

# 都道府県別パネルデータを用いた児童虐待発生のリスク要因分析

鈴木俊太郎・新井康太・海部聡志・坂上翔・西愛樺・星智弘・山野邊敦史  
(早稲田大学基幹理工学部応用数理学科)

## 1 研究のテーマと目的

近年、犯罪件数は減少しているものの、一部罪種については増加傾向にある。そのうちの一つに児童虐待がある。児童虐待は相談対応件数、通告児童数ともに増加傾向である（図1）。児童虐待は身体的、精神的、社会的、経済的等の要因が複雑に絡み合って起こると考えられている。児童虐待発生のリスク要因を明らかにすることで、虐待を受けてしまう可能性のある子どもを見つけ出すための目安となる。また、その発生予防の対策を立てることに繋がる。

児童虐待発生のリスク要因の分析は、すでに活発に行われている。その先行研究として、説明変数ごとに様々なものが存在する。例えば、児童虐待が貧困やDV、家族関係の変化等を背景としていることを、北海道内での児童虐待の調査から述べた論文(松本<sup>[16]</sup>)や、アメリカの論文ではひとり親であることや親の就労状況が子どもの虐待の発生率に影響を与えることを見出した論文(Paxson and Waldfogel<sup>[1]</sup>)、長時間労働であり低所得である親が虐待をしやすいことを述べた論文(小林<sup>[10]</sup>)、母親の就業率や核家族世帯、給与が児童虐待件数に影響を与えていることを示した研究(労働政策研究・研修機構<sup>[17]</sup>)等がある。

労働政策研究・研修機構<sup>[17]</sup>では、OLSモデルと固定効果モデルを用いて論じていた。しかし、児童虐待についての多くの論文は、任意の集団を詳細に調べてその結果を分析しており、ミクロな視点での論文である。本研究では、マクロデータである都道府県別のパネルデータを用いて、検定を行うことでモデルを決定し、児童虐待発生のリスク要因を分析することを目的とする。

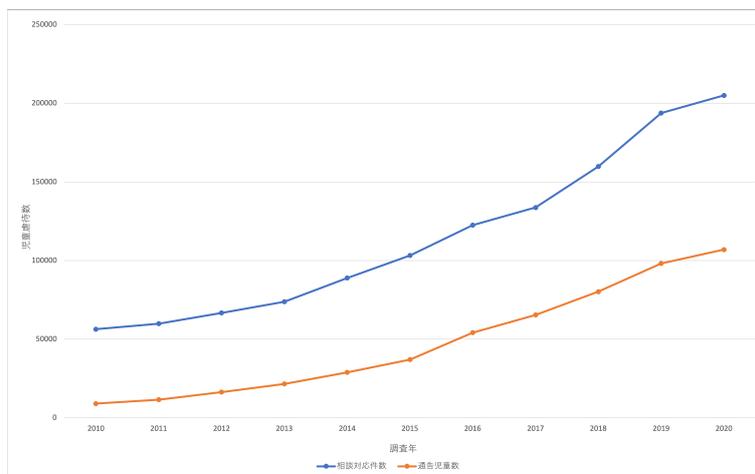


図1: 児童虐待相談対応件数と通告児童数

## 2 研究の方法と手順

本研究では、福島県と熊本県を除く45の都道府県の、15歳未満人口当たりの児童相談所における児童虐待相談の対応件数を目的変数としたパネルデータ分析をRを用いて行った。福島県と熊本県を除外した理由として、災害による欠損値の存在が挙げられる。また、純粋な相談件数ではなく、人口あたりで相談件数を算出したのは、人口の大小による各都道府県ごとのばらつきを抑えるためである。

パネルデータを用いた回帰モデルとして、以下の重回帰モデルを仮定した：

$$Y_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0}^8 \beta_j X_{j,i,t} + \mu_i + \nu_{i,t}, \quad (1)$$

ただし、 $Y_{i,t}$ は各都道府県 ( $i = 1, 2, \dots, 45$ ) の  $t$  年度 ( $t = 2010, 2013, 2016, 2019$ ) における人口当たりの児童相談所における児童虐待相談件数である。 $X_{j,i,t}$ はその説明変数 ( $j = 0, 1, 2, \dots, 8$ ) である。固定効果モデルにおいて $\alpha$ は定数項、 $\beta_j$ は回帰係数であり、 $\mu_i$ は個別効果、 $\nu_{i,t}$ は誤差項を表す。変量効果モデルも形式上では固定効果モデルと全く同じである。ただし、変量効果モデルでは $\mu_i$ と $\nu_{i,t}$ の2つを誤差項として扱う。

