

保育における発達支援観尺度の開発と個人要因の検討

新村隆博・安村 明

I. 緒言

対人援助においては、それを行う人の基本姿勢に代表される援助者側の要因と、援助理論や援助技法などの技術的な要因が相補的に影響し合うとされている（飯田、2010）。援助内容に対する個人的な考え方や価値観といった認知的側面は、援助者側の要因の一つとして保育や教育、看護、介護など対人援助の様々な領域において研究が行われ、多くの示唆が得られている。例えば、保育園や幼稚園における対人援助職である保育者にとって、保育現場での行動を決定する際にどのような援助観を持っているかということが重要な役割を果たすとされ、遊びや生活、課業の場面において意図を持った保育を行う際、子どもへの働きかけや環境構成への配慮、職員や保護者への情報共有のあり方といった、保育現場でどう行動するのかは自らの保育観に基づいて判断し、選択される（阿南ら、2021）。松本（2019）は保育における保育者の見方や考え方である保育観が保育者の保育実践や援助方法の決定、日々の保育における瞬時の判断や声かけ等を決定する大きな要素だと述べている。また、上田（2014）は、保育観は「幼児の主体的活動を大事にするべき」「子どもはのびのびと育つべき」「幼児期は遊びを中心としたものであるべき」のように抽象度が高く、多くの保育者に共有されているにもかかわらず、保育行為スタイルの違いが生起すると指摘している。

保育者にとっての援助者側の要因の一つである援助観・保育観については、これまで保育観を測定する指標の作成、保育観と関連する要素や関連性の検討、影響因を明らかにする研究が行われている。例えば、宮沢・増田（2007）は保育者と子どもとの関係のあり方についての認識を測定する保育観尺度の開発を行い、保育観が管理的保育観、協調的保育観、および子ども中心保育観から捉えられることを明らかにした。小原ら（2013）は保育者の保育観が、保育経験年数や施設形態（保育園・幼稚園）によって差異があることを見出した。また、田中ら（2013）は保育所の保育者と保護者の保育観に関する意識の比較分析を行い、子育てや保育園での保育について保育者および保護者ともに全体的に肯定的かつ高い意識を持っている一方で、保育者と保護者には保育サービスや役割の認識など多くの側面において意識の乖離が生じていることを明らかにした。

加えて、渡邊・永利（2017）は保育観が子どもの認識観、発達観、指導観、保育内容観、保育者の人生観などを含むものと定義した上で、保育者の保育観について調査研究を行っている。この定義にあるように、保育観に包含されるものであり保育実践に関してより焦点化した研究として運動指導観（館林・宮沢、2015）、学級経営観（中川ら、2009）など保育者の認識を測る指標開発が行われている。他にも、保育者の保育中の子ども同士の問題等への関わり方と保育指導観との関連を検討した研究（陳、2020）、保育者（保育士および幼稚園教諭）と小学校教諭との間で道徳指導観にどのような相違が認められるのかを調査した研究（越中ら、2011）がある。

このように援助者側の要因として保育観に関する多様な研究が今日まで行われている。しかしなが

ら、園児一人ひとりの特性や発達過程に応じて保育・指導をすることが明記された2017年の保育所保育指針（厚生労働省、2017）・幼稚園教育要領（文部科学省、2017）等3法令同時改訂（改定）やインクルーシブ保育の観点から障害等の有無に関係なく子ども一人ひとりの発達に即した保育が求められている中で、保育における子どもの発達支援に関する保育者の認識に着目した検討は十分に行われていない。

今日の保育・幼児教育現場には様々な事情や背景を抱えた子どもが在籍し、一人ひとりのニーズに応える取り組みが必要となっており（別府ら、2020）、発達の多様性の尊重が現代保育の課題の一つとされる（三宅・久保田、2021）。また、先行研究によって保育者個人の保育観が保育実践や援助方法に大きな影響を及ぼす（松本、2019）ことや、インクルーシブ保育に対する意識を調査した研究において経験の浅い保育者および障害児保育経験のない保育者がインクルーシブ保育に困難を感じやすい（富田・根本、2019）ことなどが明らかにされていることを踏まえると、前述の3法令同時改訂（改定）やインクルーシブ保育の観点から実施される個々の発達過程に応じた支援に対して、保育者の保育における発達支援の認識が援助者側の要因として保育実践等に影響を与えている可能性が示唆される。したがって、この点に着目して保育における発達支援の認識に対する認知的評価の構成要素を明らかにするとともに、その測定指標となる尺度を作成し、尺度得点と関連要因の検討をする必要があると考えられる。

新村・安村（2021）は保育園・幼稚園・認定こども園の保育者を対象としたインタビュー調査から保育において子ども一人ひとりの成長発達を支援することに対する考えや思い、価値観、印象、期待といった保育者の認識を明らかにした。そして、新村・安村（2022）は保育者の保育における発達支援の認識を量的に測定可能な指標作成のために新村・安村（2021）の質的研究で抽出された30概念に基づいて保育における発達支援観尺度開発の予備的検討を以下のように実施している。まず、子育て観尺度（陳ら、2006）、インクルーシブ保育に関する項目（富田・根本、2019）などの質問項目の記述を参考に作成した35項目の尺度項目案に対して内容的妥当性の協議を元保育園園長2名、子育て支援分野の心理士1名と行った。その後、保育園・幼稚園・認定こども園の保育者42名から得た質問紙（5段階評定法）の回答を用いて尺度の信頼性の検証を行った。項目分析やItem-Total相関分析を行い、最終的な質問数である21項目に対してCronbach α 係数を算出した結果、 α 係数は.86であり十分な内的整合性が示されている。

本研究では、上記の保育における発達支援観尺度開発の予備調査結果を踏まえて、調査人数を増やして本調査を実施し、因子分析による項目の精選など測定尺度の妥当性および信頼性の検証を行い、尺度に関連する保育者の個人要因を解明することを目的とする。

II. 方 法

1. 実施時期と調査協力者

2021年9月から12月にかけて、地方都市A県にある県北地域の保育園・幼稚園・認定こども園を中心に43園に対して質問紙調査を行った。

調査は、各保育園・幼稚園・認定こども園の所属長、自治体担当者（公立園の場合のみ）の調査協力の承諾が得られた場合にのみ、それぞれの園に所属する職員を対象に無記名自記式質問紙調査票の

配布および回収を行った。その結果、40園589名の職員から調査回答の同意・協力が得られた。回答の中から、保育者（保育士・幼稚園教諭・保育教諭）以外の職員および一つでも質問項目に欠損値がある回答を除外した513名（有効回答率87.1%）を分析対象とした。

