

保育者・小学校教員・大学生が持つ「ひとり親家庭の子ども」に対する認識

メタデータ	<p>言語: Japanese</p> <p>出版者: 静岡大学学術院教育学領域</p> <p>公開日: 2018-06-25</p> <p>キーワード (Ja): ひとり親家庭, 保育者, 小学校教員, 教師の信念</p> <p>キーワード (En): one parent family, nursery teacher, elementary school teacher, teacher beliefs</p> <p>作成者: 中道, 圭人</p> <p>メールアドレス:</p> <p>所属:</p>
URL	https://doi.org/10.14945/00025354

保育者・小学校教員・大学生が持つ 「ひとり親家庭の子ども」に対する認識

Nursery teachers, elementary school teachers, and undergraduate
students' awareness of "one-parent children"

中 道 圭 人
Keito NAKAMICHI

（平成 29 年 10 月 2 日受理）

Nursery teachers, elementary school teachers, and undergraduate students majoring education ($N=519$) participated in this research, and they answered the questionnaire about the positive and negative images of one-parent children (18 items, 4-points scale). The results showed the following: (a) in each group, the positive image score was higher than negative image score; (b) elementary school teachers had lower positive image score and higher negative image score, compared with nursery teachers and undergraduate students; (c) the percentage of negative image type (i.e. participant having higher negative score than positive score) among elementary school teachers (36.9%) was higher than that among nursery teachers (17.9%) and undergraduate students (14.2%). The implications of the findings are discussed for reducing educators' bias.

【Keywords】 one parent family（ひとり親家庭）、nursery teacher（保育者）、
elementary school teacher（小学校教員）、teacher beliefs（教師の信念）

問題・目的

近年、社会的な問題として注目されている事柄の1つは、ひとり親家庭の増加やその家庭状況である。国民生活基礎調査（厚生労働省政策統括官, 2016）によれば、「ひとり親と未婚の子どものみの世帯」の数は平成元年では677千世帯（4.1%）で、平成27年には865千世帯（7.3%）であった（括弧内は児童のいる世帯全体に占める割合）。児童のいる世帯全体からすれば少数であるが、ひとり親の世帯数はこの二十数年間で約1.25倍に増加している。

また、ひとり親家庭の状況に関して、厚生労働省雇用均等・児童家庭局（2012）の全国調査によれば、子どものいる世帯全体の平均年収は658.1万円であったのに対し、母子世帯では291万円、父子世帯では455万円であった。これと関連して、世帯収入は子どもの学業上の達成と関連することが示されている（耳塚, 2009）。このような状況を踏まえ、内閣府（2014）は社会福祉的観点だけでなく、教育的観点からも、ひとり親家庭やその子どもの支援を重要視し、

「『学校』をプラットフォームとした総合的な子供の貧困対策の展開」や「幼児教育の質の向上」を施策として掲げている。

ひとり親家庭の子どもに対する教育現場での支援を考える上で、保育者や教員が持つ「ひとり親家庭の子どもに対する認識」は重要な側面の1つであると考えられる。たとえばGanong, Coleman, & Mapes (1990) は、欧米で公刊された26の調査結果をメタ分析し、成人がある子どもの行動を評価する際に、「ひとり親家庭（母子家庭あるいは父子家庭）の出身である」という情報を与えられた場合、その子どもの行動を低く評価することを示している。このように、ひとり親家庭の子どもに対する認識は、その子どもに対する評価を歪めうる。

また、河村・田上(1997) は、子ども・教育に対する教師特有の認識（例：「学習成績の不振な児童には、努力不足の児童が多い」「教師はその指示によって、児童に規律ある行動をさせる必要がある」）の強さと、小学校教員の行動や担当する児童の学校適応の関連を検討した。その結果、教師特有の認識を強く持つ小学校教員は限定的な基準の指導行動（例：子どもを「良い子」「悪い子」に分ける言動をする）等が多く、担当児童の学校適応が低かった。これを踏まえると、保育者や教員がひとり親家庭の子どもに対して持つ認識は、ひとり親家庭の子どもに対する実際の行動や、その結果としての子どもの適応状態に影響を与える可能性がある。

