響は多岐にわたり、メンタルヘルスの悪化リスクや犯罪行為への関与リスクの増加、さらに子ども虐待の世代間伝播など、被虐待者となった子どものみならず社会全体に波及する (Herrenkohl and Herrenkohl, 2007; Currie and Tekin, 2006; OECD, 2019)。このような影響は高い社会的コストを伴うものである⁽³⁾ため、道徳的平等性の観点のみならず効率性の観点からも、子ども虐待の防止が望まれている (Berger and Waldfogel, 2011)。

子ども虐待の防止策としては、最低賃金政策に基づいたアプローチが米国で注目を集めている⁽⁴⁾。このアプローチは、子ども虐待の重要なリスク要因であると考えられている貧困 (Stith et al., 2009) を、最低賃金を引き上げることで改善し、結果として子ども虐待の発生を防ぐことを目指すものである。子ども虐待が高所得世帯よりも低所得世帯で多く観測されること (Stith et al., 2009)、そして米国の最低賃金労働者の多くが貧困層であること (Jardim et

(1) 本稿では、児童虐待の防止等に関する法律第2条で定義される児童虐待を、日本における子ども虐待として扱う。

(2) ただし、子ども虐待の定義やそれに対する制度が世界共通ではないため、国間での単純な比較はできないことに留意したい。

(3) 例えば、米国における子ども虐待の年間コストは1,038億ドルと推定されている (Wang and Holton, 2007)。

(4) メディアカバレッジの例としては、<https://imprintnews.org/news-2/new-research-links-increased-minimum-wage-reduced-child-maltreatment/28030> (2024/12/30 閲覧)。

al., 2018) を考慮すると、最低賃金を引き上げることで子ども虐待を防止するというアプローチには一定の妥当性があるといえる。実際に、このアプローチの有効性は複数の実証研究で示されており、例えば、最低賃金の上昇はネグレクト (Raissian and Bullinger, 2017) や体罰 (Schneider et al., 2022) の発生率減少につながるということが報告されている。

しかし、米国以外の国においても、最低賃金政策に基づいたアプローチが子ども虐待防止のための有効な政策手段となり得るかどうかは、以下の3点より必ずしも明らかではない。第一に、最低賃金労働者の多くが貧困層であるという状態は世界共通ではない。例えば、日本における最低賃金労働者の多くは家計の補助的な収入源となることを目的とする労働者であり (Kawaguchi and Mori, 2009)、最低賃金引き上げによる貧困改善効果の大きさが米国とは異なると考えられる。第二に、最低賃金の引き上げが雇用に対するネガティブショックとなれば、それは子ども虐待発生率の増加につながる可能性がある。最低賃金の引き上げが雇用に対するネガティブショックになるか否かは、労働市場の構造によって異なる。例えば、完全競争的な労働市場においては、均衡賃金よりも高い水準に最低賃金が設定されると失業や労働時間短縮が非自発的に発生する可能性がある。この変化による子ども虐待への影響が貧困改善効果を上回れば、子ども虐待発生率はむしろ増加してしまうかもしれない。一方で、買い手独占が存在する労働市場においては、最低賃金の引き上げにより雇用量が増加することもあり、この変化は貧困改善効果とともに子ども虐待発生率を減少させる可能性がある。第三に、最低賃金を引き上げることで子ども虐待を防止するというアプローチを分析した先行研究が、因果効果を識別できていない可能性がある。最低賃金の変動と子ども虐待発生率の変動はともに、経済状況や社会環境などの時間を通じて変化する地域的な要因と相関すると考えられる。しかし、これらの要因は観測不可能もしくは測定困難であるため、先行研究の結果に欠落変数バイアスが生じている可能性を否定することはできない。

以上の背景を踏まえ、本研究は、日本における2008年の最低賃金法改正法施行（以下、最低賃金改革）を自然実験として用いることで、最低賃金の引き上げが子ども虐待に及ぼす因果効果を検証することを目的とする。日本の地域別最低賃金は、中央最低賃金審議会（以下、中央審議会）により示される引き上げ額の目安を受けて、地方最低賃金審議会（以下、地方審議会）により審議され、決定される。2007年以前、最低賃金を決定する際は、地域ごとの生計費、賃金、通常の事業における賃金支払能力の3つの要素を考慮することとされていた。これに対し2008年以降は、これらの要素のうち生計費を評価する際は、生活保護に関する施策との整合性を考慮することが求められた（最低賃金法第9条第3項）。具体的には、一定の条件の下で最低賃金と生活保護水準を比較したときに、前者が後者を下回る都道府県は、乖離解消のために定めた期間でその乖離額を除いた値と引き上げ額の目安のうち高いほうの値を、地方審議会での審議の目安として使用することとされた。その結果、このような都道府県においては、経済状況に依存しない外生要因による最低賃金の引き上げが発生した。

本研究では、上述の状況に差分の差分法（Difference-in-differences：DID）および合成差分の差分法（Synthetic difference-in-differences：SDID）を適用することで、最低賃金改革が子ども虐待に与える処置効果を識別する。具体的には、最低賃金改革実施後初めて最低賃金の改定が行われた2008年時点で最低賃金が生活保護水準を下回っていた12都道府県（北海道・青森県・秋田県・宮城県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県・京都府・大阪府・兵庫県・広島県）を処置群、それ以外の都道府県を対照群とみなし、処置群に属する都道府県（以下、処置群都道府県）において最低賃金改革後に子ども虐待発生率に有意な変化が見られるかを分析する。

SDIDによる分析の結果、最低賃金改革によって処置群都道府県における0～19歳人口千人あたりの子ども虐待件数が、平均すると約1.4件増加したことが明らかになった。これは、日本全体で年間平均約17,000件の増加に相当する。

続いて、プラセボテストとイベントスタディ分析を実施したところ、各群における結果変数の事前トレンドが平行でないことを示唆する結果は得られなかった。したがって、本研究において処置効果の識別のために必要となるパラレルトレンドの仮定が成立している蓋然性は高いといえる。さらに、複数のロバストネステストを実施したところ、全ての分析において本研究の主要な結論と整合的な結果が得られた。

本研究の貢献は少なくとも2点ある。第一に、本研究は、最低賃金の引き上げが子ども虐待に与える影響に関する議論を、地域的観点から拡張するものである。数少ない先行研究によれば、最低賃金の引き上げは子ども虐待を減少させるか、もしくは子ども虐待に影響を及ぼさない (Raissian and Bullinger, 2017; Schneider et al., 2022)。しかし、これらの研究のほとんどは米国を対象としており、この帰結が他国においても成立するとは限らない。本研究は、日本において最低賃金が引き上げられると子ども虐待の発生率が増加することを明らかにし、最低賃金の引き上げが子ども虐待に与える影響は、国ごとの社会的・経済的背景に依存する可能性を示す。