2. 調査票の内容

1) フェイスシート

基本属性として、性別、年齢、所属園の施設形態（保育園・幼稚園・認定こども園）、担当している園児の年齢（クラス）、勤務形態、保育者としての経験年数、発達障害のある子どもの担当経験、個別配慮の必要な子（気になる子）の担当経験、子育て経験について回答を得た。

2) 保育における発達支援観尺度

保育者の保育における子どもの発達支援観の測定には、新村・安村（2022）の保育における発達支援観尺度試作版として尺度項目案の妥当性および信頼性の予備的な検証が実施された21項目を使用した。この尺度試作版の質問項目は、新村・安村（2021）が保育者の保育実践における子どもの発達支援という点に着目して行ったインタビュー調査のM-GTA（Modified Grounded Theory Approach）による分析において抽出された概念ごとに検討されている。質問の教示は、“以下の各項目について、普段のあなたの考えや思いにどの程度当てはまりますか”である。各項目の質問文に対して5件法「ほとんどそうは思わない」、「あまりそうは思わない」、「どちらともいえない」、「ややそう思う」、「非常にそう思う」で評定を求め、各項目の回答についての得点化は「ほとんどそうは思わない」に1点を与え、以下2点、3点、4点、5点とした。

3) 保育観尺度

保育における発達支援観は、前述の運動指導観（館林・宮沢、2015）などのように保育観に含まれる指標だと考えられ、保育実践についてより焦点化したものである。そのため、保育における発達支援観は保育観と一定の相関を示しながらも弁別性が確認される必要があり、その確認のために宮沢・増田（2007）が作成した保育観尺度を用いた。この尺度は、保育者と子どもとの関係のあり方についての認識を測定し、3下位尺度「協調的保育観（5項目）」、「管理的保育観（5項目）」、「子ども中心保育観（5項目）」から構成されている。下位尺度において得点が高いほど、各保育観を強く抱えていることを表す。なお、本調査では各項目の質問文に対する回答は「1：ほとんどそうは思わない（1点）」～「5：非常にそう思う（5点）」の5段階評定法で求め、得点化した。

3. 分析方法

調査の分析には、統計解析ソフトSPSS ver. 26 Windows版を使用した。またAmosを用いて確証的因子分析を実施した。

1) 保育における発達支援観尺度の妥当性の検討

構成概念妥当性の検討として、尺度内容を詳細に分析するために探索的因子分析を行い、抽出された因子に基づいて構成概念の命名を行った。また、探索的因子分析で採択され2因子解17項目について共分散構造分析を用いた確証的因子分析により因子構造を確認し、モデルの適合度を算出した。

適合性の指標として、モデルの説明力の目安となる適合度変数 (GFI ; Goodness-of Fit Index)、データの当てはまりを確認する自由度修正済み適合度指標 (AGFI ; Adjusted Goodness-of Fit Index) を用いた。また、モデルの適合度の指標として比較適合度指標 (CFI ; Comparative Fit Index)、平均平方根近似誤差 RMSEA (Root Mean Squared Error of Approximation) を用いた。加えて、保育における発達支援観尺度と保育観尺度 (宮沢・増田、2007) の相関係数の算出によって弁別的妥当性の確認を行った。

2) 保育における発達支援観尺度の信頼性の検討

内的整合性の検討のために、尺度全体および各構成概念の Cronbach α 係数を算出した。

3) 保育における発達支援観に関連する個人要因の検討

因子分析によって抽出された保育における発達支援観の合計得点に関連する保育者の個人要因を t 検定、一元配置分散分析、および二元配置分散分析を用いて検討した。

4. 倫理的配慮

倫理的な配慮としては、調査票の回答は任意でありすべて無記名とし、すべての調査内容は統計的に処理され回答者が特定されないこと、目的以外に使用することがないことを示す調査依頼文を調査票に添付した。回答の強制は行わず、調査票の回答をもって同意が得られたこととした。保育・幼児教育施設ごとの調査票の回収後は、施設および個人が特定されないように続き番号を割り振り数値化し、回答者の匿名性を保障した。なお、本研究は熊本大学大学院人文社会科学部倫理委員会の規定に遵守して行った。

Ⅲ. 結 果

1. 対象者の背景

表 1 に対象者の特徴を示した。性別については、女性が約 97% でありデータのほとんどを占めている。年齢や勤務年数、勤務形態においてはばらつきがあり、様々な年代・経験等に基づいて得られたデータであることを示している。所属および担当に関して、所属では保育園が 69.8%、担当では 3 歳未満児担当が 52.1% と半分以上を占めている。3 歳未満児担当と 3 歳以上児担当には、それぞれ 0・1 歳児、4・5 歳児のように異年齢保育を行う保育者を含んでおり、現在の担当 (クラス) の子ども達が 3 歳未満児か 3 歳以上児かによって分けられている。フリーや主任などどちらにも属さない保育者はその他に類別されている。

また、発達障害のある子どもの担当経験のある保育者は 66.1%、個別配慮が必要な子どもの担当経験のある保育者は 78.2% であった。保育者自身の子育て経験の有無の割合は、6 : 4 であった。

2. 保育における発達支援観尺度の開発

1) 保育における発達支援観尺度の妥当性の検討

(1) 因子的妥当性

まず、因子的妥当性を検討するために保育における発達支援観尺度作成の予備調査（新村・安村、2022）で抽出された21項目に対して探索的因子分析を行った。21項目の得点分布から1項目（一人ひとりの子どもの課題に対して、どう対応してよいか悩むことがある）に天井効果が見られたが、内容を吟味したところ保育における発達支援観を把握する上では不可欠なものであると考え、その項目は除外せずすべての項目を分析の対象とした。最尤法・プロマックス回転による因子分析した結果、因子のスクリープロットによる固有値の減衰状況（5.09、1.75、1.40、1.30、1.19、…）と解釈可能性の観点に基づいて2因子解を採用し、再度因子分析を行った。因子負荷量.30を基準に設定し、それを満たさない4項目を除外した。最後に、再度因子分析を行い、最終的に2因子、計17項目が抽出された（表2）。なお、回転前の全分散を説明する割合は29.50%であった。

第Ⅰ因子は、「集団活動において子ども一人ひとりの主体性を育むことに難しさを感じる」、「子どもの個人差が大きく、保育計画や保育目標の設定が難しい」、「保護者との連携がうまくいかない」など15項目から構成されている。それらは、新村・安村（2021）が述べる『保育者が子ども理解を高め、成長発達を支えるために行っている子ども達への「直接支援』と『子どもを取り巻く環境への働きかけやサポートを通じて間接的に子どもの支援を行うといった「間接支援』の両方が含有されており、【直接的・間接的支援に関する認識】と命名した。第Ⅱ因子は2項目から構成され、保育を実践する保育者にとっての制度的、社会的環境に関係する項目であることから【制度的・社会的環境

