

放課後児童支援員の個人のチームワーク能力に関わる要因の分析

吉 澤 英 里・鈴 木 瞬

星槎道都大学研究紀要

社会福祉学部

第 3 号

2022 年

放課後児童支援員の個人のチームワーク能力に関わる要因の分析^{1 2}

吉澤 英里・鈴木 瞬³

要旨

先行研究(鈴木・吉澤, 2021)にて, 放課後児童クラブの指導員を対象に, 個人のチームワーク能力を測定する尺度を開発した。本研究では, この尺度を指標として使用し, 指導員のチームワーク能力に関わる要因を検討した。石川県の指導員に対して郵送でのアンケート調査を実施し, 上記の要因と尺度への回答を求めた。候補として, 指導員の個人的要因(経験年数, 勤務時間, 性別, 役職の有無, 雇用形態, 研修への参加経験の有無, 保育者効力感)と組織的要因(クラブの児童数, 指導員数)を想定した。数量化I類および重回帰分析を用いて, 変数間の関連を分析した。調査を通して明らかになったことは, 以下の2点である。第一に, 個人のチームワーク能力を予測できる個人特性には, 年代, 経験年数, 勤務時間(長期休暇中), クラブでの役職, 研修(認定資格)の受講経験, 研修(自治体主催)の受講経験があり, 組織的特性には運営主体があった。第二に, 保育者効力感を予測できるのは, 4つのチームワーク能力(コミュニケーション能力(表現), バックアップ能力(直接的支援), モニタリング能力(意見調整), リーダーシップ能力(課題解決志向))だった。

1. はじめに

本研究では, 放課後児童健全育成事業(以下, 放課後児童クラブ)における, 指導員のチームワーク能力に着目する。

共働き家庭等の増加や地域の教育力の低下に伴い, いわゆる「小1の壁」が社会問題となっている。小1の壁とは, 「放課後の預け先がない, 学童保育に入れず待機児童になる, 学童保育に入れても開所時間が保育園よりも短い, などにより, 仕事をやめたり短時間勤務に変更するなど, 働き方を変える必要に迫られる場合がある(藤丸, 2017, p.51)」という問題のことである。この問題を解消するために文部科学省と厚生労働省が連携し, 平成26年(2014年)に「放課後子ども総合プラン」を, 平成30年(2018年)に「新・放課後子ども総合プラン」をそれぞれ通知した。この「新・放課後子ども総合プラン」では, 放課後児童クラブの量的拡大を図ることで待機児童の解消し, かつ新たな受け皿(2025年に30万人)を整備することを目標としている⁴。

放課後児童クラブに関する施策は以前から行われてい

る。2012年には「子ども・子育て支援新制度」が創設され, クラブ数の増加だけでなく, 質の確保に向けた基準や指針が示された。例えば, 2014年に公布された「放課後児童健全育成事業の設備及び運営に関する基準」では, 有資格者である放課後児童支援員を2名以上配置することとされている。さらに, 2015年に通知された「放課後児童クラブ運営指針」では, 複数の年齢や発達の異なる子どもたちを同時に継続的に育成支援し, また, 安全面での管理を考慮する必要性から, 複数の指導員の相互作用による育成支援が行われることが前提とされている。上記の基準や方針には, 「チームワーク」という単語が明記されていない。しかし, 複数の指導員による育成支援を前提としており, 指導員にはチームワークが求められていると推察できる。

現在のところ, 放課後児童クラブのチームワークに関する研究は発展途上である。この点について, 玉木(2018, p.55)は以下のように述べている。

「学童保育に関する研究のなかで, 指導員の専門性を対象にした研究は二宮厚美の研究(二宮 2000)等これ

¹ 本研究では, 鈴木・吉澤(2021)に未発表データを加え, 先の論文とは異なる問いを検討した。また, 日本学童保育学会第11回大会で発表したデータを再分析した。

² 本研究は令和2年度日教弘本部奨励金「放課後児童支援員のチームワーク能力を向上させる研修システムの開発」の助成を受けて行ったものである。

³ 所属: 金沢大学 人間社会研究域 学校教育系

⁴ 厚生労働省「新・放課後子ども総合プラン」について(平成30年9月14日)(<https://www.mhlw.go.jp/content/shinnplan.pdf>)を参照。参照日: 2021年9月3日

までも相当な数の蓄積があり、指導員個人の資質にはかなり着目をされている。その中では子どもとの関係形成はもちろん、保護者との関係形成の重要性が述べられている。しかしながら他の指導員や職員との関係形成の重要性、つまりどのように連携するかといったチームワークに関する研究は比較的少ない。」

指導員同士のチームワークを扱った先行研究として、例えば、長瀬(2016)は、職員集団が「組織としての保育力」を発揮するためにはチームワークが重要であると述べており、放課後児童クラブのチームワーク研究会を組織している。この研究会では様々な提言がなされており、提言の主な内容は、放課後児童クラブの独自性(指導員の多様性や勤務条件等)によるチームワーク形成の困難さやチームワークの高い集団作りのための手法にかかわるものである(長瀬, 2019)。ただし玉木(2019)は、このような長瀬のチームワークにかかわる提言が一定のモチベーションや技量のある指導員間でしか通用せず、指導員人材の多様化によって実現しづらくなっていることを指摘している。放課後児童クラブのチームワークを研究するにあたり、各指導員が異なる特徴や能力を有しているという自明の事実を前提とし、そのような指導員の個人差を心理学の枠組みからとらえることも必要であろう。