第二に、本研究は、最低賃金が社会に及ぼす影響について、日本における従来の学術的研究とは異なる知見を提供する。最低賃金に関する日本の先行研究の多くは、雇用や所得といった直接的な帰結に焦点を当ててきた。近年、間接的な影響も注目され始めたものの (e.g., Mizushima and Noguchi, 2021)、子ども虐待をはじめとする労働者の周囲の人々への影響はほとんど分析されていない。本研究は、最低賃金の引き上げが子ども虐待に与える影響を分析することで、最低賃金研究に新たな観点を提供する。

2. 先行研究

2.1 最低賃金が雇用に与える影響

最低賃金の引き上げが雇用に与える影響については、欧米を中心に議論が続

いている。1990年代半ばまでは、最低賃金の引き上げは雇用を減少させるという見解が主流であった。しかし、必ずしも雇用減少がもたらされるわけではないという結果がCard and Krueger (1994)により示されたことで、この論争が活発化し、未だにコンセンサスが得られていない。

最低賃金の引き上げは、雇用に変動を生じさせる一因であるが、その変動の方向と程度は、労働市場の構造に依存する。一般に完全競争市場においては、均衡賃金よりも高い水準に最低賃金が設定されると、失業や労働時間短縮が非自発的に発生する可能性がある。一方、買い手独占が存在する労働市場においては、最低賃金の引き上げにより雇用が増加することも起こりうる。現実世界の労働市場の構造は完全競争と完全な買い手独占に二分できるわけではなく、それらの間に連続的に位置づけられる多様な構造が存在する。こうした市場構造において最低賃金が雇用に与える影響が異なることは、複数の研究で示されている (e.g., Aaronson and French, 2007; Azar et al., 2024)。

最低賃金の引き上げが雇用に対して影響を及ぼしていないことを示した実証研究としては、Cengiz et al. (2019) などがある。一方で、最低賃金の引き上げが雇用 (Meer and West, 2016) や労働時間 (Couch and Wittenburg, 2001) を減少させるという結果も報告されている。

2.2 雇用状況が子ども虐待に与える影響

前述のように、最低賃金の引き上げは雇用状況に変化をもたらす可能性がある。また、雇用状況と子ども虐待の間には強い関連が多く の先行研究で示されており (e.g., Raissian, 2015; Brown and De, 2018), この関連を説明する複数のメカニズムも指摘されている。よって、最低賃金の引き上げがもたらす雇用状況の変化は子ども虐待に影響を及ぼす可能性が高いと考えられる。

雇用状況の変化と子ども虐待の間には、以下のような要因が関与していると指摘されている。まず、雇用状況の非自発的な変化によって子どもと保護者が

一緒に過ごす時間が変化し、子ども虐待の発生率が変化する可能性がある。例えば、女性よりも男性のほうが暴力的な傾向を持つため、育児の分担を母親から父親にシフトさせるようなショックは子ども虐待の発生率を高めるかもしれない (Lindo et al., 2018)。また、子ども虐待を行う可能性が高い親戚や養育者と過ごす時間が長くなることで、子ども虐待の発生率が増加する可能性もある (Bullinger et al., 2021)。さらに、失業や労働時間短縮が起きた場合、子どもと保護者が家庭で過ごす時間が増えることでネグレクトの発生率は減少するかもしれないが、身体的・性的・心理的虐待の発生率は増加するかもしれない (Lindo et al., 2018)。

また、子ども虐待の発生率を高める要因としては社会的孤立も挙げられる (犬塚, 2016)。日本財団ジャーナル (2024) と花野 (2000) によれば、失業に伴う自己否定感やストレスから、失業者は親や友人と一時的に距離を置くようになり、家庭内で問題が発生した際に周囲に相談したり助けを求めたりすることができない傾向がある。それゆえに、失業者は家庭内の問題を内向的に抱え込むようになり、これは子ども虐待の発生率を高める可能性がある。加えて、子ども虐待の発生率を高める要因として、失業した保護者が引きこもり状態となり、地域コミュニティや支援機関からの援助を拒否することも挙げられる (安部, 2012; 千賀, 2014)。つまり、最低賃金引き上げが失業をもたらす場合、これらのメカニズムを通じて、子ども虐待の発生率が増加する可能性がある。

さらに、雇用状況の変化だけでなく、それにより生じる所得の変動も子ども虐待に影響を与えると考えられる。最低賃金の引き上げによって雇用状況が変化すれば、所得にも変動が生じる可能性がある。例えば、最低賃金の引き上げによって失業や労働時間短縮に直面する場合、その労働者の所得は減少する。一方で、雇用状況が変わらない場合、所得は増加するか変化しない。所得と子ども虐待の間には、以下のようなメカニズムが指摘されている。まず、低所得世帯では、食料や住居、衣類、医療といった子どもに必要な基本的資源を十分

に提供することが難しく、結果として、ネグレクトと見なされる状況が発生しうる (Berger and Waldfogel, 2011)。また、低所得であることで心理的余裕が失われ、保護者のストレス増加や抑うつが引き起こされれば、弱者である子どもが攻撃されやすくなる可能性がある (Conger et al., 2002)。さらに、低所得の保護者は、子どもへの投資から得られる将来的な見返りを低く見積もるためそのような投資を抑制する傾向にあり、その過小投資がネグレクトとして表出するというシナリオも考えられる (Berger and Waldfogel, 2011)。つまり、所得の増加 (減少) は上記のようなメカニズムによって子ども虐待の発生率を減少 (増加) させる可能性がある。

実証研究では、最低賃金の引き上げが所得の増加を通じて子ども虐待の発生率を減少させることが報告されている (e.g., Schneider et al., 2022; Raissian and Bullinger, 2017)。ただし、最低賃金の引き上げが子ども虐待に及ぼす影響を扱った研究は多くなく、その数少ない研究のほとんどが米国を対象としている。さらに、最低賃金の決定プロセスに起因する内生性の問題が十分に考慮されていないことで、因果効果を識別できていない可能性もあり、これらの研究で示された帰結が他国においても成立するかどうかは定かでない。

3. 最低賃金制度

日本の最低賃金制度は、1959年に法定化され、労働者について「賃金の最低額を保障することにより、労働条件の改善を図り、もつて、労働者の生活の安定、労働力の質的向上及び事業の公正な競争の確保に資するとともに、国民経済の健全な発展に寄与すること」(最低賃金法第1条)を目的としている。この目的の下、都道府県が定めほとんどの労働者に適用される地域別最低賃金は、以下の2段階のプロセスで決定される。まず、中央審議会(厚生労働省の諮問機関)が、47都道府県を相対的な経済力⁽⁵⁾に応じてAランクからDラン