表1 分析対象者の属性 n=513

①性別	女性	498名	97.1%
	男性	15名	2.9%
②年齢	20代	131名	25.5%
	30代	126名	24.6%
	40代	106名	20.7%
	50代～	150名	29.2%
③所属	保育園（27園）	358名	69.8%
	幼稚園（5園）	51名	9.9%
	認定こども園（8園）	104名	20.3%
④担当	3歳未満児	267名	52.1%
	3歳以上児	174名	33.9%
	その他（フリー等）	72名	14.0%
⑤勤務形態	常勤	278名	54.2%
	非常勤	235名	45.8%
⑥経験年数	5年未満	103名	20.1%
	5～15年	274名	53.4%
	16年以上	136名	26.5%
⑦発達障害のある子どもの担当経験	あり	339名	66.1%
	なし	174名	33.9%
⑧個別配慮が必要な子（気になる子）の担当経験	あり	401名	78.2%
	なし	112名	21.8%
⑨子育て経験	あり	310名	60.4%
	なし	203名	39.6%

に関する認識】と命名した。

探索的因子分析で採択された2因子17項目のモデルの適合度を共分散構造分析を用いた確証的因子分析により検討した。その結果、2因子を潜在変数とした場合の適合度は $\chi^2 = 526.279$ 、 $df = 118$ 、 $p = .001$ 、 $GFI = .89$ 、 $AGFI = .85$ 、 $CFI = .81$ 、 $RMSEA = .08$ であった。

(2) 弁別的妥当性

保育における発達支援観が保育観と一定の相関を示しながらも弁別性があることを検討するために、保育観尺度(宮沢・増田、2007)3因子とのPearsonの積率相関係数を確認した。第I因子「直接的・間接的支援に関する認識」と保育観尺度の下位因子「管理的保育観」において弱い相関関係($r = .227$ 、 $p < .01$)を認めたが、他尺度との有意な関連性はみられなかった。

2) 保育における発達支援観尺度の信頼性の検討

信頼性に関してCronbach α 係数を算出し内的整合性を検討した結果、尺度全体の α 係数は.84であり、下位尺度は「直接的・間接的支援に関する認識」が $\alpha = .81$ 、「制度的・社会的環境に関する認識」が $\alpha = .86$ と十分な信頼性の値が示された。

表2 保育における発達支援観尺度の因子分析結果および α 係数

質問項目	I	II
因子I 直接的・間接的支援に関する認識、$\alpha = .81$		
集団活動において子ども一人ひとりの主体性を育むことに難しさを感じる	.584	.043
個別配慮が必要な子どもが多く、保育の進め方に迷うことがある	.556	.096
保護者との連携がうまくいかない	.554	-.090
子どもの個人差が大きく、保育計画や保育目標の設定が難しい	.552	.095
手助けをせずに、一人ひとりの力でどこまでさせるべきか迷うことがある	.529	.093
障害等のある子に対し、周りの子ども達が特別視しないようにすることは難しい	.485	-.070
子どもの発達の捉え方に保護者とズレがある	.464	.082
一人ひとりの子どもの課題に対して、どう対応してよいか悩むことがある	.434	.025
障害等のある子に対する周りの子ども達の保護者の偏見や言動に悩むことがある	.406	-.109
保育活動においてクラス全員の興味を引き出すことは難しい	.387	-.009
保育を進める上でイライラするなど感情的になることがある	.366	.128
園内外における勉強や研修等の学びを保育実践に活かすことは難しい	.345	.014
子どもの見立てや対応方法に関して職員間で考えが食い違う	.318	.177
一人ひとりの子どもができたことを細目に褒められていない	.316	.107
同僚や職員同士の協力・連携がうまくいかない	.305	.109
因子II 制度的・社会的環境に関する認識、$\alpha = .86$		
現行の配置基準は職員数に余裕がなく、集団活動で個々に援助が行き届かない	-.104	.926
職員数が足りず子ども一人ひとりの発達に寄り添った関わりができない	.009	.865
因子間相関	I	II
	I	-.604
	II	-

3) 保育における発達支援観に関連する個人要因の検討

分析対象者である保育者の属性や背景と保育における発達支援観の得点との関係を明らかにするために、*t* 検定または分散分析を行った。分散分析の多重比較には Tukey の HSD 法を用いた。有意水準は、 $p < .05$ 、 $p < .01$ 、 $p < .001$ とし、 $p < .10$ を有意傾向とした。さらに、効果量の指標である Cohen's *d* および partial η^2 を算出した。数値の解釈は、水本・竹内 (2008) の効果量の目安を参考に Cohen's *d* は小程度 ($> .20$)、中程度 ($> .50$)、大程度 ($> .80$) とし、partial η^2 は小程度 ($> .01$)、中程度 ($> .06$)、大程度 ($> .14$) とした。

(1) 性別・勤務形態・発達障害のある子どもの担当経験等による比較

保育者の属性による保育における発達支援観の得点の差異について *t* 検定による分析した結果を表 3 から表 6 に示した。発達障害のある子どもの担当経験の有無と個別配慮の必要な子 (気になる子) の担当経験の有無において担当経験ありの「直接的・間接的支援に関する認識」の下位尺度得点が担当経験なしよりも高く有意な差異が認められ、小程度の効果量がそれぞれ認められた ($t(511) = 2.78$, $p < .01$, $d = .26$; $t(511) = 2.08$, $p < .05$, $d = .22$)。なお、性別および勤務形態と尺度得点には有意な差異は認められなかった。

表 3 各下位尺度と性別との関連

	女性 (n=498)		男性 (n=15)		t 値	d	
	M	SD	M	SD			
直接的・間接的支援に関する認識	3.18	0.48	3.12	0.51	0.42	.11	n.s.
制度的・社会的環境に関する認識	3.49	1.03	3.53	0.93	-0.18	.04	n.s.

n.s. = not significant

表 4 各下位尺度と勤務形態との関連

	常勤 (n=278)		非常勤 (n=235)		t 値	d	
	M	SD	M	SD			
直接的・間接的支援に関する認識	3.20	0.47	3.15	0.49	1.01	.09	n.s.
制度的・社会的環境に関する認識	3.44	1.01	3.44	1.04	1.09	.10	n.s.

n.s. = not significant

表 5 各下位尺度と発達障害のある子どもの担当経験の有無との関連

	有 (n=339)		無 (n=174)		t 値	d	
	M	SD	M	SD			
直接的・間接的支援に関する認識	3.22	0.48	3.09	0.47	2.79	.26	**
制度的・社会的環境に関する認識	3.53	1.05	3.42	0.98	1.10	.10	n.s.