鈴木・吉澤(2021)は相川他(2012)の質問項目をもとに、指導員の個人のチームワーク能力を測定する尺度を開発した。この尺度は、「コミュニケーション能力」「チーム志向能力」「バックアップ能力」「モニタリング能力」「リーダーシップ能力」の5つの下位尺度と計10の因子から構成されている。加えて、鈴木・吉澤(2021)は、経験年数、役職の有無、雇用形態、研修の受講経験の有無といった要因が、チームワーク能力に影響を与えることを示唆した。しかし、上記の要因にはクラブの組織的要因が影響しているとも考えられ、指導員が所属する組織の要因を含め、より詳細な検討をすべきだという課題を残している。さらに、チームワーク能力に影響を与える要因だけに着目しており、チームワーク能力が他の心理的要因にどう影響するのかを明らかにしていないという課題も残している。

本研究では、放課後児童クラブにおける指導員の個人のチームワーク能力に関連する個人/組織の要因を検討する。先行研究(鈴木・吉澤, 2021)で検討したような、個人/組織の要因からチームワーク能力への影響に加えて、チームワーク能力から個人の心理的特性への影響も明らかにする。その際、チームワーク能力が影響を与えるであろう心理的特性として、本研究では指導員の効力感に着目する。

自己効力感(self-efficacy)とは、ある課題を達成するのに必要な一連の行動を計画し、遂行する能力に対する人々の信念(Bandura, 1986)と定義され、その後、教育心理学における「教師効力感(teacher efficacy / teachers' sense of efficacy)」の研究に影響を与えた。教師効力感とは、生徒の学習に影響を与えることができるという、教師の個人的および集団的な能力に対する自信である(Klassen, Tze, Betts, & Gordon, 2011)。この教師効力感は、教師のメンタルヘルスと関連することが明らかとなっている(e.g., 草海, 2014)。公立小学校の学級担任を対象とした調査(露口, 2009)では、校長・教頭・教務主任のリーダーシップと学級担任の個人の教師効力感が測定された。そして、変革型リーダーシップ(変革意欲をベースとしたリーダーシップ)が、学校全体や学年チームの効力感を媒介として、個人の教師効力感を高めると示唆された。チームワーク能力が高い指導員は、このような効力感が高いと予測されるため、本研究の心理的特性として扱うこととした。日本では、桜井(1997)をはじめ、いくつかの教師効力感の尺度が開発されているが、教師効力感の尺度には指導員の実態に適さない質問項目も含まれている(e.g., “私は、子どもの能力に応じた宿題を出すことができると思う”, “時間割が急に変更された場合でも、私はそれにうまく対処できると思う”)。三木・桜井(1998)は桜井(1997)を開発し、保育者を対象とする尺度(保育者効力感尺度)を作成した。保育者効力感は「保育場面において子どもの発達に望ましい変化をもたらすことができるであろう保育的行為をとることができる信念」と定義される(三木・桜井, 1998)。保育者効力感尺度の質問項目の内容を確認し、本研究の調査対象に適していると判断して採用した。

2. 方法

調査協力者および調査方法 調査協力者と調査方法は鈴木・吉澤(2021)と同じであり、石川県内の放課後児童クラブ施設の指導員を対象に調査を行った。336施設に依頼文と質問紙を送付し、209施設264名より回答を得た。このうち、フェイスシートの無記入や回答の中断、2つ以上の下位尺度ですべて同じ選択肢を選んだデータは、回答の信頼性が疑われると判断し、分析対象から除外した。その結果、224名分のデータを分析対象とした。

質問項目 フェイスシートでは、性別、年代(20代~60代)、雇用形態、経験年数、平均勤務時間(通常の放課後、長期休業時)、有資格等、放課後児童クラブ以外の経験、役職、他職種の経験、研修の受講経験、施設の運営主体、単位施設の児童数、クラブの全指導員数、処遇について尋ねた。チームワーク能力尺度は相川他(2012)