(5) 県民所得や消費支出などから算出されるスコアが、経済力の指標として使用される。

クまでに大別し、ランクごとに引き上げ額の目安を提示する。次に、中央審議会の答申を受けて、地方審議会が、地域の実情を考慮し、独自の最低賃金を審議・決定する。

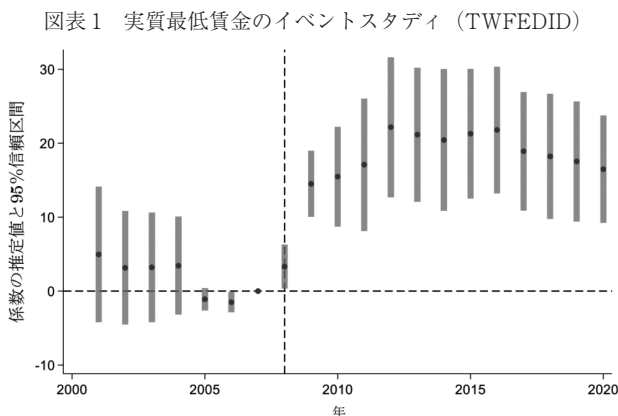
2007年以前は、地域ごとの生計費、賃金、通常の事業における賃金支払能力の3つの要素に基づき最低賃金が検討されていた（最低賃金法第9条第2項）。しかし、最低賃金（に1か月の労働時間をかけた値）が（1か月あたりの）生活保護費を下回る「逆転現象」が問題視され、これを解消するために2008年の最低賃金改革で、生計費を評価する際は、生活保護に関する施策との整合性を考慮することが求められるようになった。具体的には、最低賃金労働者の推定税引き後月収が、単身世帯の生活保護による推定収入（いわゆる生活資金）と同等以上であることを要求する新たな基準（以下、新基準）が導入され、最低賃金の審議プロセスにおいて最も優先的に考慮することとされた。新基準を満たした都道府県では、2008年以降も従来 of 2段階のプロセスに従って最低賃金を決定した。一方で、新基準を満たさなかった都道府県については、生活保護水準への引き上げを優先させることが義務付けられ、その差額を埋めるために原則として2～3年の解消期間が設定された。これらの都道府県では、最低賃金と生活保護水準の乖離額を解消期間で除して得た値と、ランクごとの引き上げ額の目安を比較し、大きいほうの値を、地方審議会での審議の目安として使用することが求められた。

本研究における「処置」とは、この「一定期間のうちに、最低賃金と生活保護水準の乖離を解消しなければならない」という「義務」であり、この義務は、新基準を満たしていない都道府県に対し経済状況とは外生的な最低賃金の引き上げを発生させた。2008年時点で新基準を満たしていなかった都道府県は12カ所（北海道・青森県・秋田県・宮城県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県・京都府・大阪府・兵庫県・広島県）あり、この12都道府県が新基準を満たすまでに最長で7年を要した。つまり、2014年の最低賃金改定にて、全都道府

県において最低賃金と生活保護水準の乖離が解消された⁽⁶⁾。

この「処置」を外生的な最低賃金の引き上げとして解釈する（換言すれば、最低賃金改革を最低賃金引き上げの自然実験として用いる）ためには、処置群において最低賃金改革以降に対照群よりも大きな額の最低賃金引き上げが生じていたという条件が満たされている必要がある。これは、対照群が最低賃金改革とは独立に経済状況に従って最低賃金の引き上げを行った結果、対照群の最低賃金引き上げ額が処置群のそれと等しくなっている可能性があり、この場合、処置群における最低賃金の引き上げが「義務」によるものとは考えられないためである。

この前提条件の妥当性を確認するため、消費者物価指数で実質化した最低賃金を結果変数、12都道府県を処置群、それ以外を対照群としてイベントスタディ分析を実施した。図表1はその結果を示しており、最低賃金改革により、



(注) 黒い点は係数の推定値、灰色の帯は95%信頼区間を示している。

(6) 最低賃金改革以降、これらの12都道府県以外で、最低賃金が生活保護水準を下回ったケースはない。

処置群の最低賃金が統計的に有意に高くなっている（対照群よりも大きく引き上げられている）ことがわかる。このことは、最低賃金改革を最低賃金引き上げの自然実験として用いることの妥当性を示している⁽⁷⁾。

4. 分析手法とデータ

4.1 実証戦略

本研究では、最低賃金改革が子ども虐待に与える影響を Two way fixed effect difference-in-differences（以下 TWFEDID）を用いて分析する。推定式は以下の通りである。

$$abuse_{it} = \delta D_{it} + \alpha_i + \beta_t + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、添字 i は都道府県、 t は年を表し、 $abuse_{it}$ は 0～19 歳人口千人あたりの子ども虐待報告件数（虐待発生率）⁽⁸⁾⁽⁹⁾、 α_i は都道府県固定効果、 β_t は年固定効果、 \mathbf{X}_{it} は共変量ベクトル⁽¹⁰⁾である。また、処置変数である D_{it} は、処置後

(7) 最低賃金政策の効果を分析する際の内生性（経済状況の良い地域で最低賃金が上がりがやすいという政策の内生性）の問題に対処するために、最低賃金改革による外生的な最低賃金の引き上げは、自然実験としていくつかの先行研究（Okudaira et al., 2019; Kawaguchi and Mori, 2021）で用いられている。

(8) 虐待報告件数には、発生件数に対して計測誤差が生じていることが想定される。この計測誤差のうち時間を通じて一定である部分は都道府県固定効果によって吸収される。同様に、都道府県を通じて一定である部分は、年固定効果によって吸収される。したがって、計測誤差が都道府県を通じて、または時間を通じて一定ならば、式(1)によって推定される処置効果に計測誤差によるバイアスは生じない。

(9) 日本における子ども虐待は 18 歳未満の者に対して定義されるが、データ制約により 1 歳刻みの人口データを使用することはできないため、0～19 歳人口を使用した。0～14 歳人口を使用した場合も ATT の推定値は正で有意であった。

(10) Raissian and Bullinger (2017) と Rochford et al. (2024) を参考に、共変量には 15～19 歳出生率、人口比年齢別割合（5 歳階級）、平均婚姻年齢、失業率を使用する。人口比年齢別割合は、地域レベルの政策意思決定を通じて虐待発生率の変化に影響するかもしれない。また、婚姻年齢が低い人ほど、若い段階で保護者になる確率は高まると考えられる。このとき、若年層のほうが育児の経済的負担が大きかったり社会的に孤立しやすかったりするならば、平均婚姻年齢はこれらを通じて虐待発生率の変化に影響を与える可能性がある。

期間に処置群都道府県で1をとるダミー変数である。

処置群と処置後期間はそれぞれ次のように定義する。2008年時点で新基準を満たしていなかった（つまり、最低賃金が生活保護水準を下回っていた）12都道府県を処置群、2009年以降を処置後期間とする。処置後期間は、各都道府県で2008年10月・11月に初めて、最低賃金改革で導入された新基準を含むプロセスに従って最低賃金の改定がなされたことを踏まえて設定した。式(1)の推定の際、標準誤差は各都道府県をグループとするクラスター標準誤差を使用する。「処置が無かったという反実仮想下における処置群の結果変数の変動が、対照群における結果変数の変動と等しい」というパラレルトレンドの仮定が成立していれば、上記の実証戦略によって処置群における平均処置効果(Average treatment effect on the treated, 以下 ATT)を、TWFEDID推定量により推定することが可能である。