** $p < .01$ n.s. = not significant

表 6 各下位尺度と個別配慮が必要な子 (気になる子) の担当経験の有無との関連

	有 (n=401)		無 (n=112)		t 値	d	
	M	SD	M	SD			
直接的・間接的支援に関する認識	3.20	0.47	3.09	0.49	2.08	.22	*
制度的・社会的環境に関する認識	3.49	1.04	3.49	0.96	0.07	.01	n.s.

* $p < .05$ n.s. = not significant

(2) 所属・担当による比較

保育における発達支援観と保育者の所属および担当との関連を検討するために、下位尺度を従属変数、所属および担当を独立変数とする一元配置分散分析を行った。下位尺度得点の平均値と所属の分散分析では、「直接的・間接的支援に関する認識」に有意な主効果がみられ、小程度の効果量が認められた ($F(2, 510) = 3.32, p < .05, \eta^2 = .01$)。その後の多重比較の結果、幼稚園よりも保育園に勤務する保育者の方に有意に高い値が示された(表7)。

また、保育者の現在の担当する子ども(クラス)に基づいた3群(3歳未満児・3歳以上児・その他)における下位尺度得点の平均値の分散分析では、「直接的・間接的支援に関する認識」に有意差がみられ、小程度の効果量があった ($F(2, 510) = 4.82, p < .01, \eta^2 = .02$)。多重比較の結果、3歳未満児よりも3歳以上児の子どもを担当する保育者の方が有意に高かった(表8)。

(3) 子育て経験と年代による比較

先行研究において、例えば、子育て経験のない保育者に関して保育経験の浅さや保護者よりも若いこと、そして子育て経験のないことによる保護者支援の困難感が示されたことから(片山、2016)、保育における発達支援観に対する保育者自身の親としての子育て経験の有無と保育者の年代の関連を検討した。尺度下位因子平均値を従属変数とし、「子育て経験と年代」を独立変数とする二元配置分散分析を行った(図1・図2)。子育て経験と年代による下位尺度得点の平均値の差について、子育て経験(2水準:あり・なし)×年代(4水準:20代、30代、40代、50代-)からなる分散分析を行った結果、「直接的・間接的支援に関する認識」に関しては交互作用はみられなかったが、年代において主効果が認められた。多重比較(Bonferroni)を実施したところ他の年代と比較して30代の得点が有意に高く、小程度の効果量が認められた ($F(3, 505) = 2.71, p < .05, \eta^2 = .02$)。

「制度的・社会的環境に関する認識」に関しては、主効果および交互作用とも確認されなかった。[分析対象者の属性:20代子育て経験あり14名・なし117名、30代子育て経験あり80名・なし46名、40代子育て経験あり88名・なし18名、50代~子育て経験あり128名・なし22名]

表7 各下位尺度と所属との関連

	保育園 (n=358)		幼稚園 (n=51)		認定こども園 (n=104)		F 値	η^2	多重比較	
	M	SD	M	SD	M	SD				
直接的・間接的支援に関する認識	3.20	0.50	3.01	0.38	3.18	0.44	3.32	.02	*	幼稚園 < 保育園
制度的・社会的環境に関する認識	3.46	1.04	3.37	1.09	3.65	0.94	1.79	.01	n.s.	

* $p < .05$ n.s. = not significant

表8 各下位尺度と担当との関連

	未満児 (n=267)		以上児 (n=174)		その他 (n=72)		F 値	η^2	多重比較	
	M	SD	M	SD	M	SD				
直接的・間接的支援に関する認識	3.13	0.51	3.27	0.45	3.14	0.37	4.81	.02	**	未満児 < 以上児
制度的・社会的環境に関する認識	3.50	1.03	3.55	1.09	3.33	0.86	1.24	.01	n.s.	

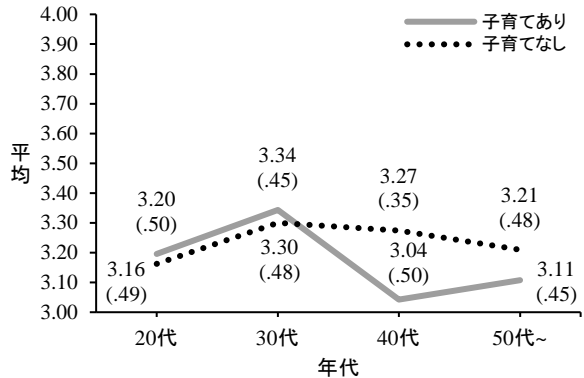
** $p < .01$ n.s. = not significant

(4) 子育て経験と経験年数による比較

保護者支援に対する保育者の経験年数や親としての子育て経験の影響が示唆されていることから(衛藤、2016)、保育者自身の子育て経験の有無と保育者としての保育経験年数の関連性の検討をした。子育て経験(2水準;あり・なし)と経験年数(3水準;5年未満・5~15年・16年以上)による下位尺度得点の平均値の差について2要因分散分析を実施した(図3・図4)[分析対象者の属性:5年未満子育て経験あり23名・なし80名、

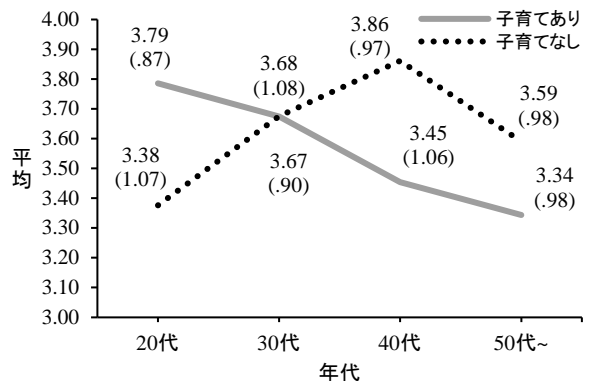
5~15年子育て経験あり179名・なし95名、16年以上子育て経験あり108名・なし28名]。経験年数の3水準は、加藤・安藤(2013)、大森(2018)を参考に5年未満を初任保育者、5~15年を中堅保育者、16年以上を熟練保育者とした。この結果、「直接的・間接的支援に関する認識」において交互作用が有意で、小程度の効果量が認められた($F(2, 507) = 3.23, p < .05, \eta^2 = .01$)。交互作用が有意であったことから、単純主効果の検定を行った。その結果、子育ての経験なしの群において経験年数の単純主効果が有意傾向であり、小程度の効果量がみられた($F(2, 507) = 2.47, p < .10, \eta^2 = .01$)。また、経験年数が5年未満において子育て経験の単純主効果が有意傾向($F(1, 507) = 2.77, p < .10, \eta^2 = .01$)、そして経験年数が5~15年において子育て経験の単純主効果が有意であった($F(1, 507) = 4.14, p < .05, \eta^2 = .01$)。効果量に関してはいずれも小程度であった。

