

NFRJ08-18 からみた児童虐待リスクの規定要因

—リスクの有無と高低に着目して—

菅澤 貴之

(熊本大学 大学教育統括管理運営機構)

【要旨】

本稿の目的は、児童虐待リスクの規定要因を解明することにある。この目的を達成するため、本稿では、NFRJ08 と NFRJ18 の合併データを用いた。独立変数は、先行研究において児童虐待のリスク要因として指摘された事項を中心に、養育者の健康状態、経済的環境、同居子ども数など 20 項目を選定した。なお、本稿の分析では 2 つのプロセスに分けて児童虐待リスクを推定した。はじめに、第 1 ステップとして、児童虐待リスクの「有無」について規定要因を検討した。その後、第 2 ステップとして、児童虐待の兆候を示しているグループのみを対象に、児童虐待リスクの「高低」について検討した。

分析の結果、以下に示す知見を得た。第 1 ステップの分析から導き出された結果は、概して、先行研究の知見と一致していた。ただし、先行研究では、児童虐待リスクの発生要因として、ひとり親が指摘されてきたが、今回の分析では、そのような傾向は示されなかった。このことは、ひとり親と児童虐待の関連性については、慎重な判断が必要であることを意味している。さらに、第 2 ステップの分析からは、養育者のメンタルヘルスの不調が高リスク移行への促進要因となっていることが明らかとなった。児童虐待リスクを抑制するためにも、児童相談所と医療施設など関係諸機関との連携強化や円滑な情報共有の仕組みづくりが急務といえる。

キーワード： 児童虐待、養育環境、リスク、制限従属変数の分析

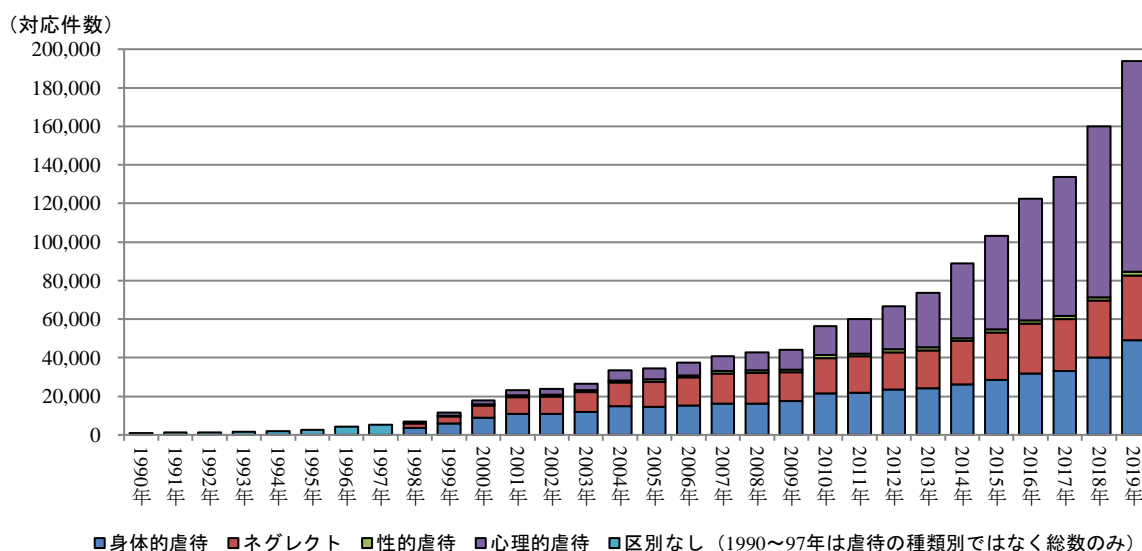
1. はじめに

近年、日本社会において「児童虐待」問題に対する社会的な関心が急速に高まっている。図 1 は厚生労働省が公表している「福祉行政報告例」をもとに、児童相談所における虐待相談対応件数¹の推移をまとめたものである。情報の公開が始まった 1990 年度の相談件数は 1,101 件であったが、以降、右肩上がりが増加し、1999 年度に相談件数が初めて 10,000 件を突破する。その後、2000 年代に入っても増加傾向に歯止めはかからず、2010 年度には相談件数が 50,000 件を超える。2011 年度以降は、年を経るごとに加速度的に増加し、2019 年度の相談件数は 193,780 件に達している。

さらに、虐待の種別に着目すると、2010 年度以降は、心理的虐待の占める割合が顕著に

¹ 遠藤（2018）も指摘しているように、児童相談所における虐待の「対応件数」と実際に日本社会のなかで起きている「発生件数」には乖離がある。この点に注意が必要である。

増加している。遠藤（2018）によると、心理的虐待は身体的虐待やネグレクトに比べて、表面化しにくいことから、心理的虐待の相談件数が増加しているということは「児童虐待に関する社会全体の気づきが鋭くなっている」ことの反映だという。



出典：厚生労働省「福祉行政報告例」をもとに筆者作成

図1 児童相談所における種類別虐待相談対応件数の推移

こうした現状のなか、社会学、社会福祉学、心理学、保健学などの学問分野において、多様なアプローチにより児童虐待に関する研究が展開されてきた。

例えば、大原（2003）は、満6歳以下の幼児をもつ母親を対象にした質問紙調査の分析結果より、子ども数が増えるほど虐待傾向が高まることから育児負担感を軽減することが虐待防止につながると指摘している。永井（2006）は、心理的虐待に関して有配偶者の男女を対象に分析を行い、子育てに深く関わる女性の方が男性に比べて虐待傾向が強いこと、性別役割分業のなかで男女各自に課されている負担やストレスが虐待の要因となっていると推察している。周（2019）は、労働政策研究・研修機構が18歳未満の子どもを養育する母親を対象に実施された質問紙調査の分析にもとづき、母親が健康不良やうつ傾向などの病理的特徴を有する場合、貧困など経済的環境が困難である場合、ひとり親や低出生体重児のいる家庭など周囲から十分な育児支援が得られない場合に児童虐待の発生確率が高まることを明らかにした。さらに、厚生労働省（2013）は、児童虐待発生のリスク要因を「保護者側」、「子ども側」、「養育環境」、「その他」という4つの側面から整理し公表している。

ここまで紹介した先行研究は、児童虐待の「発生」要因を検討したものが中心であるが、児童虐待が「深刻化」する要因に分析の焦点をあわせた先行研究としては、藤間・余田（2019）がある。藤間・余田（2019）は、日本全国エリア毎に抽出された9カ所の児童相談所から提供された虐待相談記録文書の分析をもとに、虐待者が若年である場合、被虐待児にきょうだ