しかし、パラレルトレンドの仮定が満たされない場合、TWFEDID推定量の推定対象はATTにはならない。そこで本研究は、TWFEDID推定量に加えてSDID推定量を使った分析も行う。TWFEDID推定量とSDID推定量の違いは、データに対する重みのかけ方にある。TWFEDID推定量は、データを処置前期間における処置群と対照群、処置後期間における処置群と対照群の4カテゴリーに分類したときに、各カテゴリーに属するデータに対してそれぞれ同一の重みをかける。一方SDID推定量は、対照群に属する都道府県と処置前の時点のデータに対して、TWFEDID推定量のようにそれぞれ同一の重みをかけるという制約はない。換言すれば、SDID推定量では、これらのデータに対してそれぞれ異なる重みをかけることが許容される。これは、加重平均を考慮することで、パラレルトレンドの仮定が満たされる蓋然性を高めることを目的としている。具体的には、都道府県に対する重みは、処置前期間における虐待発生率の変動が、対照群の加重平均と処置群の平均でほぼ等しくなるように選択される。そして、時点に対する重みは、対照群に属する各都道府県の虐待

発生率について、処置前期間の加重平均と処置後期間における平均が一定の条件の下でほぼ等しくなるように選択される。

SDID 推定量 ($\hat{\delta}^{SDID}$) は、式(2)で示される最小化問題を解くことで得られる：

$$(\hat{\delta}^{SDID}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \arg \min_{\delta, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (abuse_{it} - \alpha_i - \beta_t - D_{it}\delta)^2 \hat{\omega}_i \hat{\lambda}_t \right\} \quad (2)$$

ここで、 $\hat{\omega}_i$ は都道府県 i に対する重み、 $\hat{\lambda}_t$ は年 t に対する重みを表す⁽¹¹⁾⁽¹²⁾。共変量を含めた推定の際は Kranz (2022) において提案された方法を用いる。また、標準誤差の計算には、Arkhangelsky et al. (2021) において提案されたブラスセボ法（試行回数 500 回）を用いる。

4.2 データと記述統計

本研究で用いる最低賃金に関する情報は、厚生労働省の報道発表資料に記載される地域別最低賃金の答申状況の項目より取得した。同資料には、中央審議会により提示された引き上げ額の目安に基づいて各地方審議会が決定した最低賃金と、中央審議会が振り分けた各都道府県のランク（A～D ランク）が記載されている。本研究では、日本全体を対象とする分析に加えて、2008 年時点でのランクごとの分析も行う。

本研究では、結果変数として各都道府県の虐待発生率（0～19 歳人口千人あたりの虐待報告件数）を用いる。この変数の分子となる虐待報告件数には、『福祉行政報告例』（厚生労働省）の児童福祉項目に記載されている、児童相談所へ寄せられた虐待の相談のうち指導や措置が行われたものの件数を用いる。ま

(11) $\hat{\omega}_i$ と $\hat{\lambda}_t$ の推定方法は Arkhangelsky et al. (2021) を参照。

(12) 各重みを導入した場合も、TWFEDID と同様、虐待報告件数と虐待発生件数の間の計測誤差によるバイアスは発生しない。

た、分母である人口のデータは『人口推計』（総務省）より取得した。

共変量としては、15～19歳出生率（15～19歳出生数/15～19歳女性人口）、人口比年齢別割合（5歳ごと年齢人口/人口）、平均婚姻年齢、失業率を用いる。出生率は、『人口動態調査』（厚生労働省）から母親の年齢（5歳階級）ごとの出生数を取得し算出した。また、人口比年齢別割合は『人口推計』（総務省）に基づき算出した。そして、平均婚姻年齢は『人口動態調査』（厚生労働省）から、失業率は『労働力調査』（総務省）の年報から取得した。

上述の変数について、1997年から2020年までの24年間にわたる都道府県レベルのパネルデータを構築し分析に用いる。変数ごとに期間区分が異なるが、本研究ではこれを区別せずに分析を行う。また、SDIDによる分析ではバランスしているパネルデータが求められるため、欠損のある福島県を除いた46都道府県を本研究のサンプルとする。

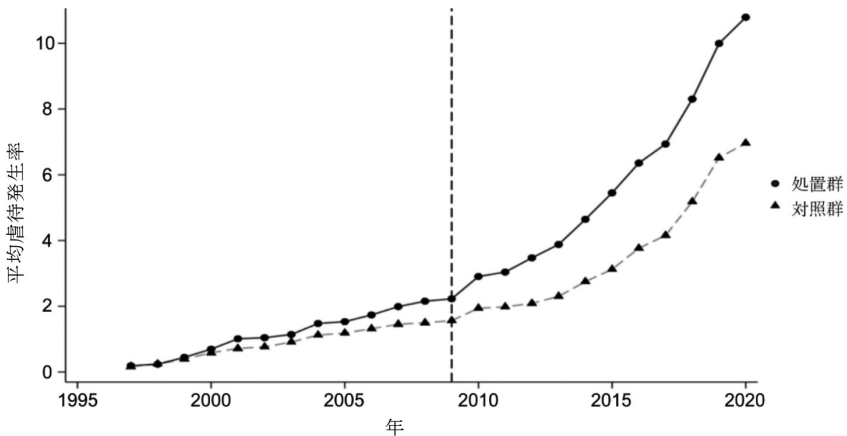
図表2は、処置前期間、つまり1997年から2008年について変数の記述統計量を群ごとに示している。虐待発生率は、処置前においては、処置群が対照群に比べ0.3件（0～19歳人口千人あたり）高い。また、共変量については、失業率が処置群のほうが高いが、それ以外は処置群と対照群でおおむね同じ水準である。図表3は各群における平均虐待発生率の時系列プロットである。このグラフから、虐待発生率は増加傾向にあること、そして、処置前期間における変化の仕方は両群で大きな差は見られないものの、処置を受けた直後の2009年頃から処置群が対照群と比べてより大きく増加していることがわかる。

図表2 処置前期間（1997～2008年）の記述統計

	処置群					対照群				
	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
虐待発生率	144	1.137	.777	.074	3.564	408	.876	.593	.021	2.856
15～19歳出生率	144	5.076	1.100	2.659	7.437	408	5.369	1.675	2.481	14.553
15～19歳割合	144	.055	.006	.044	.070	408	.057	.006	.040	.075
20～24歳割合	144	.065	.011	.042	.092	408	.057	.008	.043	.084
25～29歳割合	144	.071	.012	.047	.096	408	.063	.008	.048	.088
30～34歳割合	144	.073	.010	.051	.091	408	.064	.007	.049	.086
35～39歳割合	144	.067	.008	.053	.089	408	.061	.005	.051	.083
40～44歳割合	144	.063	.004	.055	.078	408	.061	.004	.052	.076
45～49歳割合	144	.067	.009	.054	.090	408	.069	.008	.055	.089
50～54歳割合	144	.074	.009	.054	.091	408	.074	.008	.046	.094
55～59歳割合	144	.074	.008	.057	.090	408	.071	.010	.041	.093
60～64歳割合	144	.065	.005	.056	.075	408	.063	.005	.040	.078
65歳以上割合	144	.185	.035	.110	.283	408	.212	.031	.126	.288
平均婚姻年齢	144	27.515	.800	26.1	29.6	408	27.121	.637	25.7	28.7
失業率	144	4.874	.960	2.9	7.7	408	3.890	1.069	1.7	8.4