「制度的・社会的環境に関する認識」においても交互作用が有意であったことから単純主効果の検定を行った($F(2, 507) = 3.15, p < .05, \eta^2 = .01$)。その結果、経験年数が5年未満および16年以上において子育て経験の単純主効果が有意傾向であり、小程度の効果量が認められた($F(1, 507) = 3.38, p < .10, \eta^2 = .01$; $F(1, 507) = 2.79, p < .10, \eta^2 = .01$)。



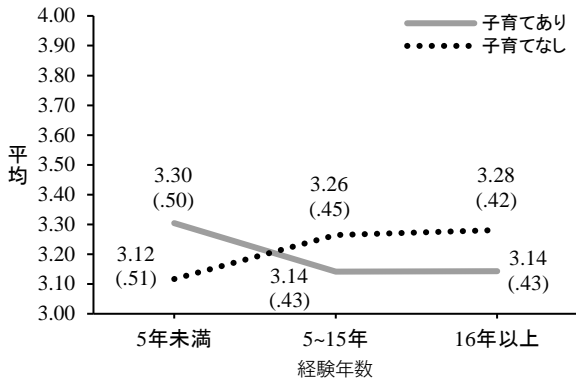
交互作用なし ($F(3, 505) = 1.33, n.s.$)
 ・主効果:「年代」30代>20代*, 40代***, 50代~**
 * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$
 ※下段の()内の数値は標準偏差の値

図1 子育て経験と年代による直接的・間接的支援に関する認識の違い



交互作用なし ($F(3, 505) = 1.70, n.s.$)
 ・主効果なし
 ※下段の()内の数値は標準偏差の値

図2 子育て経験と年代による制度的・社会的環境に関する認識の違い

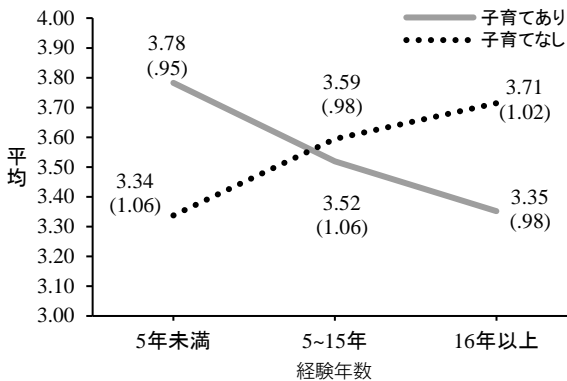


交互作用あり ($F(2, 507) = 3.23, p < .05, \eta^2 = .01$)

- ・ 経験年数の単純主効果：子育て経験なしにおいて有意傾向 ($F(2, 507) = 2.47, p < .10, \eta^2 = .01$)
- ・ 子育て経験の単純主効果：経験5年未満において有意傾向 ($F(1, 507) = 2.77, p < .10, \eta^2 = .01$)
経験5~15年において有意 ($F(1, 507) = 4.14, p < .05, \eta^2 = .01$)

※ 下段の () 内の数値は標準偏差の値

図3 子育て経験と経験年数による直接的・間接的支援に関する認識の違い



交互作用あり ($F(2, 507) = 3.15, p < .05, \eta^2 = .01$)

- ・ 子育て経験の単純主効果：経験5年未満において有意傾向 ($F(1, 507) = 3.38, p < .10, \eta^2 = .01$)
経験16年以上において有意傾向 ($F(1, 507) = 2.79, p < .10, \eta^2 = .01$)

※ 下段の () 内の数値は標準偏差の値

図4 子育て経験と経験年数による制度的・社会的環境に関する認識の違い

IV. 考 察

本研究の目的は、保育者の保育における子どもの発達支援の認識を測定する尺度として「保育における発達支援観尺度 (Cognitive Scale of the Development Support in Childcare : CSDSC)」の本調査を実施し、その信頼性と妥当性を検討すること、および尺度得点と保育者の個人要因との関連を明らかにすることであった。

1. 保育における発達支援観尺度について

2017年の保育所保育指針等3法令同時改訂(改定)やインクルーシブ保育の観点からすべての子どもを対象に個々の発達に即した保育が要求されている現状において、先行研究では十分な検討が行われていない保育者の保育における発達支援観を量的に測定できる尺度の開発を実施した。

保育における発達支援観の因子構造は2因子が抽出され、第I因子「直接的・間接的支援に関する認識」、第II因子「制度的・社会的環境に関する認識」であった。2因子の質問項目は、前者が15項目、後者が2項目で構成されており、両者とも得点が高いほど保育における発達支援に対して否定的な印象や困難感が高いことを表している。2つの下位尺度の内的整合性は α 係数が.80以上であったため十分な信頼性が得られた。

探索的因子分析で得られたモデルの適合度について共分散構造分析を用いた確証的因子分析により検討した。モデルの適応度指標はGFI、AGFIが1に近いほどデータがよく、GFI >

AGFIであれば説明力があると判断し、RMSEAは.05以下または.08以下が望ましいとされる。本研究において、2因子を潜在変数とした場合の適合度は概ね妥当な適合度を示した。この結果より、保育における発達支援観尺度は、「直接的・間接的支援に関する認識」、「制度的・社会的環境に関する認識」の2つの概念から構成されていると考えることが妥当であり、構成概念妥当性が支持されたといえる。さらに、既存尺度である保育観尺度（宮沢・増田、2007）との弁別的妥当性も検証された。よって、保育における発達支援観を測定できる指標が作成された。

2. 尺度因子と近年の保育現場

本尺度の構成因子は、子ども一人ひとり異なる個人特性や発達過程、保育ニーズに応えるために保育者が行う子どもおよび子どもを取り巻く環境に対する様々な発達支援に関する認識を表しているといえ、前述したように現代保育の課題の一つが発達の多様性の尊重であることを発達支援の側面から表している。例えば、近年の保育現場では保育者が保育・教育をする上で特別な配慮が必要だと認識する「気になる子」が増加しており（池田ら、2007；枡ら、2016）、クラスに複数の「気になる子」がいることは珍しいことではなくなっている（落合、2021）。保育者は「気になる子」一人ひとりの保育・支援に困難を抱えている（岡本・安田、2018）だけでなく、気になる子への支援を行いながらクラス全体を運営していくことに課題意識を抱いている（久保山ら、2009）。また、保育士および幼稚園教諭を対象として気になる子を保育する上での困難感を調査した研究では、「丁寧にかかわってあげられない」「対応の仕方がわからない」「目が離せない、危険で気が抜けないなど物理的な意味で困っている」「その子の気持ちが理解できない」など子どもへの関わりだけでなく、保育現場における制度・物理的制約によって子どもの対応が難しくなっていることが明らかになった（平野ら、2012）。本尺度は、2因子とも得点が高いほど保育における発達支援に対するネガティブな印象や困難感が高いことを示しており、保育者が発達の多様性を尊重しながら行う個々への多面的な支援の困難さ、つまり近年の保育現場における課題も反映しているといえる。