いがいる場合に、児童相談所が親子分離の処置を取りやすいことを明らかにした。

このように、児童虐待のリスク要因については、研究の蓄積が進んでいるものの、高リスクへの移行を促進（抑制）する要因など、依然、不透明な点が多い。そこで本稿では、日本全国規模の家族調査データを用いて、児童虐待リスクを規定する要因について、リスクの「有無」と「高低」に着目し、探索的な分析を試みたいと思う。

以下に、本稿の構成を示す。続く、第2節では、本稿の分析で使用するデータの概要と変数の処理方法について示す。その後の第3節では、分析の手始めとして、平均値の差の分析をとおして、回答者の属性および子どもの養育環境の違いによって児童虐待のリスクが異なるのかを確認する。次に、第4節では、第3節の記述的分析の結果をもとに、多変量解析を実施し、児童虐待リスクの規定要因を検討する。なお、ここでは、リスクの有無と高低を区別して推定を行う。最後に、第5節では、分析で得られた知見を総括したうえで、今後の研究課題を提起する。

2. データと変数

2.1 データ

本稿では、日本家族社会学会全国家族調査委員会が実施している「全国家族調査」(National Family Research of Japan、以下NFRJ)の第3回調査(以下、NFRJ08)と第4回調査(以下、NFRJ18)の個票データを合併して分析に用いる。

NFRJ08は、2008年12月31日時点で満28歳から72歳(1936~1980年生まれ)の男女を対象に2009年1月から2月に訪問留置法で実施された調査であり、有効回収数は5,203人、回収率は55.4%である。一方、NFRJ18は、2018年12月31日時点で満28歳から72歳(1946~1990年生まれ)の男女を対象に2019年1月から4月に訪問留置法(一部、郵送併用)で実施された調査であり、有効回収数は3,033人、回収率は55.2%である。

NFRJでは、対象者の年齢(出生年)によって若年票(28~47歳)、壮年票(48~62歳)、高齢票(63~72歳)という3種類の調査票にわかれているが、本稿の分析では、NFRJ08、NFRJ18ともに、若年票データのみを利用する。これは、後述する従属変数となる児童虐待リスクスコアの作成に使用した「しつけや子どもとの関わり」が、若年票のみに設定されていたためである。くわえて、分析の目的にそくして対象者は同居している子どもの人数が1人以上の者に限定する。以上により、分析に用いられるケース数は、NFRJ08が1,438ケース、NFRJ18が750ケース、合計2,188ケースとなる。

2.2 従属変数

NFRJ08およびNFRJ18の若年票では、「しつけや子どもとの関わり」を問う項目が6項目設定されている。具体的には、過去1年間の「(ア) 子どもによく話しかけること」「(イ) 子どもを無視すること」「(ウ) 手や体をたたいて叱ること」「(エ) 怒って、子どもを押し入

れや浴室に閉じ込めたり、家の外（ベランダなど）に出すこと」「(オ) 子どもが傷つくようなことを言うこと」「(カ) 子どもの気持ちや考えを理解しようとする」といった頻度を4段階の選択肢（「よくある」「しばしばある」「たまにある」「まったくない」）で尋ねており、6項目中4項目で、「心理的虐待：(イ) (オ)」および「身体的虐待：(ウ)、(エ)」の傾向が測定されている。

そこで本稿では、(ア) と (カ) を除く 4 項目に対する回答をもとに、児童虐待リスクスコアを作成し従属変数とした。具体的な作成手順を示すと、「よくある」に 3 点、「しばしばある」に 2 点、「たまにある」に 1 点、「まったくない」に 0 点を付与したうえで 4 項目を足し合わせ、合計得点を児童虐待リスクスコアとした。スコアの最高点は 12 点、最低点は 0 点であり、値が大きいほど児童虐待のリスクが高まると想定する。

図 2 はスコアの分布状況を示したものであるが、これによると、0 点から 2 点に分布が集中していることがわかる。0 点と 1 点で全体の 53.9% を占め、さらに、2 点を含めると全体の 74.9% を占めている。6 点以上の割合は、わずか 2.8% であり、本稿の分析対象者のなかで高リスク層は限定される。

なお、スコアの平均値は 1.690 点、標準偏差は 1.659 であった。

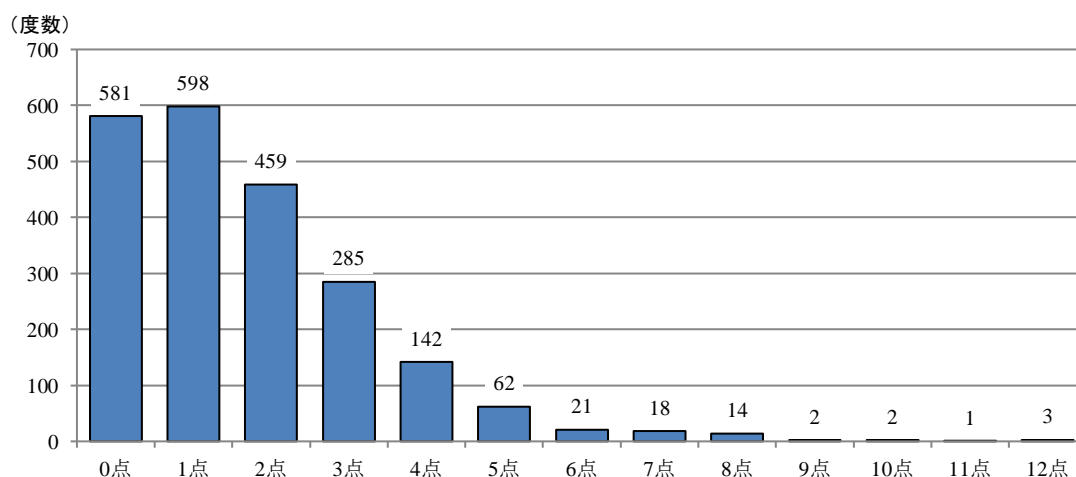


図 2 児童虐待リスクスコアの分布状況

2.3 独立変数

先行研究で児童虐待のリスク要因として指摘された事項を中心に独立変数を設定した。具体的には、調査年度、性別、本人学歴、本人年齢、本人健康状態、本人うつ傾向（CES-D スコア）、生計維持者の職業、相対的貧困（貧困ライン）、世帯類型（家族構造）、同居親族の有無、同居子ども数、同居している子どもの年齢、家事・育児負担感、配偶者学歴、配偶者年齢、配偶者健康状態、母親の職業、本人または配偶者の離死別経験、配偶者の情緒的サポート、配偶者の子育てに対する取り組みへの満足度の 20 項目である。なお、配偶者学歴、配偶者年齢、配偶者健康状態、母親の職業、本人または配偶者の離死別経験、配偶者の情緒的サポート、配偶者の子育てに対する取り組みへの満足度の 7 項目はふたり親（有配偶）世