しかしながら、日本ではひとり親家庭の子どもに関する実証的な研究はほとんど行われておらず、保育者や教員がひとり親家庭の子どもに対してどのような認識を持つかは不明確である。数少ない研究の中で、小田切(2003)や竹田・李・上野(2011)は、大学生に離婚家庭の子どもやひとり親家庭の子育てに対する否定的な認識の程度を尋ね、大学生が少なからず否定的認識を持つこと（例：非行化しやすい、しつけがゆきとどかない）を示している。仮に保育者や教員が否定的な認識を持つ場合、その認識はひとり親家庭の子どもに対する適切な教育や支援を妨げる要因の1つとなりうる。そのような事態を防ぐためにも、保育者や教員が持つひとり親家庭の子どもに対する認識を明らかにすることが重要となる。

そこで本研究では、保育者や小学校教員が持つ認識や、その認識の個人差を明らかにするために、保育者・小学校教員・大学生を対象に「ひとり親家庭の子どもに対する認識」を調査し、三者の認識の違いを検討した。

方 法

参加者

東海地区のA県の公立こども園に勤務する保育者134名（男11名、女123名）、公立小学校に勤務する小学校教員96名（男37名、女59名）、同A県の国立大学および私立大学の教員養成系学部在籍する大学生289名（男138名、女151名）の計519名が調査に参加した。

大学生の平均年齢は19.45歳（ $SD = 1.00$ ）であった。保育者の平均年齢は33.88歳（ $SD = 8.82$ ）で、保育者経験年数の平均は10.95年（ $SD = 8.21$ ）であった。小学校教員の平均年齢は42.29歳（ $SD = 7.29$ ）で、教員経験年数の平均は14.82年（ $SD = 8.78$ ）であった。

倫理的配慮

本研究の全体の手続きは、「静岡大学 ヒトを対象とする研究倫理委員会」によってレビューされ、承認を得た。調査実施に際して、参加者に倫理的配慮（調査内容の説明、個人情報の保

護、調査の拒否権、等)を説明し、書面での同意を得た。さらに、データは匿名で収集され、すべてのデータを数値化した上で分析に使用された。

手続き

保育者・小学校教員は教員対象の研修会等の後、大学生は大学での授業後に、調査の参加を依頼され、同意した場合に質問紙に匿名で回答した。

具体的に、質問紙では、はじめに倫理的配慮の説明を記載し、同意する場合はチェック欄(☑)と日付欄への記入を求めた。それに続き、回答者自身の性別と年齢、そして、保育者・小学校教員には勤務経験年数の記入を求めた。この後、小田切(2003)や竹田ら(2011)を参考に新たに作成した「ひとり親家庭の子どもに対する認識」に関する18項目それぞれについて4件法(「そう思う(4点)」～「そう思わない(1点)」)で回答を求めた(使用した項目内容はTable 1を参照)。なお、すべての統計解析にはIBM SPSS Statistics 23を使用した。

結 果

「ひとり親家庭の子どもに対する認識」項目の因子分析

「ひとり親家庭の子どもに対する認識」の全体的な構造を検討するため、全参加者から回答を得た18項目に関して因子分析(重みづけのない最小二乗法、バリマックス回転)を行った。固有値の変化(4.70, 3.72, 1.27, 1.00, …)から、2因子構造が妥当であると考えられた。そこで、再度2因子を想定して同様の因子分析を行った(Table 1)。累積寄与率は40.49%であった。

Table 1 「ひとり親家庭の子どもに対する認識」の因子分析の結果(バリマックス回転後)