(注) 虐待発生率は、0～19歳人口千人あたりの報告件数を表している。

図表3 平均虐待発生率の推移



5. 推定結果

5.1 処置群全体の推定結果

図表4の列1(列3)は、式(1)(式(2))のモデルで示されたTWFEDID推定(SDID推定)を実施した結果である。いずれの推定方法でも、ATTの推定値は正で、1%水準で統計的に有意であった。TWFEDIDによる推定値(列1)によれば、最低賃金改革による最低賃金の引き上げで、処置群における0~19歳人口千人あたりの子ども虐待件数は平均して1.86件増加している。これは、処置群都道府県の処置前期間における0~19歳人口が平均102万人であることから、年・県あたり平均して約1,900件(処置前の虐待発生件数と比較すると約157%⁽¹³⁾)の増加を意味する。SDIDによる推定値(列3)は、これよりも小さい増加(約1,420件)を示しているが、それでも処置前の虐待発生件数と比較すると約117%の増加に相当する。これらの推定値は、最低賃金改革による最低賃金の引き上げが子ども虐待件数を政策的に無視できない大きさで増加させたことを示している。

図表4 TWFEDIDとSDIDの推定結果

	TWFEDID		SDID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
D	1.855*** (.519)	.745** (.337)	1.386*** (.337)	1.138*** (.376)
共変量	N	Y	N	Y
観測数	1104	1104	1104	1104

(注) 絶対値が1未満の場合、一の位の0は省略している。TWFEDID(SDID)の場合、括弧内の数値はクラスター標準誤差(プラセボ法による標準誤差)である。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることをそれぞれ示している。

(13) ATTの推定値と、処置群都道府県の処置前期間における0~19歳人口(千人)の平均の積を、処置前期間の処置群における虐待発生件数の平均1,213件で除することで算出した。

列2と4は共変量を含めたモデルの推定結果である。ATTの推定値は正で有意であるが、共変量を考慮しない場合よりも小さくなった。ただし、処置の影響を受ける共変量は、モデルに含めることで推定量がバイアスしてしまうことが知られている（Angrist and Pischke, 2009）。したがって、共変量を含めたモデルの推定結果については注意して解釈する必要がある。

以上の結果をまとめると、推定方法と共変量の有無にかかわらず、ATTの推定値は正で統計的に有意である。つまり、最低賃金改革による最低賃金の引き上げが、処置群都道府県の子ども虐待件数を平均的に増加させたことが明らかになった。また、ATTの推定値は、処置群都道府県において生活保護水準と最低賃金に乖離がなかったという反実仮想に比べて、子ども虐待件数が年・県あたり平均して0.75~1.85件（0~19歳人口千人あたり）増加したことを示している。

5.2 ロバストネスチェック

5.2.1 プラセボテスト

TWFEDIDおよびSDIDによる推定値をATTとして解釈するためには、パラレルトレンドの仮定が満たされている必要がある。しかしこの仮定は、反実仮想を含むため直接的に検証することはできない。よって、処置群と対照群の処置前トレンド（以下、事前トレンド）が平行であるかどうかを代替的に検証する。この目的のために、最低賃金改革以前（1997~2008年）のデータのみを使用して、2003年を偽の処置タイミングとしたプラセボテストを実施する。このテストでは、偽の処置変数として、処置群かつ2003~2008年の期間なら1を取るダミー変数 $placebo_{it}$ を作成し、式(1)と(2)の処置変数 D_{it} を $placebo_{it}$ に置き換えて推定を行う。 $placebo_{it}$ の係数が統計的に有意ならば、事前トレンドが平行でないことが示唆され、パラレルトレンド仮定の妥当性に問題が生じることになる。

図表5はプラセボテストの結果である。全てのモデルにおいて $placebo_{it}$ の係数は統計的に有意ではなく、事前トレンドが平行であることを否定しない結

果が得られた。

図表5 プラセボテストの結果

	TWFEDID		SDID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
placebo	.282 (.129)	.160 (.132)	.066 (.129)	.075 (.133)
共変量	N	Y	N	Y
観測数	552	552	552	552

(注) 絶対値が1未満の場合、一の位の0は省略している。TWFEDID (SDID) の場合、括弧内の数値はクラスター標準誤差 (プラセボ法による標準誤差) である。*** は1%水準, ** は5%水準, * は10%水準で有意であることをそれぞれ示している。

5.2.2 イベントスタディ

パラレルトレンドの仮定の妥当性をさらに検証するために、ここではイベントスタディを行う。TWFEDID の場合は、処置の1期間前 (2008年) を基準年とし各期における処置効果を以下の回帰式を用いて推定する。

$$abuse_{it} = \alpha_i + \beta_t + \sum_{k \neq -1} 1[K_{it} = k] \delta_k + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

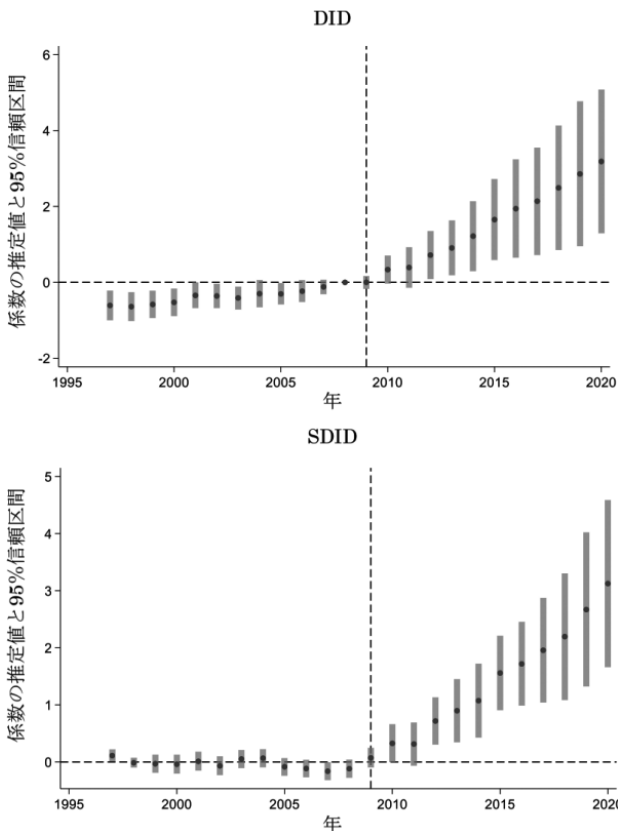
ここで、 k は最低賃金改革が実施されてからの経過年数を表すインデックス (例: $k = -12$ は処置の12期間前すなわち1997年, $k = 11$ は処置の11期間後すなわち2020年), $1[K_{it} = k]$ は処置群が処置を受けてから k 年目の場合に1をとるダミー変数, また δ_k は処置を受けてから k 年目の処置効果を表すパラメータである。SDID の場合は、 $\hat{\omega}_i$ で重み付けされた対照群と処置群を用いて、 $\hat{\lambda}_i$ で重み付けられた処置前期間を基準に、各期における処置効果を推定する。