帯のみに設定された項目である。また、各項目の記述統計は表 1 に掲載している。以下では、変数の処理方法を示す。

学歴については、「中学・高校」、「専門・短大・高専」、「大学・大学院」の 3 カテゴリーにリコードした。

年齢については、本人の場合は「28-29 歳」、「30-39 歳」、「40 歳以上」の 3 カテゴリー、配偶者の場合は「20-29 歳」、「30-39 歳」、「40-49 歳」、「50 歳以上」の 4 カテゴリーに分類した。

健康状態については、表 1 にも示されているとおり、本人、配偶者の双方で「たいへん悪い」の回答が少数ケースであったため、「やや悪い」と統合し、「たいへん良好」、「まあ良好」、「どちらともいえない」、「やや+たいへん悪い」の 4 カテゴリーとした。

本人うつ傾向 (CES-D スコア) については、最近 1 週間の「からだや心の状態」を尋ねた CES-D (Center for Epidemiological Studies Depression) 尺度 12 項目をもとに変数を作成した。CES-D 尺度の選択肢は「まったくなかった」「週に 1~2 日」「週に 3~4 日」「ほとんど毎日」の 4 段階であり、11 個のネガティブ項目、1 個のポジティブ項目によって構成されている (山岸・小林 2011)。ここでは、稲葉 (2002) を参考に、ポジティブ項目の回答を逆転させた後に「まったくなかった」に 1 点、「週に 1~2 日」に 2 点、「週に 3~4 日」に 3 点、「ほとんど毎日」に 4 点を付与し、12 項目の合計得点を本人うつ傾向 (CES-D スコア) とした。スコアが高いほどうつ傾向にあることを意味する。スコアの最高点は 48 点、最低点は 12 点であるが、本稿では「低 (12~17 点)」、「中 (18~23 点)」、「高 (24~48 点)」の 3 カテゴリーに統合し分析に用いる。

職業については、現職の就業状況と就業形態に対する回答をもとに、「正規・自営」、「非正規」、「無職・休職」の 3 カテゴリーに区分した²。なお、生計維持者の職業は、ひとり親世帯の場合には本人の現職情報を用いている。ふたり親世帯の場合は、回答者が男性 (父親) の場合には本人の現職情報を用いているが、女性 (母親) の場合には配偶者 (父親) の現職情報を用いた。母親の職業は、回答者が男性 (父親) の場合には配偶者 (母親) の現職情報を用いたが、女性 (母親) の場合には本人の現職情報を用いている。

相対的貧困 (貧困ライン) は経済的環境の指標として設定した。公的統計の貧困ラインと林 (2020) を参考に、世帯年収と同居人数から操作的に定義した。具体的には、2人世帯の場合は 200 万円未満、3~4人世帯の場合には 300 万円未満、5人以上の世帯の場合には 400 万円未満を相対的貧困状態に有ると定義した。

世帯類型 (家族構造) は、婚姻状態への回答をもとに、「ひとり親」と「ふたり親」の 2 カテゴリーに区分した。

² 就業状況を「ついている」と回答し、就業形態が経営者・役員、常時雇用されている一般従業者 (公務員を含む)、自営業主・自由業者、自営業の家族従業者の場合に「正規・自営」、臨時雇い・パート・アルバイト、派遣社員、契約社員・嘱託社員、内職の場合に「非正規」と定義し、就業状況を「ついているが休職中」、「今はついていないが、過去についていた」、「仕事についたことはない」と回答した場合には「無職・休職」と定義し集計を行った。

同居子ども数は、「1人」、「2人」、「3人以上」の3カテゴリーに整理した。

同居している子どもの年齢は、健在の子どもに関する情報をもとに、「0～6歳」、「7～12歳」、「13歳以上」の子どもとの同居の有無を特定し変数を作成した。

配偶者の情緒的サポートは、「配偶者は、わたしの心配ごとや悩みごとを聞いてくれる」「配偶者は、わたしの能力や努力を高く評価してくれる」「配偶者は、わたしに助言やアドバイスをしてくれる」の3項目を用いて変数を作成した。回答の選択肢は、「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」「どちらかといえばあてはまらない」「あてはまらない」の4段階である。ここでは、鈴木（2016）などを参考に、「あてはまらない」から「あてはまる」までに1点から4点を付与し、3項目の合計得点を求め情緒的サポートスコアとした。スコアの最高点は12点、最低点は3点であり、スコアが高くなるほど配偶者の情緒的サポートが高まることをあらわしている。今回の分析では、「低（3～8点）」、「中（9～10点）」、「高（11～12点）」の3カテゴリーに再構成し使用する。

表1 独立変数の記述統計量

	度数	%		度数	%
調査年度			相対的貧困(貧困ライン)		
	NFRJ08	1438 65.7	相対的貧困	204	9.6
	NFRJ18	750 34.3	非相対的貧困	1921	90.4
性別			世帯		
	男性	903 41.3	ひとり親	138	6.3
	女性	1285 58.7	ふたり親	2049	93.7
本人学歴			同居親族の有無		
	中学・高校	898 41.0	同居親族有	552	25.2
	専門・短大・高専	709 32.4	同居親族無	1636	74.8
	大学・大学院	560 25.6	同居子ども数		
本人年齢			1人	604	27.6
	28-29歳	99 4.5	2人	1144	52.3
	30-39歳	965 44.1	3人	380	17.4
	40歳以上	1124 51.4	4人	55	2.5
本人健康状態			5人	5	0.2
	たいへん悪い	37 1.7	同居子ども0-6歳の有無		
	やや悪い	185 8.5	有	1062	48.5
	どちらともいえない	348 15.9	無	1126	51.5
	まあ良好	1278 58.5	同居子ども7-12歳の有無		
	たいへん良好	338 15.5	有	1071	48.9
本人うつ傾向(CES-Dスコア)			無	1117	51.1
	低 12-17	1139 53.0	同居子ども13歳以上の有無		
	中 18-23	679 31.6	有	883	40.4
	高 24-48	333 15.5	無	1305	59.6
生計維持者の職業			悩みや不安:家事・育児・介護などでの負担が大きすぎると感じたこと		
	正規・自営	1995 92.2	まったくなかった	1112	50.9
	非正規	125 5.8	ごくまれにあった	511	23.4
	無職・休職	43 2	ときどきあった	411	18.8
			何度もあった	149	6.8