	F1	F2	M (SD)
9. 学校の成績が悪い。	.75	-.05	1.82 (0.75)
17. 非行化する。	.74	.01	2.07 (0.80)
18. 他者を信用しない。	.73	-.04	1.91 (0.73)
11. すぐにあきらめる。	.71	.01	1.75 (0.70)
3. 学校で問題を起こす。	.70	-.03	2.04 (0.82)
10. 親のことが嫌いである。	.67	.01	1.61 (0.64)
7. 暗い性格である。	.62	.00	1.70 (0.66)
4. 不幸である。	.53	-.02	1.85 (0.82)
13. 他者(友人,恋人, 等)に依存する。	.46	.16	2.37 (0.90)
16. 明るい性格である。	.05	.75	2.47 (0.70)
12. 社交的である。	.13	.66	2.35 (0.73)
8. 他者への信頼を持てる。	-.13	.64	2.42 (0.79)
15. 幸福感を持っている。	-.17	.64	2.38 (0.71)
6. 学校に馴染んでいる。	-.10	.59	2.61 (0.82)
14. 規則正しい生活を送っている。	-.08	.57	2.06 (0.66)
5. 学業的に優れている。	.29	.49	1.86 (0.57)
1. 粘り強い。	.16	.46	2.25 (0.82)
2. 親思いである。	.03	.40	2.86 (0.83)
因子寄与	4.16	3.13	
寄与率	23.10	17.39	

注. 実際のアンケートでは、すべての質問の冒頭に「ひとり親家庭の子どもは」という一文が記載されていた。

Table 2 保育者・小学校教員・大学生別の各認識の平均得点（括弧内は標準偏差）

		ポジティブ認識	ネガティブ認識
保育者	男	2.47 (0.50)	1.66 (0.50)
	女	2.32 (0.49)	1.80 (0.53)
	全体	2.33 (0.49)	1.79 (0.53)
小学校教員	男	2.12 (0.31)	1.98 (0.58)
	女	2.29 (0.42)	2.05 (0.58)
	全体	2.23 (0.39)	2.02 (0.58)
大学生	男	2.43 (0.51)	1.97 (0.48)
	女	2.40 (0.44)	1.92 (0.52)
	全体	2.42 (0.47)	1.94 (0.50)
全体	男	2.37 (0.49)	1.95 (0.50)
	女	2.35 (0.45)	1.90 (0.54)
	全体	2.36 (0.47)	1.92 (0.53)

第1因子は「学校の成績が悪い」「非行化する」など、ネガティブな行動・特性に関する9項目で構成され、「ネガティブ認識」因子と命名した ($\alpha = .87$)。第2因子は「明るい性格である」「社会的である」など、ポジティブな行動・特性に関する9項目で構成され、「ポジティブ認識」因子と命名した ($\alpha = .81$)。

後の分析のために、各因子に含まれる項目を下位尺度として、各下位尺度の項目の合計得点を項目数で除し、各下位尺度の平均得点を算出した。保育者・小学校教員・大学生別のポジティブ認識得点とネガティブ認識得点の平均を Table 2に示す。

保育者・小学校教員・大学生の認識の比較

予備的な分析において、保育者・小学校教員を対象に認識 (2) × 学校種 (2) × 勤務経験年数 (3: 10年未満, 10-20年未満, 20年以上) の分散分析を行ったところ、ポジティブ認識・ネガティブ認識のいずれにおいても、勤務経験年数による認識得点の有意な違いはなかった。そこで、以下では保育者・小学校教員の勤務経験年数を込みにして分析を行うこととした。

続いて、保育者・小学校教員・大学生の認識の違いを検討するため、認識 (2) × 所属 (3) × 性 (2) の分散分析を行った (参加者内 = 認識; 参加者間 = 所属, 性)。その結果、認識の主効果 ($F(1, 511) = 91.20, p < .001, \eta_p^2 = .15$) が有意で、全体的にポジティブ得点よりネガティブ得点が低かった。また、認識 × 所属の交互作用 ($F(2, 511) = 8.27, p < .001, \eta_p^2 = .03$) が有意であった。所属および性の主効果や、認識 × 性および認識 × 所属 × 性の交互作用はすべて有意でなかった。