図表6はTWFEDIDとSDIDによる各期の $\delta_k (k = -12, \dots, 11)$ の推定値とその95%信頼区間をプロットしたものである。この図が示すように、TWFEDID推定では2003年以前の δ_k の推定値がゼロと統計的に有意に異なる。この結果は、TWFEDID推定においては、事前トレンドが平行でない可能性があるこ

とを示唆している。一方、SDID 推定では、1997年と2007年を除く全ての処置前期間で、 δ_k の推定値の信頼区間が0を跨いでいる。これは、SDID 推定において、処置群と対照群の事前トレンドが概ね平行であることを示している。

イベントスタディと前節のプラセボテストの結果は、SDID のセッティングにおいて、事前トレンドは概ね平行であり、パラレルトレンドの仮定が満たされている蓋然性が高いことを示唆している。よって、これ以降の分析はSDID を用いて実施する。

図表6 イベントスタディ (TWFEDID・SDID)



5.2.3 サンプル期間の短縮

本研究における処置とは、最低賃金が生活保護水準を下回っていた都道府県に課された、一定期間のうちにその乖離を解消しなければならないという義務である。処置群都道府県はこの義務に従い最低賃金を引き上げ、3章で説明したように、2014年の最低賃金改定時に全ての都道府県で乖離が解消されている。言い換えると、全ての処置群都道府県が2014年には義務を果たしていることになる。よって、2014年より後の期間で処置の効果があるとすれば、それは2014年以前の最低賃金引き上げの効果が持続しているということになる。

実際、前節のイベントスタディの結果（2014年より後の処置効果も正で有意）は、2014年以前の最低賃金引き上げの効果が2014年より後も持続していることと整合的といえる。しかし、前節の結果は、2014年より後に、何らかの政策変更や社会・経済的変動が処置群都道府県のみに関わり、それが虐待発生率に影響を与えていたこととも整合的である。後者のほうが正しい場合、5.1節の式(1)、(2)の推定により得られたATTの推定値にはバイアスが生じていることになる。

この可能性を排除するため、ここではサンプル期間の最終年を2014年、2015年または2016年までに限定し、SDIDに基づきATTの推定を行った。図表7が示すように、全てのモデルにおいて、ATTの推定値は正で統計的に有意であった。したがって、本研究の「最低賃金改革による最低賃金の引き上げが処置群の虐待発生率に正の因果効果を持つ」という分析結果は、サンプル期間の最終年の設定に対して頑健であるといえる。ただし、ATTの推定値は2020年をサンプル期間の最終年とした図表4のものよりも小さくなった。つまり、図表4のATTの推定値は、2014年以降に起きた何らかのイベントの影響をも捉えていた可能性がある。

図表7 推定結果（サンプル期間短縮）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
サンプル期間	～2014	～2014	～2015	～2015	～2016	～2016
D	.539*** (.199)	.414* (.216)	.675*** (.219)	.522** (.237)	.809*** (.234)	.595** (.252)
共変量	N	Y	N	Y	N	Y
観測数	828	828	874	874	920	920

(注) 絶対値が1未満の場合、一の位の0は省略している。括弧内の数値はプラセボ法による標準誤差である。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることをそれぞれ示している。

5.2.4 処置のスピルオーバー

一般的に、処置効果を識別するためには、ある個体の潜在アウトカムが、他の個体の処置の影響を受けないこと（Stable unit treatment value assumption, 以下 SUTVA）が要求されており、本研究においてもそれは例外ではない。しかし、本研究の文脈で SUTVA が満たされないシナリオはいくつか考えられる。例えば、最低賃金改革により、処置群に隣接する県から処置群都道府県に貧困層が流入し、それに伴い隣接県での虐待発生率が減少するというシナリオである。この場合、処置効果は過大に推定されてしまう。また、最低賃金改革により、隣接県から処置群都道府県への通勤者が増加する可能性もある。通勤時間が以前に比べて長くなれば、ストレスが増加し、その結果、隣接県での虐待発生率が増加するかもしれない。この場合は処置効果が過小に推定される。

ここでは、このような SUTVA が満たされないことによって生じるバイアスの可能性を考慮し、2つの分析を行う。まず、隣接県を対照群から除外して式(2)で示された SDID 推定を再実施する。もし ATT の推定値が今までのものと大きく異なるのであれば、今までに得られた結果には SUTVA が満たされないことによるバイアスが発生していた可能性が示唆される。次に、隣接県を処置群、処置群都道府県と隣接県以外の県を対照群と設定し、式(2)で示された SDID 推定を再実施する。もし、この推定による ATT の推定値が統計的

に有意でないなら、隣接県に処置のスピルオーバーは発生していないことがわかる。

これらの推定結果を図表8に示す。隣接県を除外した場合のATTの推定値(列1と2)は正で有意であった。また、列1(列2)の推定値の95%信頼区間[0.507, 1.944]([0.454, 2.737])は、図表4の列3(列4)に示すももとのATTの推定値の95%信頼区間[0.725, 2.047]([0.402, 1.874])と一部が重なり合っており、隣接県を対照群に含める場合と対照群から除く場合の結果は、統計的に有意に異なるわけでないということが示唆された。一方、隣接県を処置群とした場合のATTの推定値(列3と4)は統計的に有意ではなかった。以上の分析により、本研究の結果は、処置群と隣接県の間的人口流動や通勤パターンの変化により得られたというわけではないことが明らかになった。

図表8 SUTVAの確認

	隣接県を除外		隣接県を処置群扱い	
	(1)	(2)	(3)	(4)
D	1.225*** (.367)	1.596*** (.582)	-236 (.792)	-350 (.451)
共変量	N	Y	N	Y
観測数	744	744	816	816

(注) 絶対値が1未満の場合、一の位の0は省略している。括弧内の数値はプラセボ法による標準誤差である。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることをそれぞれ示している。

5.2.5 児童相談所設置数と虐待発生率の関係

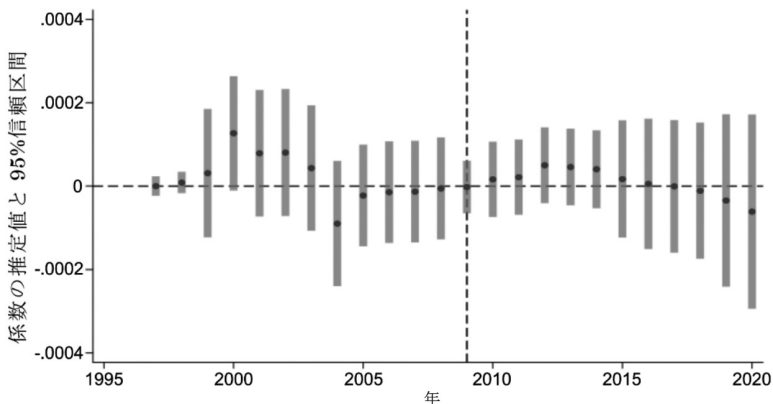
本研究が分析で使用した虐待発生率変数は、児童相談所における虐待報告件数に基づき作成されている。よって、子ども虐待がより報告されるようになれば、実際の虐待発生率は変化していなくても虐待発生率変数の取る値は大きくなる。このようなことを生じさせる要因として児童相談所設置数の増加が考えられる。児童相談所設置数が増加すれば報告コスト(例えば、児童相談所との