以下、ふたり親（有配偶）世帯のみの項目

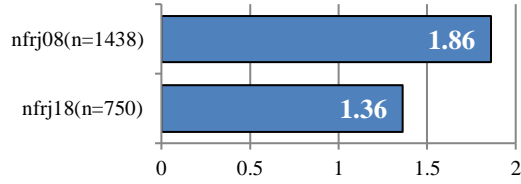
	度数	%		度数	%
配偶者学歴			母親の職業		
	中学・高校	801 39.4		正規・自営	495 24.3
	専門・短大・高専	565 27.8		非正規	769 37.8
	大学・大学院	665 32.7		無職・休職	771 37.9
配偶者年齢			本人または配偶者の離死別経験の有無		
	20-29歳	104 5.1		有	155 7.1
	30-39歳	873 42.6		無	2033 92.9
	40-49歳	941 45.9	配偶者の情緒的サポートスコア		
	50歳以上	133 6.5		低 3-8	643 31.6
配偶者健康状態				中 9-10	780 38.3
	たいへん悪い	19 0.9		高 11-12	613 30.1
	やや悪い	112 5.5	結婚生活満足度：子育てに対する、配偶者の取り組み方について		
	どちらともいえない	220 10.8		かなり不満	96 4.7
	まあ良好	1291 63.4		どちらかといえば不	314 15.5
	たいへん良好	393 19.3		どちらかといえば満	1007 49.7
				かなり満足	609 30.1

3. 記述的分析

多変量解析による検討を行う前に、まずは、各独立変数と児童虐待リスクの関連性を、平均値の差の分析によって確認する。図3から図5は、回答者の属性および子どもの養育環境別に児童虐待リスクスコアの平均値を算出した結果である。

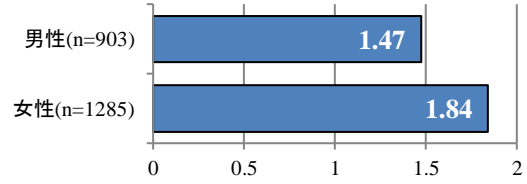
はじめに、調査年度による児童虐待リスクの相違を確認してみると、NFRJ08と比べてNFRJ18の方がスコアの平均値が低い。この結果は、2009年から2019年までの10年間で、日本社会で児童虐待に対する意識が高まり、「暴力や暴言に頼らない子育て（しつけ）」が普及したことを反映しているとも解釈できよう。

1) 調査年度



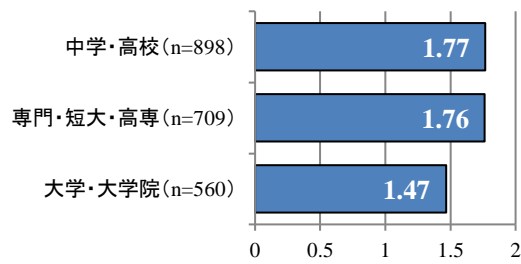
F 値=45.357***

2) 性別



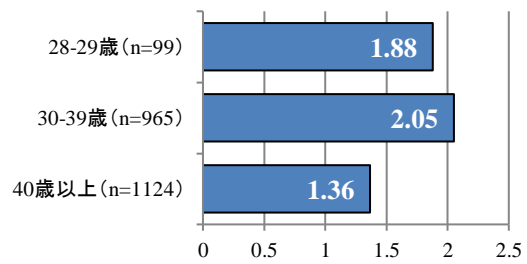
F 値= 26.401***

3) 本人学歴



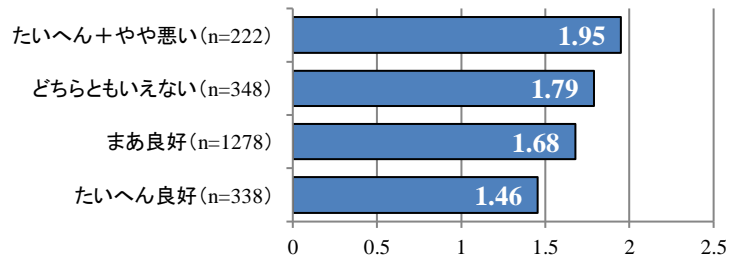
F 値=6.862**

4) 本人年齢



F 値= 46.804***

5) 本人健康状態

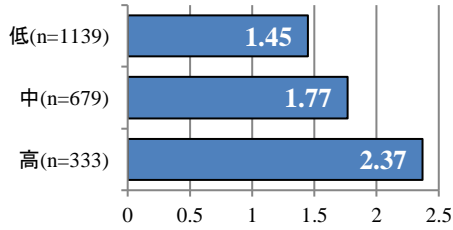


F 値= 4.535**

***p<.001 **p<.01 *p<.05 †p<.10

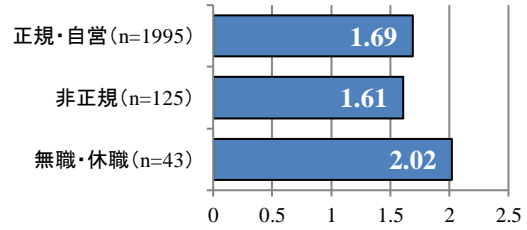
図3 属性・養育環境別に見た児童虐待リスクスコア平均①

6) 本人うつ傾向 (CES-D スコア)



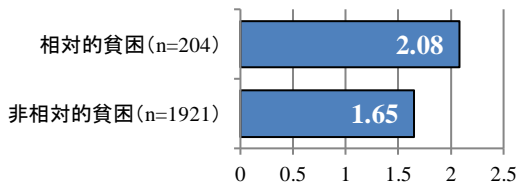
F 値= 42.406***

7) 生計維持者の職業



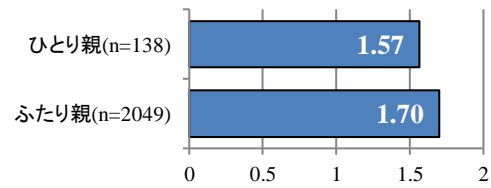
F 値= 1.014

8) 相対的貧困 (貧困ライン)



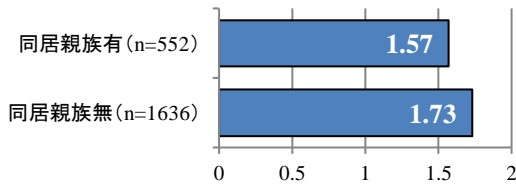
F 値= 12.313***

9) 世帯類型 (家族構造)