パネルデータを用いた回帰分析において考慮しなければならない点が2点ある。第一に説明変数同士の多重共線性である。多重共線性の評価としてVIFを算出する。VIFの算出方法は複数あるが以下を使用した：

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2)$$

ただし、 $R_j$ は目的変数として $X_j$ を、説明変数として $X_j$ 以外の説明変数を採用した重回帰モデルの決定係数である。VIFの基準値に関して様々な論文があるが、James 他<sup>[2]</sup>によると、VIFの値が5を超えると共線性を持つことを示唆している。VIFの値が5を越えた場合は、その説明変数は除外して解析を行う。本研究では、多重共線性の存在を調べる際に上記の指標を用いる。第二に説明変数の内生性である。説明変数が誤差項と相関を持つ内生変数であるとき、通常回帰分析によって推定された係数の値は、本来知りたい因果的効果と比べて誤差が含まれる(星野、田中<sup>[15]</sup>)。内生変数の性質を内生性と呼び、個別効果という「時間を通じて変化しない観測できない個人特有の要因」によってもたらされる(田中<sup>[13]</sup>)。個別効果と説明変数が相関を持つ場合には、固定効果モデルを用いて内生性に対処しなければならない。逆に個別効果が説明変数と相関を持たない場合、変量効果モデルを用いた分析を行う。そこで、本研究ではモデル選択の手法として2つの検定を行った。まず個別効果があるかを確かめるためにF検定を行い、そしてこの個別効果が説明変数との相関を持つかをHausmann検定を用いて確認した。Hausmann検定では帰無仮説「個別効果と説明変数の間に相関無し」を与え、棄却されれば固定効果モデル、棄却されなければ変量効果モデルを使用することになる。モデル選択については後述の第4章で詳細に解説する。

## 3 データ

目的変数と9個の説明変数の出典と詳細な変換方法について、表1に示す。それらの要約統計量について、表2に示す。

9個の説明変数の内、8個は先行研究に基づいて選定した。松本<sup>[16]</sup>は、貧困、DV、家族関係の変化が児童虐待の背景にあるとしている。よって我々は、貧困であることを測る指標として平均収入と失業率、DVを測る指標として配偶者からの暴力件数、家族関係の変化を測る指標として離婚率を説明変数として選定した。また長時間労働であり低所得である親が虐待をしやすい研究(小林<sup>[10]</sup>)や、核家族であることや低所得であることが児童虐待の発生に影響を与えることを示した研究(労働政策研究・研修機構<sup>[17]</sup>)より、新たに労働時間と核家族世帯の割合も説明変数として追加した。さらにアメリカでの研究ではあるが、Paxson

and Waldfoegel<sup>[1]</sup> は、ひとり親であることや、母子家庭における母親の就業率の増加が、州ごとの児童虐待件数割合に強い正の相関を見せたという研究結果を示した。よってひとり親世帯の割合と母親の就業率も説明変数として選定した。最後に、児童の保育所在所率が多いほど児童虐待は減少するのではないかと考え、保育所在所率も説明変数として追加した。理由として、児童虐待についての研究は親の労働時間を変数として分析を行う場合がほとんどだが、保育所在所率にも親の労働状況を見出すことができると考えたからである。

変数で用いるデータのうち、国民生活基礎調査は3年に1回の大規模調査時のみに都道府県別のデータがあるため、分析の対象期間を2019年、2016年、2013年、2010年の4期間とした。第2章で述べたように、福島県と熊本県を除く45の都道府県のパネルデータを使用した。