認識 × 所属の交互作用について検討するため、単純主効果の検定を行った。まず、ポジティブ認識・ネガティブ認識別に各所属の平均得点を比較した。その結果、ポジティブ認識 ($F(2, 511) = 7.02, p = .001, \eta_p^2 = .03$) では、大学生より小学校教員で得点が低かった (*Bonferroni*, $p < .001$)。保育者と大学生および小学校教員の間には、ポジティブ認識得点の有意な違いはなかった。また、ネガティブ認識 ($F(2, 511) = 4.03, p = .02, \eta_p^2 = .02$) では、保育者より小学校教員で得点が有意に高かった (*Bonferroni*, $p = .01$)。大学生と保育者および小学校教員の間には、ネガティブ認識得点の有意な違いはなかった。

次に、所属別にポジティブ認識・ネガティブ認識の平均得点を比較した。その結果、大学生 ($F(1, 511) = 137.71, p < .001, \eta_p^2 = .21$)、保育者 ($F(1, 511) = 35.08, p < .001, \eta_p^2 = .06$)、小学校教員 ($F(1, 511) = 7.16, p = .008, \eta_p^2 = .01$) のいずれにおいても、ネガティブ認識よりポジティブ認識で得点が有意に高かった。

「ひとり親家庭の子どもに対する認識」の個人差

タイプ分け。 保育者・小学校教員・大学生それぞれの2つの認識得点を用いて、最遠隣法（ユークリッド平方距離）によるクラスタ分析を行い、解釈可能性を考慮して、3つのクラスタを得た。第1クラスタに83名（16.0%）、第2クラスタに123名（23.7%）、第3クラスタに313名（60.3%）の参加者が分類された。 χ^2 検定の結果、人数の偏りが有意で ($\chi^2(2, N=519) = 174.57, p < .001$)、第3クラスタの人数が多く、第1クラスタと第2クラスタの人数が少なかった。

各クラスタの特徴を把握するため、3つのクラスタを独立変数、各認識得点を従属変数とした分散分析を行った（Table 3の上段）。その結果、ポジティブ認識 ($F(2, 516) = 349.83, p < .001, \eta_p^2 = .58$)、ネガティブ認識 ($F(2, 516) = 183.89, p < .001, \eta_p^2 = .42$) のいずれも有意な群差が見られた。*Tukey HSD*法による多重比較（1%水準）を行ったところ、ポジティブ認識の得点はクラスタ3で最も高く、次いでクラスタ2で、クラスタ1で最も低かった。また、ネガティブ認識の得点はクラスタ2で最も高く、次いでクラスタ3で、クラスタ1で最も低かった。

クラスタ1は、2つの認識得点が全体的に低かったため、「低偏り」タイプと命名した。クラスタ2は、ポジティブ認識が中程度で、ネガティブ認識が最も高かったため、「ネガティブ認識」タイプと命名した。クラスタ3は、人数が最も多く、ポジティブ認識が高く、ネガティブ認識が中程度であったため、「平均」タイプと命名した。

Table 3 クラスタ別の各認識の平均得点と人数

		クラスタ1 (低偏り)	クラスタ2 (ネガティブ)	クラスタ3 (平均)	全体
ポジティブ 認識	<i>M</i>	1.63	2.23	2.60	2.36
	(<i>SD</i>)	(0.32)	(0.21)	(0.33)	(0.46)
ネガティブ 認識	<i>M</i>	1.62	2.52	1.76	1.93
	(<i>SD</i>)	(0.54)	(0.30)	(0.39)	(0.53)
保育者	人数	24	25	85	134
	(%)	(17.9%)	(18.7%)	(63.4%)	(100.0%)
小学校 教員	人数	18	38	40	96
	(%)	(18.8%)	(39.6%)	(41.7%)	(100.0%)
大学生	人数	41	60	188	289
	(%)	(14.2%)	(20.8%)	(65.1%)	(100.0%)
全体	人数	83	123	313	519
	(%)	(16.0%)	(23.7%)	(60.3%)	(100.0%)