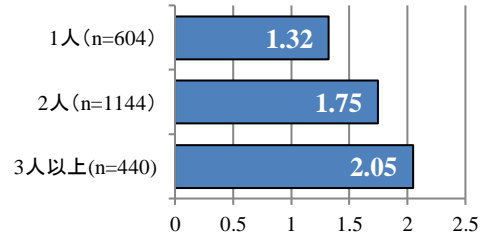
F 値= 0.833

10) 同居親族の有無



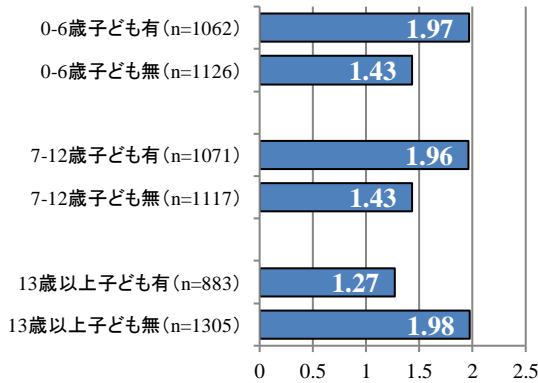
F 値= 3.833 †

11) 同居子ども数



F 値= 26.275***

12) 年齢別同居子どもの有無

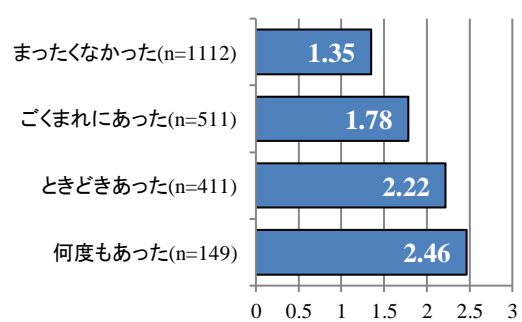


0-6歳: F 値= 58.603*** 7-12歳: F 値= 56.863***

13歳以上: F 値= 100.549***

***p<.001 **p<.01 *p<.05 †p<.10

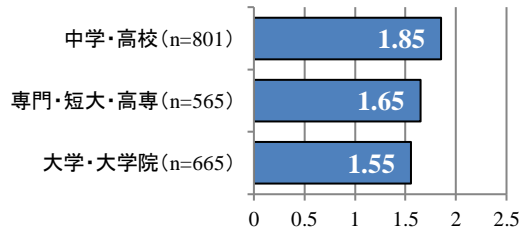
13) 家事・育児の負担が大きすぎる



F 値= 41.074***

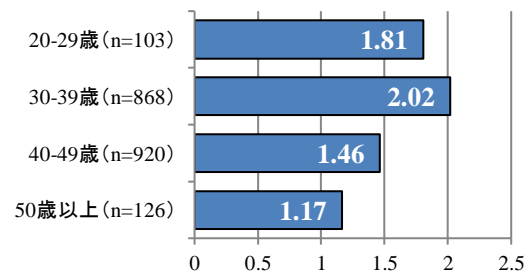
図4 属性・養育環境別にみた児童虐待リスクスコア平均②

14) 配偶者学歴



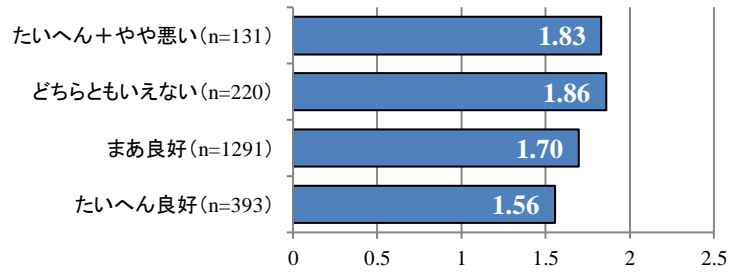
F 値 = 6.146**

15) 配偶者年齢



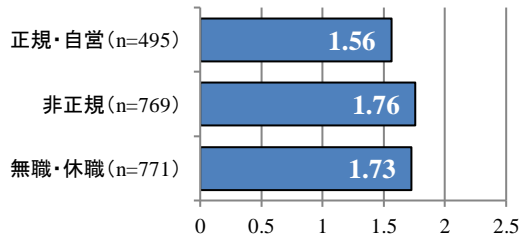
F 値 = 21.612***

16) 配偶者健康状態



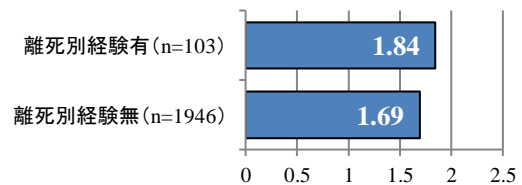
F 値 = 1.890

17) 母親の職業



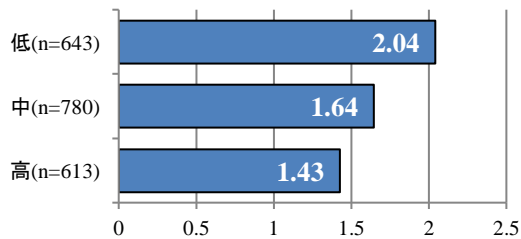
F 値 = 2.288

18) 本人または配偶者の離死別経験の有無



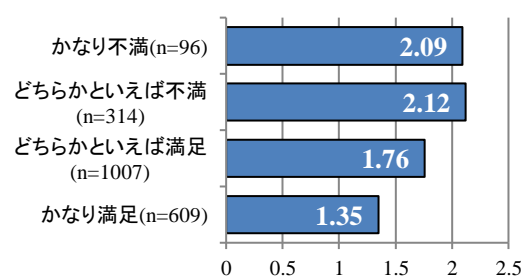
F 値 = 0.833

19) 配偶者の情緒的サポートスコア



F 値 = 22.626***

20) 子育てへの配偶者の取り組みに対する満足度



F 値 = 18.196***

***p<.001 **p<.01 *p<.05 †p<.10

図5 属性・養育環境別にみた児童虐待リスクスコア平均③ (ふたり親世帯のみ)

続いて、性別による相違を確認すると、男女で明確な児童虐待リスクの違いが示され、図 3 のとおり、女性の方が有意にスコアが高い。この結果は、永井（2006）の知見と整合的である。

また、本人の学歴については、大学・大学院卒が中学・高校卒ならびに専門・短大・高専卒と比較してスコアが低い。

本人年齢による児童虐待リスクの違いを確認したところ、28-29 歳、30-39 歳は 40-49 歳と比べてスコアが高いことがわかった。これは、養育者の年齢が 40 歳未満であると児童虐待の再発リスクが高まることを報告した Horikawa et al.（2016）とも整合する。

本人の健康状態ならびにうつ傾向については、双方ともに、状態が悪化するにつれて、スコアが高まる傾向にある。これは、周（2019）の知見とも矛盾がない。このように、養育者の心身の状況が児童虐待のリスク要因となっていることが本稿の分析によって改めて確認された。

次に、生計維持者の職業については、現職が無職・休職中の場合、正規・自営、非正規と比較してスコアが高いが、有意な差ではなかった。一方、経済的な指標として設定した相対的貧困（貧困ライン）については、貧困状況にある家庭で児童虐待リスクが高まることが示されており、Horikawa et al.（2016）、藤田（2012）を支持する結果となっている。

また、ひとり親、ふたり親という世帯類型（家族構造）の違いによってスコアに有意な差は認められなかった。これは、厚生労働省（2013）が公表している児童虐待発生のリスク要因や、藤田（2012）、周（2019）の知見とは異なる結果である。