やり取りに伴う時間と労力)が減少し、それに伴い報告件数が増加するかもしれない。

特に処置後期間に処置群においてのみ児童相談所設置数が増加していた場合、この可能性は本研究の結果を脅かすことになる。なぜなら、これまでに観察された虐待発生率の増加は、最低賃金改革とは無関係に、単に児童相談所設置数の増加によってもたらされていたというシナリオとも整合的だからである。

そこで、処置後期間に処置群においてのみ児童相談所設置数が増加しているかどうかを検証した。図表9は、人口千人あたりの児童相談所設置数を結果変数としたSDIDによるイベントスタディ(処置のタイミング、処置群、対照群の設定はこれまでの分析と同じ)の結果を示したものである。この図から、全ての期間においてATTの推定値の95%信頼区間は0を跨いでいることが明らかであり、処置後期間に処置群においてのみ児童相談所設置数が増加しているということはないことがわかる。よって、「これまでの分析で得られた結果は処置群における児童相談所設置数の増加によるもの」という説明は、妥当性を持たないことが示された。

図表9 児童相談所設置数のイベントスタディ (SDID)



(注) 黒い点は係数の推定値、灰色の帯は95%信頼区間を示している。

6. 追加分析

これまでの分析は処置群都道府県全てを対象とした ATT に着目してきた。しかし、最低賃金改革が子ども虐待に及ぼす影響は地域間で異なる可能性がある。言い換えれば、処置群全体を対象とした ATT が正であったとしても、それは全ての処置群都道府県において最低賃金改革が虐待発生率を増加させたことを意味するわけではない。

処置効果の地域差を明らかにすることは、政策立案に対して重要である。なぜなら、最低賃金改革により虐待発生率が増加した地域とそうでない地域を特定することで、より効果的な政策介入が可能となるからである。したがって、ここでは地域別の処置効果を明らかにすることを目的として追加分析を行った。具体的には、中央審議会が設定するランク（2008年時点）に基づいて処置群を4つに分類し、ランクごとの ATT を推定した。各処置群都道府県が属するランクは図表10に示している。

図表10 処置群都道府県が属するランク（2008年）

ランク	都道府県
A	千葉県・東京都・神奈川県・大阪府
B	埼玉県・京都府・兵庫県・広島県
C	北海道・宮城県
D	青森県・秋田県

図表11はSDIDの推定結果をランクごとに示している。AランクとBランクに関しては、最低賃金改革が処置群の虐待発生率を増加させたことが明らかになった ($p < .01$)。具体的には、Aランクの処置群（千葉県・東京都・神奈川県・大阪府）で0～19歳人口千人あたりの子ども虐待件数が平均2.65件増加し、これは処置群全体の結果のおよそ2倍に相当する。Bランクの処置群（埼玉県・京都府・兵庫県・広島県）では、平均1.53件の増加が観察され、これ

も処置群全体を対象とした ATT より大きい。さらに、列 2 と 4 から、5.1 節で得られた推定結果と同様に、共変量を含めたモデルではランク別 ATT の推定値が小さくなるのがわかる。一方で、C、D ランクの ATT は共変量の有無にかかわらず統計的に有意ではなかった（列 5～8）。以上の結果から、最低賃金改革が虐待発生率に与える影響は、経済状況が比較的良好な都道府県でのみ顕著であったといえる。

図表 11 ランク別の推定結果

	A ランク		B ランク		C ランク		D ランク	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
D	2.653*** (.523)	2.469*** (.573)	1.527*** (.522)	1.206** (.573)	-.208 (.733)	-.095 (.794)	-.025 (.733)	-.403 (.794)
共変量	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
観測数	912	912	912	912	864	864	864	864

(注) 絶対値が 1 未満の場合、一の位の 0 は省略している。括弧内の数値はプラセボ法による標準誤差である。*** は 1%水準、** は 5%水準、* は 10%水準で有意であることをそれぞれ示している。

このような結果が得られた理由の一つには、雇用流動性の違いが考えられる。C ランクと D ランク、つまり経済状況が比較的に悪い県では、雇用の流動性が低く、労働者が同じ職場で長期間働く傾向があるかもしれない。こうした硬直的な雇用構造下においては、最低賃金が引き上げられても雇用の不安定化につながりにくいことで、家庭の経済的ストレスが増加せず、虐待発生率の増加にもつながらなかった可能性がある。また、この結果は、A、B ランクの処置群における最低賃金の引き上げ額のほうが、C、D ランクの処置群における引き上げ額よりも大きい傾向にあることで生じているという説明とも整合的である⁽¹⁴⁾。

(14) 例えば、2008 年の処置群都道府県における平均引き上げ額は、A ランクから D ランクの順に、22.75 円、16.5 円、13.5 円、11 円であった。

7. 結論

本研究では、日本における2008年の最低賃金改革を自然実験として用い、最低賃金の引き上げが子ども虐待に与える影響を分析した。その結果、最低賃金の引き上げが子ども虐待件数を増加させる可能性が示された。この結果は、最低賃金の引き上げが子ども虐待件数の減少につながるとした米国の先行研究の結果とは対照的である。

この日米間の結果の相違は、最低賃金の引き上げが2つの相反する効果、つまり貧困を改善する正の効果と失業や労働時間短縮を引き起こす負の効果を持つことにより説明できる。前者は、貧困という子ども虐待のリスク要因を改善することで、子ども虐待件数を減少させる方向にはたらく。一方、後者は、失業や労働時間短縮を通じて貧困を悪化させ（または雇用状況を不安定化させ）、子ども虐待件数を増加させる方向にはたらく。日米間の結果の相違は、これら2つの効果の相対的な大きさが異なることに起因すると考えられる。具体的には、米国では所得増加の効果が雇用減少の効果を上回る一方、日本では雇用減少の効果が所得増加の効果を上回った可能性がある。

これらの効果の大きさに違いを生む要因としては、両国における最低賃金労働者の属性の違いが挙げられるかもしれない。米国では、最低賃金労働者の多くが貧困層に属している (Jardim et al., 2018)。そのため、最低賃金の引き上げが最低賃金労働者の収入を直接的に増加させることで、貧困改善効果が強く発揮されると考えられる。一方、日本では最低賃金労働者の多くが、家計の補助的収入を得ることを目的としており、必ずしも貧困層ではない (Kawaguchi and Mori, 2009)。こうした状況下では、最低賃金引き上げによる貧困改善効果が限定的であり、失業や労働時間短縮といった負の効果が相対的に大きく現れる可能性がある。このように、最低賃金の引き上げが子ども虐待に与える影響が、国ごとの社会的・経済的背景に大きく依存する可能性があることを指摘