3. 尺度得点と個人要因の関連

本研究の結果より、保育における発達支援観は保育者の所属（職種）や経験といった個人属性によって異なる傾向を示す可能性が示唆された。まず発達障害のある子どもおよび個別配慮の必要な子（気になる子）の担当経験の有無との関連では、第I因子「直接的・間接的支援に関する認識」において有意な結果が現れ、担当経験のある保育者の方が高い値となった。下記の先行研究によって多くの保育者が「気になる子」の直接的支援および間接的支援に対して悩みや不安を抱えていることが明らかになっており、そうした経験的難しさや感情的負担によって差が生じていると示唆される。岡村（2011）の研究では94%の保育者が気になる子の保育をする上で問題や悩みがあると回答し、岡本・安田（2018）の調査では気になる子の保育に不安を感じる保育者は90.4%にのぼっている。また、木曾（2014）は保育者の65.7%が発達障害の傾向のある子どもの保護者支援において困難を感じており、その困難は保護者が子どもの様子を理解していないことや保護者に対する子どもの様子の伝え方などに悩むなど保護者と保育者の間で子どもの認識のズレや連携困難によるものだと述べている。

次に、所属と担当の関連を見たところ第I因子において有意な結果がみられ、所属については幼稚園よりも保育園に勤務する保育者の方が高い値であった。間接的支援に関して、加藤・安藤（2013）

の保育園・幼稚園の保育者を対象にした研究では経験年数に関係なく職員間の連携に困難さ、特に保育観や保育方法の相違による困難を抱えていることがわかった。日々の保育において職員間の連携は不可欠であるが、保育者一人ひとりの保育に対する考え方や保育の方法は異なるため、保育者間でのくい違いが起り易く、互いに共通理解を図ることが容易ではない状況が困難感に結び付いているのではないかと考えられる（加藤・安藤、2013）。さらに、幼稚園教諭に比べて保育士はシフト交代制で保育運営をしている形態が多いことや、クラスあたりに所属している保育者の人数も多いため、勤務時間外の保育内容・子どもや保護者の様子の共有を他の保育者と行わなければならない（恒川、2021）、こうした違いが保育園勤務の保育者の方が困難を感じる要因となっている可能性がある。

担当においては、3歳未満児よりも3歳以上児を担当する保育者の方が高い値であった。発達障害の診断のある子どもが3歳児で急増し5歳児まで漸次増加すること（木曾、2014）、気になる子どもの数が年齢を追うごとに多くなる傾向があること（竹内ら、2010）、5歳児の気になる子どもの割合が他の年齢よりも高い値であること（京林、2019）などの調査報告がある。これらの報告は、個々に寄り添った子どもの発達支援という点においては3歳以上児担当の方がより複雑で多岐にわたることを示唆しており、直接的・間接的支援に関する認識の有意な差につながった要因だと考えられる。

最後に、保育者の年代（年齢）や保育経験年数と保育者自身の子育て経験の関連において次のような結果が得られた。まず年代と尺度得点において、他の年代と比較して30代の保育者の第Ⅰ因子の得点が有意に高く、直接的・間接的支援に関して困難感を抱いていることがわかった。若手から中堅職員に移行する段階である30代では、専門的知識・技術の高まりや保護者対応への自信の高まりによってインクルーシブ保育に対する自己評価が高まる（小柳津、2020）。他方で、若手から中堅にかけて、特に30代の中堅が保護者対応を難しいと認識する傾向にあり、これは40代以降ほどキャリアを積んでいない30代が保護者対応の中核を担うようになるためだという報告もある（神谷、2012）。したがって、30代はインクルーシブ保育における専門性が高まる時期である一方で、中堅として求められる役割や責任、スキル等によって悩みや葛藤を抱える時期でもあるため、30代の第Ⅰ因子の平均得点が有意に高くなったと考えることができる。

これまで多くの先行研究によって保育経験年数が保育者の子どもへの直接的・間接的支援の両面に関連することが明らかになっている。その中には、初任者の方が「子どもへの一斉指導が難しい」「自分の力不足を感じる」など保育技術や専門知識の未熟さからくる困難感を強く感じている（加藤・安藤、2013）といった報告とは対照的に、経験年数によって子どもおよび子どもを取り巻く環境に対する支援の困難性が高まるという報告もある。例えば、鈴木ら（2019）の調査では、保育経験年数によって子どもに応じた関わりとクラス運営の両立の中での葛藤が増加することが示唆され、福井・鈴木（2020）は保育者・保護者間の課題として経験による差を指摘し、熟練保育者では保育スキルが高まり、自分自身の保育観・子ども観に自信がでてくることで保護者との視点や子ども理解にズレが生じてトラブルに至ると述べている。さらに、小原ら（2013）は、より良い保育を行うための要因として、保育経験が5年以下の保育者は自己の保育力の向上を強く意識している一方で、10年以上の保育経験者は一人ひとりの個人の努力だけでは限界を感じ、社会や子どもを取り巻く環境が改善することに目が向いていることを見出した。

本研究では、先行研究においてあまり報告のない子どもおよび子どもを取り巻く環境に対する保育経験年数と子育て経験の相互的な影響について明らかになった。まず第Ⅰ因子「直接的・間接的支援

に関する認識」に関して、子育て経験のない保育者は経験年数が長いほど否定的な認識を抱きやすい傾向があることがわかった。また、経験年数が5年未満の保育者は子育て経験のある方がマイナスな印象を抱く傾向にあり、経験年数が5-15年の保育者は子育て経験のない方が強くネガティブな印象を経験しやすい。第Ⅱ因子「制度的・社会的環境に関する認識」については、経験年数が5年未満と16年以上において、子育て経験によって差が生じる傾向にある。経験年数5年未満では、子育て経験がある方が、逆に経験年数16年以上では子育て経験のない方がネガティブな印象を抱きやすい傾向にある。したがって、両因子ともに子育て経験のある未熟者は因子得点が高く熟練者は低い傾向にあり、子育て経験のない保育者はその反対の傾向を示している。