表 1: 説明変数の詳細と出典

変数名	単位	変数の説明	出典
児童虐待相談割合	件/千人	児童相談所における児童虐待相談の対応件数×1000/15歳未満人口	福祉行政報告例 [8], SSDSE-B-2022
平均収入	千円	1ヶ月当たりの賃金	賃金構造基本調査 [7]
失業率	%	児童のいる世帯のうち父母ともに仕事なしの世帯数×100/児童のいる世帯の総数	国民生活基礎調査 [6]
労働時間	時間	事業所規模5人以上の総実労働時間	毎月勤労統計地方調査 [9]
ひとり親世帯の割合	%	児童のいる世帯のうちひとり親と未婚の子のみの世帯数×100/児童のいる世帯の総数	国民生活基礎調査 [6]
離婚率	件/千人	離婚件数×1000/総人口	SSDSE-B-2022
核家族世帯の割合	%	児童のいる世帯のうちの核家族世帯数×100/児童のいる世帯の総数	国民生活基礎調査 [6], 国勢調査 [11]
配偶者からの暴力件数	件/千人	相談件数×1000/総人口	配偶者からの暴力に関するデータ [14]
母親の就業率	%	母親に仕事のある世帯数×100/児童のいる世帯の総数	国民生活基礎調査 [6]
保育所在所率	%	保育所等在所児数×100/0-4歳人口	SSDSE-B-2022, 人口推計 [12], 国勢調査 [11]

## 4 データ分析の結果

VIFの値はいずれも5未満であったため、説明変数間に多重共線性は存在しないと仮定して良い(表3)。個別効果の有無を判断するため有意水準を1%としてF検定を行ったところ、p値が $2.200 \times 10^{-16}$ であるので有意である。よって、個別効果が存在すると仮定できる(表4)。固定効果モデルと変量効果モデルのモデル選択を行うためHausman検定を行ったところ、p値は $2.937 \times 10^{-5}$ となった(表5)。したがって、有意水準を1%として固定効果モデルで推定および解釈を行うこととした。表6に解析結果を掲載する。

表 2: 要約統計量

変数名 (単位)	平均	標準偏差	最大値	最小値
児童虐待相談割合 (件/千人)	4.875	3.328	16.02	0.5228
平均収入 (千円)	274.8	28.65	379.0	223.9
失業率 (%)	2.433	0.8476	5.567	0.6803
労働時間 (時間)	146.7	5.594	160.6	127.6
ひとり親世帯の割合 (%)	7.910	2.468	15.44	2.273
離婚率 (件/千人)	1.729	0.2340	2.573	1.270
核家族世帯の割合 (%)	75.91	10.47	92.62	46.86
配偶者からの暴力件数 (件/千人)	0.9093	0.7175	6.948	0.1729
母親の就業率 (%)	67.09	8.183	83.72	20.59
保育所在所率 (%)	53.77	14.80	90.86	23.50

表 3: 説明変数同士の多重共線性

説明変数名	多重共線性 (VIF)
平均収入	2.838
失業率	1.919
労働時間	2.315
ひとり親世帯の割合	2.801
離婚率	3.399
核家族世帯の割合	3.136
配偶者からの暴力件数	1.061
母親の就業率	3.337
保育所在所率	2.696

表 4: F 検定結果

F 値	自由度	p 値
8.593	(44) / (126)	$2.200 \times 10^{-16}$

表 5: Hausman 検定結果

カイ二乗値	自由度	p 値
36.73	9	$2.937 \times 10^{-5}$

表 6: 解析結果

説明変数	回帰係数推定値 (標準分散)	p 値
平均収入	$-1.828 \times 10^{-2}$ ( $3.189 \times 10^{-2}$ )	0.5672
失業率	-0.3997 (0.2437)	0.1035
労働時間	-0.2937 ( $6.221 \times 10^{-2}$ )	$0.616 \times 10^{-5}$
一人親世帯の割合	0.1010 (0.1025)	0.3262
離婚率	-6.863 (2.104)	$1.425 \times 10^{-3}$
核家族世帯の割合	$-7.934 \times 10^{-2}$ ( $4.975 \times 10^{-2}$ )	0.1133
配偶者からの暴力件数	0.1376 (0.3542)	0.6984
母親の就業率	$3.628 \times 10^{-2}$ ( $2.970 \times 10^{-2}$ )	0.2241
保育所在所率	0.1455 ( $4.429 \times 10^{-2}$ )	$1.321 \times 10^{-3}$
定数項	45.05 (12.27)	$2.422 \times 10^{-4}$
自由度調整済み決定係数	0.6882	
観測数	180	