くわえて、同居親族の影響を確認してみたところ、図 4 に示されているとおり、親族と同居している方が、スコアが有意に低いことがわかった。子ども数については、子どもの数が増加するほどスコアが高まっており、大原（2003）、周（2019）と同様の傾向を示している。さらに、子どもの年齢による児童虐待リスクの違いについては、0-6 歳、7-12 歳の子どもと同居している場合にスコアが高まるのに対して、13 歳以上の子どもとの同居はスコアを低下させていた。

また、家事・育児の負担感については、負担感が増すほどにスコアが高まるという線形の関係が認められる。

次に、ふたり親（有配偶）世帯に限定された項目について傾向を検討していこう。まず、配偶者の学歴については、中学・高校卒が、専門・短大・高専卒、大学・大学院卒と比べてスコアが高いことが確認された。

続けて、配偶者年齢についてみていくと、本人年齢の場合と同様に、40-49 歳、50 歳以上は 20-29 歳、30-39 歳と比べてスコアが低かった。一方、配偶者の健康状態、母親の職業、本人または配偶者の離死別経験の有無については、有意な差は認められなかった。

最後に、配偶者からのサポートに関する 2 項目の傾向を確認する。配偶者からの情緒的サポートについては、サポートが多いほどスコアが低下傾向にあることが図 5 に示されている。配偶者の子育てへの取り組みについても、同様に、満足度が高まるにつれてスコアは低

下する傾向にある。これらの結果は、永井（2006）の知見とも一致しており、配偶者からの情緒的・実質的サポートが児童虐待抑止につながることを示唆している。

4. 多変量解析

4.1 方法

第3節の記述的分析では、先行研究と同様に、複数の独立変数が児童虐待リスクとの関連性を示していた。この結果は、他の変数を統制した場合にも得られるのだろうか。

そこで本節では、多変量解析によって、この点を明らかにする。今回の分析では、冒頭にも示したとおり、リスクの「有無」、「高低」という2つのプロセスに分けて、児童虐待リスクを推定する。

以下、具体的な手順を示す。まず、第1ステップとして、児童虐待リスクの有無について規定要因を検討する。今回の分析では児童虐待リスクスコアの分布状況（図2）を考慮し、スコアが3点以上であった場合に、児童虐待の兆候を示している、すなわち、リスク有りと操作的に定義し³、従属変数となる児童虐待リスクスコアを0～2点=0、3点以上=1のダミー変数に再構成したうえで、二項ロジスティック回帰分析を実行する。

その後、第2ステップとして、児童虐待の兆候を示しているグループ（児童虐待リスクスコア3点以上）のみを対象とした切断データ⁴を用いて、どのような要因が高リスクへの移行に影響を与えているのかを特定する。切断データの分析としては、複数の方法が存在する

³ 児童虐待リスクスコアを3点以上に指定した場合、リスクを有するグループは分析対象者の25.1%（550ケース）となる。

⁴ 第2ステップの分析に際して、従属変数となる児童虐待リスクスコアを、0～2点=0点（切断：分析対象外）、3点=1点、4点=2点、5点=3点、6点=4点、7点=5点、8点=6点、9点=7点、10点=8点、11点=9点、12点=10点に再構成した後に、ゼロ切断負の二項回帰モデルを実行した。なお、再構成後の児童虐待リスクスコアの分布状況は図6に示すとおりである。

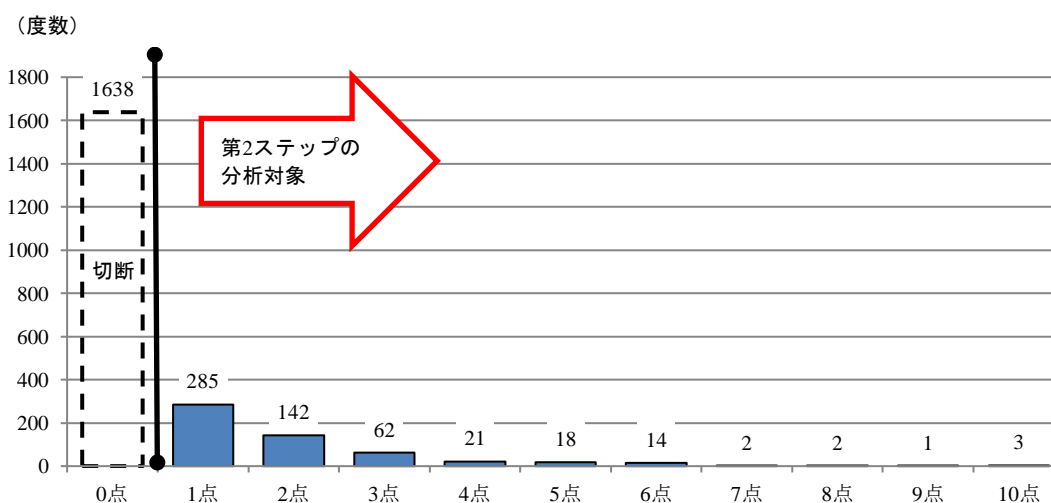


図6 再構成後の児童虐待リスクスコアの分布状況

が、今回は、予備的分析の結果、ゼロ切断負の二項回帰モデル（Zero-truncated Negative Binomial Regression）を採用することにした。

なお、本稿では分析に耐えうるケース数を確保するため、男女を区別せずに推定を行う。また、分析は汎用統計解析ソフトウェア Stata にて実行した。

4.2 結果

表 2 は推定結果をまとめたものである。今回の分析においては、model 1 では、ひとり親、ふたり親世帯に共通の変数を投入し、model 2 では、ふたり親世帯のみを対象として配偶者情報などに関する変数を追加している。

それでは、model 1 から結果を確認していこう。児童虐待の兆候（有無）を検討した第 1 ステップについては、「本人うつ傾向」、「相対的貧困（貧困ライン）：有」、「同居子ども数」、「7～12 歳の子どもの同居：有」、「家事・育児負担感」で有意に正の効果が認められた。一方、「調査年度：NFRJ18 ダミー」、「性別：男性ダミー」、「本人学歴：大学・大学院卒」、「本人年齢」、「同居親族：有」、「13 歳以上の子どもの同居：有」が有意に負の効果を示している。さらに、「世帯類型（家族構造）：ひとり親ダミー」については、統計的に有意な効果がみられず、これらの傾向は先に確認した記述的分析の結果とも符合する。

続いて、分析対象をリスクグループのみに限定し児童虐待リスクの高低を検討した第 2 ステップについては、「本人うつ傾向」および「家事・育児負担感」で有意に正の効果が確認された。このことは、うつ傾向が悪化し、家事・育児の負担感が増すほど、高リスクに移行する可能性が高いことを示唆している。くわえて、「調査年度：NFRJ18 ダミー」および「13 歳以上の子どもの同居：有」で有意に負の効果が認められた。すなわち、13 歳以上の子どもの同居している場合には、高リスクへの移行が抑止される。