所属によるタイプの違い. 各タイプの人数が保育者・小学校教員・大学生で異なるかを検討するため、所属 (3) ×タイプ (3) の χ^2 検定を行った (Table 3の下段)。その結果、人数の偏りが有意であった ($\chi^2 (4, N=519) = 20.89, p < .001, Cramer's V = .14$)。残差分析によると、大学生は小学校教員と比べて「平均」タイプの割合が高く、小学校教員は保育者・大学生と比べて「ネガティブ」タイプの割合が高かった。

考 察

保育者・小学校教員・大学生の認識の違い

本研究は、保育者・小学校教員・大学生を対象に「ひとり親家庭の子ども」に対する認識を検討した。全体的に、保育者・小学校教員・大学生のいずれにおいてもネガティブ認識得点よりポジティブ認識得点有意に高かった。小田切 (2003) や竹田ら (2011) は、離婚家庭の子どもやひとり親家庭の子育てに対して大学生が否定的認識を少なからず持つことを示していた。しかし、それらの研究では、参加者に否定的認識だけを尋ねていた。本研究の結果は、保育者・小学校教員・大学生がひとり親家庭の子どもに対する否定的認識を持たないわけではないが、それだけではなく、ひとり親家庭の子どもの肯定的な側面にも目を向けていることを示した。

また、所属による認識の違いが見られ、小学校教員は大学生よりポジティブ認識得点有意に低く、保育者よりネガティブ認識得点有意に高かった。2つの認識得点のいずれにおいても、保育者と大学生の間に有意な違いはなかった。これらを踏まえると、小学校教員は否定的な認識を比較的強く持っているようであった。この点については、以下のタイプ分けの結果を踏まえて論じる。

続いて、2つの認識の持ち方のタイプ分けの結果では、参加者全体の6割程度が、ネガティブな認識よりポジティブな認識を比較的強く持つタイプ (平均タイプ) であった。また、全体の2割弱が認識の偏りの少ないタイプ (低偏りタイプ) で、残りの2割強が否定的な認識を比較的強く持つタイプ (ネガティブタイプ) であった。この結果から、教員養成系の大学生、保育者、小学校教員といった教育に関わる集団それぞれの中であっても、各個人がひとり親家庭の子どもに対して同一の認識を持っていないことが示された。

また、所属によるタイプの割合に違いが見られ、ネガティブタイプの割合は、保育者 (18.7%) や大学生 (20.8%) と比べて、小学校教員 (39.6%) で有意に高かった。このタイプ分けの結果や、前述の小学校教員のネガティブ認識得点の高さは、ひとり親家庭の子どもとの関わりによって生じた可能性が考えられる。たとえば Amato & Keith (1991) は、欧米で公刊された92の研究をメタ分析し、ひとり親家庭であることや親の離婚を経験することの負の影響が、幼児期より児童期で大きいこと (例: 問題行動、心理的・社会的不適応の増加) を示している。また、卯月・末富 (2015) は、小学6年生・中学3年生の全国学力調査の成績を分析し、ひとり親家庭である場合、国語・算数の平均偏差値が1-2ポイント低いことを示している。小学校教員はひとり親家庭の児童のネガティブな行動・特性を目撃・経験することが多くなった結果、否定的な認識が強まり、ネガティブタイプの割合が高かったのかもしれない。

保育・教育現場での支援に関する示唆

本研究の結果は、大学生だけでなく、保育者や小学校教員にも否定的な認識を比較的強く持つタイプが一定数存在することを明らかにした。このような否定的な認識の偏りは、ひとり親

家庭の子どもの行動・状態を過小評価したり、その結果として子どもに対する行動に影響する可能性がある（Ganong et al., 1990; 河村・田上, 1996）。