注：1%水準で有意性が見られた説明変数の行を網掛けにしている。

労働時間の係数推定値は約-0.2937であった。これは労働時間が1時間増えると、15歳未満人口1000人当たりの児童虐待相談件数が0.2937件減少することを意味する。また、離婚率の係数推定値は約-6.863であった。これは総人口1000人あたりの離婚件数が1件増えると、15歳未満人口1000人当たりの児童虐待相談件数が6.863件減少することを意味する。さらに、保育所在所率の係数推定値は、0.1455であった。これは保育所等在所児童数の0歳から4歳人口に対する割合が1%増加すると、15歳未満人口1000人当たりの児童虐待相談件数が0.1455件増加することを意味する。その他の説明変数には統計的有意性は確認されなかった。

## 5 結果の解釈

### 5.1 考察

先行研究とは逆に労働時間の増加は児童虐待の減少につながる結果となった。労働時間は近年減少の傾向を辿っているが、児童虐待相談割合は増加している。固定効果モデルを用いた分析では回帰係数推定値が負となったが、各年においても同様の関係が見られるかを単回帰で確認した。図2より2016年における都道

府県別の児童虐待相談割合と労働時間との間には弱い相関があることがわかる（相関係数 = -0.4351）。他年度においても同様の関係が見られた（相関係数 = -0.2060（2010年）、-0.4269（2013年）、-0.2999（2019年））。これは全体のみならず各年においても労働時間の増加が児童虐待の減少につながることを示している。労働時間が長い方が社会との繋がりもでき、子どもと2人きりになって思い悩むような時間も減るため、児童虐待が減少することも考えられる。今後の課題として、労働時間は就業者のうちの労働時間について都道府県別のデータを取得したので、労働時間と児童虐待の関係性を見るには、児童のいる世帯のうちの親の労働時間を取得する必要がある。

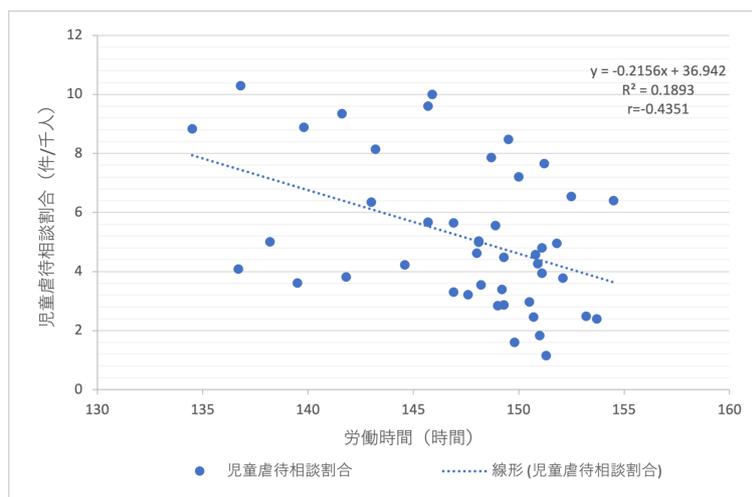


図 2: 児童虐待相談割合と労働時間の関係（2016）

離婚率についても、先行研究とは異なり、離婚率が増加すると児童虐待が減少する結果となった。児童虐待が原因となり、片方の親がもう片方の親の虐待から子どもを守るために離婚するのであれば、離婚率が高い方が虐待の発生が減少すると考えられる。しかし、離婚率も労働時間と同様に、児童のいる世帯の離婚率のデータではないため、因果関係を正確に捉えることができてない。また、児童虐待に関するニュースでは、再婚相手が虐待を行う、または関係する場合が多い。離婚率のみならず再婚率を説明変数に加え、分析する必要があると強く感じた。

保育所在所率について、係数が正となった。その理由として、両親ともに働いている、もしくはひとり親であることが考えられ、職場でのストレスによって家庭での負担感が増し、結果として子どもへの冷淡な対応につながりやすいと考えられる。また、保育士も子どもの様子を観察できるので、虐待の痕跡を発見、報告する機会が増加するといった解釈も可能である。