次に、ふたり親（有配偶）世帯のみを分析対象とした model 2 の結果を確認しよう。第 1 ステップについては、model 1 との共通項目（変数）で、model 1 と類似の結果が得られている。model 2 で追加した配偶者関係の項目（変数）としては、「配偶者年齢」および「配偶者の情緒的サポート」が負の効果を有意に示しており、これらは、先にみた記述的分析の結果とも整合的である。さらに、第 2 ステップについても、model 1 との共通項目（変数）において、model 1 とほぼ同様の結果が確認された。そうした一方、「本人または配偶者の離死別経験」など配偶者関係で統計的に有意な効果が認められた項目（変数）は存在しなかった。最後に、今回の多変量解析の結果をまとめると、児童虐待リスクの「有無」に注目した第 1 ステップにおいては、第 3 節の記述的分析と同様に、多くの独立変数で有意な効果（関連性）が認められ、それらは先行研究と同一の傾向を示していた。一方、児童虐待リスクの「高低」を検討した第 2 ステップにおいては、影響を与える項目（変数）が限定され、高リスク移行への促進要因としては「本人うつ傾向」と「家事・育児負担感（model 1 限定）」のみ、抑制要因としては「調査年度：NFRJ18 ダミー」と「13 歳以上の子どもの同居」のみが統計的に有意な効果を示していた。

表2 児童虐待リスクの規定要因

	model 1				model 2			
	logit (リスクの有無)		ztnb (リスクの高低)		logit (リスクの有無)		ztnb (リスクの高低)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
調査年度								
NFRJ08 = 基準								
NFRJ18	-0.605	0.125 ***	-0.903	0.427 *	-0.609	0.135 ***	-1.033	0.563 †
性別								
女性 = 基準								
男性	-0.357	0.124 **	-0.397	0.310	-0.417	0.145 **	-0.259	0.438
本人学歴								
中学・高校 = 基準								
専門・短大・高専	-0.112	0.133	0.079	0.280	-0.030	0.144	0.499	0.429
大学・大学院	-0.368	0.150 *	-0.250	0.392	-0.181	0.172	-0.582	0.709
本人年齢	-0.325	0.117 **	-0.057	0.227	-0.162	0.143	-0.312	0.340
本人健康状態	0.080	0.073	-0.162	0.153	0.107	0.080	-0.038	0.248
本人うつ傾向 (CES-Dスコア)	0.444	0.085 ***	0.375	0.205 †	0.395	0.089 ***	0.846	0.365 *
生計維持者の職業								
正規・自営 = 基準								
非正規	-0.291	0.264	0.340	0.619	-0.565	0.332 †	0.664	0.599
無職・休職	0.371	0.382	0.827	0.541	0.691	0.474	1.329	0.839
相対的貧困 (貧困ライン)								
非相対的貧困 = 基準								
相対的貧困	0.336	0.190 †	-0.252	0.395	0.217	0.218	0.149	0.682
世帯類型 (家族構造)								
ふたり親 = 基準								
ひとり親	0.045	0.268	-1.926	1.891				
同居親族の有無								
無 = 基準								
有	-0.392	0.138 **	0.320	0.268	-0.351	0.148 *	0.463	0.334
同居子ども数	0.580	0.100 ***	0.145	0.214	0.601	0.106 ***	0.122	0.335
同居子ども0-6歳の有無								
無 = 基準								
有	0.121	0.172	-0.252	0.357	-0.019	0.185	-0.435	0.565
同居子ども7-12歳の有無								
無 = 基準								
有	0.427	0.140 **	-0.240	0.340	0.365	0.149 *	-0.845	0.570
同居子ども13歳以上の有無								
無 = 基準								
有	-1.041	0.184 ***	-1.165	0.575 *	-1.126	0.198 ***	-1.689	0.817 *
家事・育児の負担が大きすぎる	0.348	0.061 ***	0.237	0.133 †	0.309	0.068 ***	0.238	0.194
配偶者学歴								
中学・高校 = 基準								
専門・短大・高専					-0.136	0.153	0.530	0.456
大学・大学院					-0.186	0.160	0.238	0.476
配偶者年齢					-0.325	0.128 *	0.639	0.391
配偶者健康状態					-0.106	0.083	-0.397	0.315
母親の職業								
正規・自営 = 基準								
非正規					0.162	0.160	0.881	0.562
無職・休職					-0.046	0.162	-0.012	0.560
本人または配偶者の離死別経験								
無 = 基準								
有					0.132	0.266	-1.748	2.009
配偶者の情緒的サポート					-0.170	0.087 †	0.272	0.296
子育てへの配偶者の取り組み					-0.056	0.090	-0.034	0.275
切片	-2.512	0.456 **	-0.529	1.023	-1.110	0.639 †	-2.671	2.333
/Indelta			0.191	0.184			0.355	0.188
delta			1.210	0.223			1.426	0.267
2LL	1977.15		1381.58		1797.14		1275.61	
X2	348.85 ***		37.25 **		343.79 ***		50.58 **	
Pseudo R2	0.150		0.026		0.161		0.038	
n	2057		520		1881		482	

*** p<.001 **p<.01 *p<.05 † p<.10

しかしながら表 2 にも示されているが、モデルの適合度をあらわす指標である擬似決定係数 (Pseudo R2) は、model 1 の第 1 ステップで 15.0%、第 2 ステップで 2.6%、ふたり親 (有配偶) 世帯に分析対象を限定した model 2 でも、第 1 ステップが 16.1%、第 2 ステップが 3.8%と低い。特に、第 2 ステップである児童虐待リスクの「高低」については、今回の分析枠組みでは説明を十分に行うことができず、他の要因により規定されている部分が多い。この点が、今回の分析の限界である。

5. まとめと今後の課題

本稿では、NFRJ08 および NFRJ18 の合併データを用いて、児童虐待リスクの「有無」と「高低」に着目し、規定要因の解明を試みた。

分析の手始めとして実施した記述的分析 (平均値の差の分析) では、先行研究と同様、設定した独立変数の多くと児童虐待リスクとの間に関連性が認められた。続く、多変量解析の結果は、以下に示すように整理できる。

①第 1 ステップ (児童虐待リスクの兆候【有無】) について

- ・ 正の効果：「本人うつ傾向：高」、「同居子ども数：多」、「7～12 歳の子どもとの同居：有」、
「家事・育児負担感：高」、「相対的貧困 (貧困ライン)：有【model 1 のみ有意】」
- ・ 負の効果：「調査年度」、「性別：男性」、「同居親族：有」、「13 歳以上の子どもとの同居：有」、「配偶者年齢：高」、「配偶者の情緒的サポート：高」、「本人学歴：大学・大学院卒【model 1 のみ有意】」、「本人年齢：高【model 1 のみ有意】」、「生計維持者の職業：非正規雇用【model 2 のみ有意】」