教育現場において、ひとり親家庭の子どもに対して適切な支援を行う上で、保育者や小学校教員は、ひとり親家庭の子どもの否定的な側面に偏らない認識を持つことが求められる。成人の認識の偏りの修正に関して、たとえばHirt & Markman（1995）は、自分が最初にした判断とは反対の判断や全く別の判断を考えることが、成人の認識の修正をもたらすことを示している。ひとり親家庭の子どもに対する認識の偏りを減少させるために、自分が現時点で持つ「ひとり親家庭の子どもに対する認識」とは反対の事例について考えることや、他の保育者・教員と情報を共有する中で、ひとり親家庭の子どもの様々な姿を知ることは、有効な活動の1つとなるだろう。

また、保育者や小学校教員がひとり親家庭の子どもに関する客観的な情報の意味を整理し、理解することも必要である。たとえば、前述の卯月・末富（2015）では、ひとり親家庭の子どもの全国学力調査の平均偏差値が1-2ポイント低かった。しかし、平均での1-2ポイントの低さは、「すべてのひとり親家庭の子どもが学校の成績が低い」ことを意味する情報ではない。客観的な情報を踏まえつつ、ひとり親家庭の子どもの行動・状態の個人差にも目を向けて対応することが重要であろう。

本研究の限界と今後の研究課題

本研究では、質問紙を用いて「ひとり親家庭の子どもに対する認識」を尋ねた。そのため、本研究においてネガティブ認識よりポジティブ認識が高かったのは、参加者が社会的に望ましい回答をしていた可能性がある。また、認識の偏りは、本人が自ら意識できないことも多い。今後は、潜在的な認識の偏りを検討する手法（例: Implicit Association Test: IAT）等を用いた研究も望まれる。

本研究ではまた、教育的な観点から、子ども達の生活に関わりが多いと考えられる保育者、小学校教員、教員養成系学部の大学生を対象とした。このため、本研究の結果を教育関係以外の成人に一般化することはできない。ひとり親家庭の子ども達が社会の中で平等に過ごすためには、教育関係者以外の「ひとり親家庭の子どもに対する認識」を検討することも必要であろう。

文 献

- Amato, P. R., & Keith, B. (1991). Parental divorce and the well-being of children: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 110, 26-46. doi: 10.1037/0033-2909.110.1.26
- Ganong, L. H., Coleman, M., & Mapes, D. (1990). A meta-analytic review of family structure stereotypes. *Journal of Marriage and the Family*, 52, 287-297. doi: 10.2307/353026
- Hirt, E. R., & Markman, K. K. (1995). Multiple explanation: A consider-an-alternative strategy for debiasing judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 1069-1086. doi: 10.1037/0022-3514.69.6.1069
- 河村茂雄・田上不二夫（1997）. 教師の教育実践に関するビリーフの強迫性とスクール・モラルとの関係. *教育心理学研究*, 45, 213-219.

- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局. (2012). 平成23年度全国母子世帯等調査結果報告. 厚生労働省.
- 厚生労働省政策統括官. (2016). 平成27年 国民生活基礎調査の概況. 厚生労働省.
- 耳塚寛明. (2009). 全国調査の結果による市町村・学校のサンプリング手法及び教員等に対する補完的な追加調査を実施・活用する調査分析手法の調査研究. 文部科学省.
- 内閣府. (2014). 子供の貧困対策に関する大綱—全ての子供たちが夢と希望を持って成長していける社会の実現を目指して. 内閣府.
- 小田切紀子. (2003). 離婚に対する否定的意識の形成過程: 大学生を対象として. 発達心理学研究, 14, 245-256.
- 竹田美和・李 璟媛・上野顕子. (2011). 大学生のひとり親家族のイメージ. 日本家政学会誌, 62, 317-328.
- 卯月由佳・末富 芳 (2015). 子どもの貧困と学力・学習状況: 相対的貧困とひとり親の影響に着目して. 国立教育政策研究所紀要, 144, 125-140.

付 記

アンケート調査にご協力くださった皆様に、深く感謝申し上げます。また、本調査のデータ収集・入力にご協力いただいた芹澤紗英（静岡大学教育学部・卒業生）にお礼申し上げます。なお、本論文は科学研究費補助金・挑戦的萌芽研究（課題番号 16K13523）の助成を受けた。記して感謝します。