できたことは、本研究の貢献といえる。さらに、本研究は政策立案者にとっても重要なインプリケーションを提供する。近年、世界各国で最低賃金の引き上げが実施されている。本研究の結果は、こうした最低賃金引き上げの際には、並行して子ども虐待防止策を強化することの重要性を示唆している。

最後に本研究の限界について触れておく。第一に、本研究で使用した子ども虐待件数は、報告・相談件数に基づいており、実際の発生件数を完全には反映していない可能性がある。未報告・未相談のケースが存在することを踏まえると、最低賃金引き上げが子ども虐待に及ぼす影響の推定値はバイアスしている可能性がある。本研究では、都道府県固定効果および年固定効果をモデルに組み込むことで、こうした測定誤差に一定程度対応を試みた。しかし、測定誤差が都道府県や年ごとに変動する場合、本研究の手法ではその影響を完全には除去できていない可能性がある。第二に、本研究は最低賃金の引き上げが子ども虐待に与える影響を実証的に示したものの、そのメカニズムの解明には至らなかった。メカニズムの理解は、最低賃金政策と子ども虐待防止政策の設計や改善において極めて重要であると考えられるため、今後の研究の課題とする。

参考文献

- Aaronson, D. and French, E. (2007). Product market evidence on the employment effects of the minimum wage. *Journal of Labor Economics*, 25(1), 167-200.
- Angrist, J.D. and Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.
- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D.A., Imbens, G.W. and Wager, S. (2021). Synthetic difference in differences. *The American Economic Review*, 111(12), 4088-4118.
- Azar, J., Huet-Vaughn, E., Marinescu, I., Taska, B. and Wachter, V.T. (2024). Minimum wage employment effects and labour market concentration. *The Review of Economic Studies*, 91(4), 1843-1883.
- Berger, L.M., and Waldfogel, J. (2011). Economic determinants and consequences of child maltreatment. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, 111.
- Brown, D. and De, E.C., (2018). The impact of unemployment on child maltreatment in the United States. ISER Working Paper Series, Institute for Social and Economic Research.
- Bullinger, L.R., Raissian, K.M., Feely, M. and Schneider, W.J. (2021). The neglected ones: Time at home during COVID-19 and child maltreatment. *Children and youth services review*, 131, 106287.

- Card, D. and Krueger, A.B. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American economic review*, 84(4), 772-793.
- Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A. and Zipperer, B. (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405-1454.
- Conger, R.D., Wallace, L.E., Sun, Y., Simons, R.L., McLoyd, V.C. and Brody, G.H. (2002). Economic pressure in African American families: A replication and extension of the family stress model. *Developmental Psychology*, 38(2), 179-193.
- Couch, K.A. and Wittenburg, D.C. (2001). The response of hours of work to increases in the minimum wage. *Southern Economic Journal*, 68(1), 171-177.
- Currie, J.M. and Tekin, E. (2006). Does child abuse cause crime? NBER Working Paper, 12171.
- Gilbert, R., Widom, C.S., Browne, K., Fergusson, D., Webb, E. and Janson, S. (2009). Burden and consequences of child maltreatment in high-income countries. *The Lancet*, 373, 68-81.
- Herrenkohl, T.I. and Herrenkohl, R.C. (2007). Examining the overlap and prediction of multiple forms of child maltreatment, stressors, and socioeconomic status: A longitudinal analysis of youth outcomes. *Journal of Family Violence*, 22, 553-562.
- Jardim, E., Long, M.C., Plotnick, R., Emma, V.I., Vigdor, J. and Wething, H. (2018). Minimum wage increases and individual employment trajectories. NBER Working Paper, 25182.
- Kawaguchi, D. and Mori, Y. (2009). Is minimum wage an effective anti-poverty policy in Japan? *Pacific Economic Review*, 14(4), 532-554.
- Kawaguchi, D. and Mori, Y. (2021). Estimating the effects of the minimum wage using the introduction of indexation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 184, 388-408.
- Kranz, S. (2022). Synthetic difference-in-differences with time-varying covariates. https://github.com/skranz/xsynthdid/blob/main/paper/synthdid_with_covariates.pdf (2024/10/24 閲覧)
- Lindo, J. M., Schaller, J., and Hansen, B. (2018). Caution! Men not at work: Gender-specific labor market conditions and child maltreatment. *Journal of public economics*, 163, 77-98.
- Meer, J. and West, J. (2016). Effects of the minimum wage on employment dynamics. *The Journal of Human Resources*, 51(2), 500-522.
- Mizushima, Y. and Noguchi, H. (2021). Spillover effects of minimum wages on suicide mortality: Evidence from Japan. IDEAS Working Papers 2105, Waseda University, Faculty of Political Science and Economics.
- OECD, (2019). Changing the odds for vulnerable children: Building opportunities and resilience, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/a2e8796c-en>. (2024/11/3 閲覧)
- Okudaira, H., Takizawa, M. and Yamanouchi, K. (2019). Minimum wage effects across heterogeneous markets. *Labour Economics*, 59, 110-122.
- Rochford, H.I., Zeiger, K.D. and Peek-Asa, C. (2024). Child care subsidies: Opportunities for prevention of child maltreatment. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 41, 593-603.
- Raissian, K.M. (2015). Does unemployment affect child abuse rates? Evidence from New York State. *Child Abuse & Neglect*, 48, 1-12.
- Raissian, K.M. and Bullinger, L.R. (2017). Money matters: Does the minimum wage affect child maltreatment rates? *Children and Youth Services Review*, 72, 60-70.
- Schneider, W., Bullinger, L.R. and Raissian, K.M. (2022) How does the minimum wage affect child maltreatment and parenting behaviors? An analysis of the mechanisms. *Review of Economics of the Household* 20, 1119-1154
- Stith, S.M., Liu, T., Davies, L.C., Boykin, E.L., Alder, M.C., Harris, J.M., Som, A., McPherson, M. and

- Dees, J.E.M.E.G. (2009). Risk factors in child maltreatment: A meta-analytic review of the literature. *Aggression and Violent Behavior*, 14, 13-29.
- Wang, C.T., and Holton, J. (2007). Total Estimated Cost of Child Abuse and Neglect in the United States. Chicago, IL: Prevent Child Abuse America.
- 安部計彦 (2012) 「ネグレクト事例における引きこもりと援助拒否の背景と子どもへの影響」『西南学院大学人間科学論集』7(2), pp.13-24.
- 犬塚峰子 (2016) 「子ども虐待における家族支援—治療的・教育的ケアを中心として—」『児童青年精神医学とその近接領域』57(5), pp.769-782.
- 千賀則史 (2014) 「児童相談所の家族再統合に向けた心理援助の現状と課題」『名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要. 心理発達科学』61, pp.57-68.
- 日本財団ジャーナル (2024) 「増える児童虐待の背景にある貧困と孤立問題。防ぐ鍵は“新しい都市型のつながり”」 <https://www.nippon-foundation.or.jp/journal/2024/98154/childcare> (2024/12/30 閲覧)
- 花野典子 (2000) 「子ども虐待を生んだ家族の要因と看護の役割」『宮崎県立看護大学研究紀要』1(2), pp.66-72.