①第 2 ステップ (児童虐待リスクの高低) について

- ・ 正の効果 (リスク促進要因)：「本人うつ傾向：高」、「家事・育児負担感：高【model 1 のみ有意】」
 - ・ 負の効果 (リスク抑制要因)：「調査年度」、「13 歳以上の子どもとの同居：有」
- ※ひとり親、ふたり親という「世帯類型 (家族構造)」の相違は、児童虐待リスクに有意な効果をもたない。

このような分析結果は、児童虐待研究に対して、どのような点で貢献することができたのだろうか。

まず、児童虐待リスクの兆候に着目した第 1 ステップから析出された結果は、繰り返しになるが、おおむね、先行研究と齟齬のない知見であり、その意味で、本稿は、これまで

の先行研究の頑健性を高めることに貢献できた。

ただし、いくつかの項目（変数）で有意な効果が示されなかったことも、今回の分析により得られた重要な知見といえよう。先行研究では、児童虐待リスクの発生要因として、ひとり親が指摘されてきたが、今回の分析では、そのような傾向は導出されなかった。このことは、ひとり親と児童虐待の関連性については、慎重な判断が必要であることを物語っている。

さらに、本稿独自の知見として、日本社会における養育態度の変化が捉えられたことを指摘できる。今回の分析では「調査年度：NFRJ18 ダミー」が有意に負の効果を示していた。このことは、2009年から2019年の10年間に「児童虐待に関する社会全体の気づきが鋭く」（遠藤 2018）なり、その結果として、「暴力や暴言に頼らない子育て（しつけ）」が広まったとも解釈可能である。

くわえて、児童虐待リスクの「高低」を検討した第2ステップにおいては、養育者のメンタルヘルスの不調が高リスク移行への促進要因となっていることが示唆された。この結果は、「児童虐待問題は同時に精神保健医療福祉問題としての側面を持っている」（松宮 2012）ことを改めて浮かび上がらせた。児童虐待リスクを抑制するためにも、児童相談所と医療施設など関係諸機関との連携強化や円滑な情報共有の仕組みづくりが急務である。この点が、本稿における政策的含意である。

最後に、残された課題について記しておきたいと思う。第1点目として、多変量解析の決定係数が低水準（特に第2ステップで顕著）であったことから、分析枠組み（モデル）を再検討・精緻化する必要がある。第2点目として、本稿ではサンプルサイズを確保することを優先したため、男女別の分析、すなわち、ジェンダー（性差）による児童虐待リスクの違いを検討することはかなわなかった。これらの課題については、稿を改めて論じることにはしたい。

[謝辞]

東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから第3回全国家族調査（NFRJ08）（日本家族社会学会全国家族調査委員会）の個票データの提供を受けました。

[備考]

NFRJ18 の調査概要の詳細については、第一次報告書を参照されたい。

<https://nfrj.org/nfrj18publishing.htm>

[文献]

遠藤野ゆり，2018，「児童虐待はいかに語られるか-虐待発生のメカニズム-」田中理恵編『現代の家庭教育』一般財団法人放送大学教育振興会:175-94.

- 藤田英典, 2012, 「現代の貧困と子どもの発達・教育」『発達心理学研究』23(4):439-49.
- 林雄亮, 2020, 「若年・壮年期の貧困——世帯形成と世帯の収入源からみた動態分析」石田浩・有田伸・藤原翔編『人生の歩みを追跡する——東大社研パネル調査でみる現代日本社会』勁草書房:43-61.
- Horikawa H, Sugimoto SP, Musumari PM, Techasrivichien T, Ono-Kihara M and Kihara M, 2016, “Development of a prediction model for child maltreatment recurrence in Japan: A historical cohort study using data from a Child Guidance Center,” *Child Abuse & Neglect*, 59 :55-65.
- 稲葉昭英, 2002, 「結婚とディストレス」『社会学評論』53(2):69-84.
- 厚生労働省, 2013, 「子ども虐待対応の手引き（平成25年8月改訂版）」厚生労働省ホームページ（2021年2月25日取得, https://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/kodomo/kodomo_kosodate/dv/dl/120502_11.pdf）.
- 松宮透高, 2012, 「児童虐待と親のメンタルヘルス問題の接点——先行研究にみるその実態」『人間と科学 県立広島大学保健福祉学部誌』12(1):103-15.
- 永井暁子, 2006, 「夫婦関係と養育態度」澤口恵一・神原文子編『第2回家族についての全国調査(NFRJ03)第2次報告書 No.2:親子、きょうだい、サポートネットワーク』日本家族社会学会 全国家族調査委員会:75-87.
- 大原美知子, 2003, 「母親の虐待行動とリスクファクターの検討——首都圏在住で幼児をもつ母親への児童虐待調査から」『社会福祉学』43(2):46-57.
- 鈴木富美子, 2016, 「育児期のワーク・ライフ・バランス」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会:187-202.
- 周燕飛, 2019, 「母親による児童虐待の発生要因に関する実証分析」『医療と社会』29(1):119-34.
- 藤間公太・余田翔平, 2019, 「一時保護後の親子分離を規定する要因——児童相談所虐待相談記録データを用いた探索的分析」『家族社会学研究』31(2):137-45.
- 山岸貴子・小林奈美, 2011, 「子どものしつけに影響を与える家族の要因」福田亘孝・西野理子編『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書 No.3:家族形成と育児』日本家族社会学会 全国家族調査委員会:105-18.

The Determinants of Child Abuse Risk through Analysis of NFRJ08-18 Data

-Focusing on the existence or absence of risk and the risk level-

Takayuki SUGASAWA
Kumamoto University

The purpose of this paper is to clarify the determinants of child abuse risk. To achieve this purpose, in this paper, we used the consolidated data of NFRJ08 and NFRJ18. With respect to the independent variables, 20 items were selected including the health status of caregivers, the economic environment, and the number of children living together, with the focus on matters pointed out as risk factors of child abuse in previous studies. Furthermore, in the analysis of this paper, the risk of child abuse was estimated by dividing it into two processes. Initially, as the first step, we examined the determinants of the existence or absence of child abuse risk. Next, as the second step, we examined the “high and low” risk of child abuse only for groups showing signs of child abuse.

The following findings were obtained, as a result of the analysis. The results derived from the analysis in the first step were largely consistent with the findings of previous studies. However, in previous studies, the single-parent has been indicated as an occurrence factor in child abuse risk, but the analysis this time did not show such a trend. This means that careful evaluation is essential with respect to the link between single parents and child abuse. In addition, analysis of the second step revealed that mental health disorders in caregivers were an effective factor in the switch over to high-risk. To reduce the risk of child abuse, it is urgent to strengthen cooperation with related organizations such as child consultation centers and medical facilities, and to create a smooth information-sharing system.

Key words and phrases: child abuse, child-rearing environment, risk, analysis of limited dependent variables