## 5.2 おわりに

本研究では、都道府県別パネルデータを用いて分析を行った結果、有意水準 1%で労働時間と離婚率では負の回帰係数推定値、保育所在所率が正の回帰係数推定値であった。ほとんどの説明変数は先行研究をもとに選定した上で、全ての説明変数で多重共線性がないと仮定できた。また、検定を用いてモデル選択を行い、固定効果モデルの妥当性を示した。独自に追加した説明変数である保育所在所率に児童虐待相談割合との相関が見られ、本研究に独自性も見出すことができた。

労働時間に関しては週 40 時間を基準とすると、月の労働時間は 160 時間前後である。表 2 では労働時間の月平均値が 146.7 時間、最大値が 160.6 時間を表している。これは定職に就いていない人が存在している

ことを示す。定職に就いていない人ほど収入が少なく、生活水準も低い傾向にある。この不安定な状況にいる親が虐待を起こすリスクが高いと考えられる。対策として親世代が多い中年層の中途採用を活性化させることや、アルバイトやパートで働く従業員を正規社員として雇用する機会促進を行うことなどが挙げられる。

また保育所在所率においては負の相関が見られたが、保育所在所率の増加は保育士による虐待の兆候を早期発見できる側面もあり、虐待の発生に直接影響を及ぼすとは考えにくい。保育所在所率を増やすことは親の虐待を抑制させ、また待機児童という別の問題にも対処できるため、保育所の増設を推進していくべきである。

しかし、本研究の分析には2つ限界がある。1つ目に、先行研究で相関関係が示されたものの、本研究で説明変数として扱わなかった変数がある。具体的には、男女別の労働時間、休養時間、家事時間、育児にかける時間は、他の変数の調査年度と異なり、説明変数として取れなかった。これらの変数は、Paxson and Waldfogel<sup>[1]</sup>により、関係性が示唆されていた変数である。2つ目に、児童虐待の発生リスク要因には他にも様々なものが考えられることである。例えば、児童虐待の発生と深く関わる両親の精神状態や子どもの時の被虐待経験の有無、現在の生活環境などは個人レベルのマイクロデータからしか得られない。都道府県別のデータでは、それぞれの状況に置かれた環境の影響を取り除くことができないため、児童虐待との因果関係を正確に捉えることは難しい。より正確な因果関係を捉えるためには、都道府県別データではなく、より個人の状況に焦点を当てた毎年実施される自治体別の調査結果を用いた解析が望ましい。

## 参考文献

- [1] Paxson, C. and Waldfogel, J. (1999). *Parental resources and child abuse and neglect*, American Economic Association, 89(2), pp.239-244.
- [2] James, G. Witten, D. Hastie, T. and Tibshirani, R. (2013). *An Introduction to Statistical Learning: with Applications in R*. Springer, pp.101-102.
- [3] 北村行伸 (2005). パネルデータ分析. 岩波書店, pp.65-72.
- [4] 警察庁長官官房. 令和3年の犯罪情勢.
- [5] 厚生労働省 HP. <https://www.mhlw.go.jp/bunya/kodomo/dv12/02.html>.
- [6] 厚生労働省 (2019,2016,2013,2010). 国民生活基礎調査.
- [7] 厚生労働省 (2019,2016,2013,2010). 賃金構造基本調査.
- [8] 厚生労働省 (2019,2016,2013,2010). 福祉行政報告例.
- [9] 厚生労働省 (2019,2016,2013,2010). 毎月勤労統計地方調査.
- [10] 小林章雄 (2010). 労働態様が家族の生活と健康に与える影響と課題. 学術の動向, 2010年10月号, pp.45-49.
- [11] 総務省統計局 (2010). 国勢調査.
- [12] 総務省統計局 (2019,2016,2013). 人口推計.
- [13] 田中隆一 (2015). 計量経済学への第一歩：実証分析のススメ. 有斐閣, pp.221-222.
- [14] 男女共同参画局 (2019,2016,2013,2010). 配偶者からの暴力に関するデータ.

- [15] 星野匡郎・田中久稔 (2016). R による実証分析 一回帰分析から因果分析へー. オーム社, pp.129-138.
- [16] 松本 伊智朗 (2010). 子ども虐待問題の基底としての貧困・複合的困難と社会的支援. 子どもの虹情報研修センター, 紀要 No8, pp.1-11.
- [17] 労働政策研究・研修機構 (2013). 子育てと仕事の狭間にいる女性たち. 労働政策研究報告書, No.159, pp.107-121.