保育経験と子育て経験に相乗作用が生じる要因として、保育者と保護者の視点や子どもの行動の捉え方の差異があると考えられる。佐野・山口（2015）によると保育者と保護者は、同じ行動に着目していても捉え方やその行動に対する感じ方はそれぞれ違うものであり、保育者は専門的な視点から発達に問題があると思われる行動や集団の中で目を引く行動を、そして保護者は情緒的な問題や、他者に迷惑をかける行為、すなわち集団の中で孤立してしまいかねない行動を子どもの気になる行動と認識する傾向にある。京林（2019）も同様に保育者が気になる子として認識する子どもの行動特性は、向社会性、多動・不注意、行為面であり、保育者が「気になる」と認識しやすい困難性は集団場面への適応面であると述べている。したがって、初めての子育てや乳幼児期の子どもの子育てしていると考えられる保育経験年数の浅い保育者は、保育者としての子どもの行動の見方・考え方に加えて、家庭において子育てをする中で親（保護者）としての子どもの行動の見方・考え方が働き始めると考えられる。保育者および保護者としての子どもの行動の見方・考え方を併せ持つことで、その2つの組み合わせによる効果があるのだと推察される。そして、子育て経験のある熟練者は、保育と子育て両方の経験値を積むことで認知の変容が生じ、子育て経験のある未熟者とは異なる保育と子育て経験の相互的な影響があるのだと考えられる。しかしながら、子育て経験のない保育者の保育経験が増すほど困難度が増加すること、さらには子育て経験の有無によって保育経験の浅い保育者とベテラン保育者で、両因子の捉え方が逆転することについては今後より精緻な検証が必要である。

4. 今後の課題

本研究において513名の分析対象者のデータを基に開発した保育における発達支援観尺度は一定の信頼性と妥当性が得られ、母集団となる保育者の傾向を示したデータとしてある程度の正確性を示していると考えられる。その一方で、本研究は地方都市A県の保育園等の施設に勤務する保育者のデータに限定されていること、調査協力者の保育・幼児教育施設の規模や形態、組織の人員構成等に開きがあることから母集団を反映しているものと判断はできずその可能性を示すにとどまっている。サンプルサイズや調査対象者の偏りなどによる交絡要因の存在が挙げられ、それらが結果に影響を来した可能性を否定できない。

保育者の発達支援観尺度の開発および影響を及ぼす個人要因についての検討が本研究では行われたが、本研究で得られた結果をさらに確認し展開する必要がある。まず尺度開発に関して、因子分析における全体の累積寄与率が29.50%と十分とはいえないことに加え、因子分析で得られた仮説モデルの適合度の結果では1に近いほど当てはまりがよく.9以上が望ましいとされるGFI・CFIともに.9に満たずモデルの当てはまりがよいとはいえない。さらに、2因子間の項目数は第Ⅰ因子が15項目

で第Ⅱ因子が2項目と偏りがあり、前者は幅広い概念で後者は特定の概念である可能性が高い。そのため、因子分析の項目採用基準を因子負荷量 .35 または .40 に設定し累積寄与率を向上させるなどさらなるモデルの検討が必要である。他にも、保育者の保育における発達支援の認識に関連する個人要因の傾向について、サンプルサイズを拡大や分布に配慮するなど交絡因子の調節および分散分析の第Ⅰ種の過誤に対する配慮を十分に行い分析を継続する必要がある。

最後に、尺度に及ぼす影響として示された子育て経験のない保育者において保育経験が増すほどに困難度が高くなることや子育て経験の有無によって保育経験の浅い保育者とベテラン保育者で保育における発達支援観2因子の捉え方が逆転することに関しては、先行研究を踏まえてもその要因等を理解することは難しく、子育て経験や保育経験を積むことによる認知の変容等をインタビュー調査等によって質的に検証することが重要だと考えられる。そして、本尺度がインクルーシブ保育における子ども一人ひとりへの発達支援を展開していく上での保育者としての機能の効果的な発揮、さらには保育者支援に活かされることが期待される。

V. 引用文献

- 阿南寿美子・命婦恭子・篠木賢一・笠修彰・末寄雅美 (2021). 保育者養成校における保育者としての資質に関する調査 ～変数間の関連性の分析～ 西南女学院大学紀要, **25**, 113-122.
- 別府悦子・大井佳子・水野有友・谷昌代・ダーリンブル規子・平野華織・山田丈美・斎藤英俊・西垣吉之 (2020). 統合保育からインクルーシブ保育への展開のための実践的視点 - 大学間連携共同研究 (1) - 中部学院大学・中部学院短期大学部研究紀要, **21**, 1-12.
- 陳林奇 (2020). 保育者のトラブルへの関わり方と保育指導観との関連性 国際幼児教育研究, **27**, 89-104.
- 陳東・森恵美・望月良美・柏原英子・安藤みか・大月恵理子 (2006). 乳幼児を持つ親に対する子育て観尺度の開発 - 信頼性・妥当性の検討 - 千葉看会誌, **12**, 76-82.
- 衛藤真規 (2016). 保護者との関係に関する保育者の語りの分析 保育学研究, **53** (2), 84-95.
- 福井千夏・鈴木裕子 (2020). 保育者・保護者間のトラブルにおける意識・理解・対応のズレ 愛知教育大学教職キャリアセンター紀要, **5**, 33-40.
- 平野華織・水野有友・別府悦子・西垣吉之 (2012). 幼稚園・保育所における「気になる」子どもとその保護者への対応の実体 - クラス担任を対象とした調査をもとに - (第2報) 中部学院大学・中部学院短期大学部研究紀要, **13**, 145-153.
- 池田友美・郷間英世・川崎友絵・山崎千裕・武藤葉子・尾川瑞季・永井利三郎・牛尾禮子 (2007). 保育所における気になる子どもの特徴と保育上の問題点に関する調査研究 小児保健研究, **66** (6), 815-820.
- 飯田昭人 (2010). 対人援助職者の資質に関する一試論 心理的援助における援助者側の要因に焦点を当てて 人間福祉研究, **13**, 1-11.
- 神谷哲司 (2012). 保育現場における「対応の難しい親」はなぜ産み出されたのか? - 家庭支援, 保護者対応に関する研究動向からの一考察 - Asian Journal of Human Services, **3**, 1-15.
- 片山美香 (2016). 若手保育者が有する保護者支援の特徴に関する探索的研究 - 保育者養成校におけ

- る教授内容の検討に生かすために－ 岡山大学教師教育開発センター紀要, **6**, 11-20.
- 加藤由美・安藤美華代 (2013). 新任保育者の抱える職務上の困難感の要因に関する研究－新任保育者と中堅・ベテラン保育者および園長との比較－ 岡山大学大学院教育学研究科研究集録, **154**, 15-23.
- 木曾陽子 (2014). 保育における発達障害の傾向がある子どもとその保護者への支援の実態 社会問題研究, **63**, 69-82.
- 厚生労働省 (2017). 保育所保育指針 フレーベル館.
- 越中康治・小津草太郎・白石敏行 (2011). 保育士及び幼稚園教諭と小学校教諭の道徳指導観に関する予備的検討 宮城教育大学紀要, **46**, 203-211.
- 久保山茂樹・齊藤由美子・西牧謙吾・當島茂登・藤井茂樹・滝川国芳 (2009). 「気になる子ども」「気になる保護者」についての保育者の意識と対応に関する調査研究－幼稚園・保育所への機関支援で踏まえるべき視点の提言－ 国立特別支援教育総合研究所研究紀要, **36**, 55-76.
- 京林由季子 (2019). 「気になる子」の行動特性に関する保育者の認識－SDQを用いた検討－ 岡山県立大学保健福祉学部紀要, **26** (1), 97-103.
- 枘千晶, 橋本創一, 秋山千枝子 (2016). インクルーシブ保育における特別な支援を要する子どもの活動参加に関する調査報告－活動可能な遊びに着目して－ 小児保健研究, **7** (5), 636-641.
- 松本佳代子 (2019). 保育者の保育観に関する研究動向 共立女子大学家政学部紀要, **65**, 143-154.
- 三宅浩子・久保田真規子 (2021). 多様性の尊重とインクルーシブ保育－継続的な園内研修が保育者に与える影響－ 宮崎学園短期大学紀要, **13**, 109-117.
- 宮沢秀次・増田公男 (2007). 保育者養成課程大学生の保育観と子ども観 (1) 人文科学論集, **79**, 107-115.
- 水本篤・竹内理 (2008). 研究論文における効果量の報告のために－基礎的概念と注意点－ 英語教育研究, **31**, 57-66.
- 文部科学省 (2017). 幼稚園教育要領 フレーベル館.
- 中川智之・西村修・高橋敏之 (2009). 幼保小の円滑な接続を支援する学級経営観尺度の開発 乳幼児教育学研究, **18**, 1-10.
- 落合利佳 (2021). 「気になる子」に関する保育者の意識と支援の実体－保育所アンケートからクラス構成に着目して－ 京都女子大学発達教育学部紀要, **17**, 1-11.
- 小原敏郎・入江礼子・白川佳子・上垣内伸子・酒井幸子・内藤知美・吉村香 (2013). 保育者の保育観に関する研究－保育経験年数, 保育所・幼稚園の違いに着目して－ 保育士養成研究, **31**, 57-66.
- 岡本美幸・安田純 (2018). 「気になる子ども」への保育に対する保育士の困難さに関する研究 美作大学・美作大学短期大学部紀要, **63**, 57-62.
- 岡村裕子 (2011). 保育者からみた「気になる子ども」についての調査研究 滋賀大学大学院教育学研究科論文集, **14**, 37-48.
- 大森弘子 (2018). 子育て支援を促す保育者支援プログラムの開発 家庭教育研究, **23**, 12-24.
- 小柳津和博 (2020). インクルーシブ保育・教育における専門性の検討 桜花学園大学保育学部研究紀要, **21**, 75-83.

- 佐野富有子・山口一 (2015). 幼児期における子どもの気になる行動について：保育者と保護者の認識の差異 桜美林大学心理学研究, **5**, 47-63.
- 新村隆博・安村明 (2021). 保育者の保育における子どもの発達支援の認識に関する質的研究 保育文化研究, **13**, 89-101.
- 新村隆博・安村明 (2022). 保育における発達支援観尺度開発に関する予備的検討 日本発達心理学会第33回大会発表論文集, 154.
- 鈴木晴子・潮谷恵美・権明愛・山田陽子 (2019). インクルーシブ保育に向けた保育者の養成・育成と課題Ⅲ 十文字学園女子大学紀要, **50**, 73-84.
- 竹内貞一・坪井寿子・藤後悦子・府川昭世・田中マユミ・佐々木圭子 (2010). 保育園における「気になる子ども」の現状と支援の課題 - 足立区内の保育園を対象として - 東京未来大学研究紀要, **3**, 77-83.
- 田中浩二・大塚良一・福山多江子・田中利則・中川浩一・肥塚新一 (2013). 保育所の保育者と保護者の保育観に関する意識の比較 - 保育所と保護者に対する意識調査の結果から - 東京成徳短期大学紀要, **46**, 11-21.
- 館林拓磨・宮沢秀次 (2015). 保育士・幼稚園教諭の保育観と運動指導観 教育保育研究紀要, **1**, 19-26.
- 富田久枝・根本咲那 (2019). インクルーシブ保育に対する保育者の意識 - 保育者効力感・人権意識に着目して - 千葉大学教育学部研究紀要, **67**, 89-96.
- 恒川丹 (2021). チーム保育の実践を測定する尺度開発及びチーム保育に影響を与える要因の分析 日本家政学会誌, **72** (7), 415-424.
- 上田敏丈 (2014). 保育者の保育行為スタイルと集団活動場面におけるかかわりに関する研究 中国四国教育学会教育学研究ジャーナル, **15**, 1-9.
- 渡邊望・永利陽一 (2017). 保育観による保育行動の違い 九州女子大学紀要, **54** (2), 177-191.

謝辞

本研究にあたり、ご承諾・ご協力いただきました園長・所長先生、アンケートにご協力いただきました保育園・幼稚園・認定こども園の職員の皆さまに心より感謝いたします。

なお、本研究は JSPS 科研費 JP21H00891 の助成を受けたものである。

Development of a Cognitive Scale of the Development Support in Childcare and Analysis of Its Individual Factors

SHIMMURA, Takahiro, and YASUMURA, Akira

The purposes of this study were to develop a Cognitive Scale of the Development Support in Childcare (CSDSC), and to analyze the individual factors. Valid responses were received from 513 nursery teachers in the field of childcare. They were analyzed to examine the structure of factors associated with the scale, and two factors were extracted, Factors I “Recognition of direct and indirect supports in childcare”, and Factors II “Recognition of institutional childcare environment”. The results show that CSDSC had adequate reliability and validity. Cronbach’s α value for the scale was .84, and those for the subscales were .81 and .86. Findings from the statistical analysis suggest that how the association of these factors differs depending on respondent attributes such as age, years of experience, and the type of facility to which they belong.