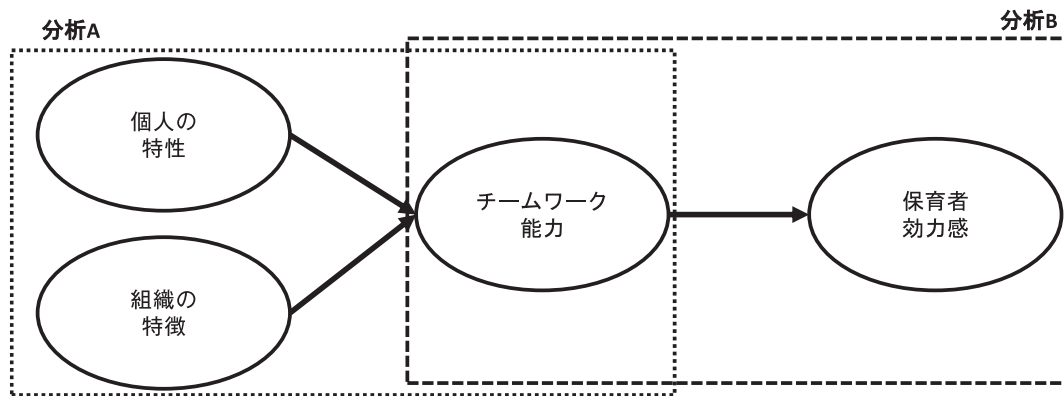


図1 本研究の分析デザイン

注) 矢印の方向は、説明変数→目的変数の関係性を表す。

をもとに、質問項目の一部を放課後児童クラブにあうよう修正した。尺度は5つの下位尺度（コミュニケーション能力、チーム志向能力、バックアップ能力、モニタリング能力、リーダーシップ能力）と10因子（解説、表現、同調、情報支援、情緒的支援、直接的支援、意見調整、相互参照、課題解決志向、人間関係志向）から構成されている。それぞれの質問について6件法で回答を求めた。保育者効力感尺度は三木・桜井（1998）の15項目を使用し、5件法（1. ほとんどそう思わない～5. 非常にそう思う）で回答を求めた。

本研究の分析デザイン チームワーク能力に影響を与える要因として、個人の特性と組織の特徴を扱った。そして、分析Aとして、これらの要因を説明変数、チームワーク能力を目的変数とした数量化I類（菅，2001）を行った。さらに、チームワーク能力の高さが保育者効力感を高めるという仮説をもとに、分析Bとして、チームワーク能力を説明変数、保育者効力感を目的変数とした重回帰分析（ステップワイズ）を行った。以上の分析デザインについて、説明変数と目的変数の関係を示したパス図を図1に示す。

3. 結果

保育者効力感尺度の確認的因子分析 15項目を対象として、三木・桜井（1998）と同様の1因子を仮定した確認的因子分析（confirmatory factor analysis）を行った。モデルの適合度を表す値に基づき、この因子分析のモデルは不適合だと解釈した（CFI = .843, RMSEA = .116）。そこで、パス係数（因子負荷量）が.40未満だった4項目を削除し、再度因子分析を行った。最終的なモデルの適合度はCFI = .950, RMSEA = .087であり、信頼係数（Cronbach's α ）は.928だった。結果をもとに11項目

の算術平均を求め、保育者効力感の得点として用いた。

チームワーク能力尺度に関連する要因の検討

分析A) 個人/組織の要因からチームワーク能力へのパス 数量化I類を行うため、すべての説明変数をカテゴリデータとして扱った。経験年数、平均勤務時間（通常の放課後・長期休業時）の変数について、質問紙に記入された数値をもとに、カテゴリを設定し、カテゴリデータに変換した。各カテゴリの度数を表1に示す。

数量化I類の実施前に、下記の手順で投入する説明変数の選定を行った。

- 1) 「無回答」の回答データと雇用形態の「その他」の回答データを分析対象から除外した。さらに、度数が2以下の説明変数を分析対象から除外した。
 - 2) チームワーク能力の因子ごとに、説明変数と目的変数の間の相関比（correlation ratio； η ）を求めた⁵（表2）。数量化I類では、 $\eta > .25$ の説明変数のみを投入した。
 - 3) 説明変数同士の連関係数（Cramer's V ）を算出した。そして、 $\eta > .25$ の基準をクリアした説明変数のうち、他の説明変数との間の連関係数が.50を超えたケースについて、一方の説明変数を除外した。具体的には、バックアップ能力の「情報支援」と、リーダーシップ能力の「課題解決志向」と「人間関係志向」において、説明変数の「放課後児童支援員認定資格なし」と「放課後児童支援員認定資格研修の受講経験」との間の連関係数（ V ）が.63だった。そこで、目的変数との相関比の値がより小さい「放課後児童支援員認定資格なし」を説明変数から除外した。
- 以上の結果、コミュニケーション能力の「解説」と「表現」、バックアップ能力の「情緒的支援」、モニタリング能力の「意見調整」と「相互参照」には1)と2)の基

⁵ 相関比の求め方は、吉田（1990, p.229）を参照した。

表1 説明変数として投入する項目における、各カテゴリーの度数

項目	回答	度数	項目	回答	度数
性別	男性	26	放課後児童 クラブ以外の 経験 (複数回答)	保育者	56
	女性	195		公立学校の教員	10
	その他/回答しない	1		児童福祉施設のスタッフ	18
	無回答	2		全児童対策事業のスタッフ	4
年代	20代	19		その他	83
	30代	36	クラブでの役 職	所長	14
	40代	45		主任指導員	71
	50代	83		その他	35
	60代以上	37	他職種の勤務 経験	あり	183
無回答	4	なし		32	
雇用形態	正規雇用	128		無回答	9
	非正規雇用 ¹⁾	84	研修受講経験 (複数回答)	放課後児童支援員認定資格研修	175
	その他	9		自治体主催する研修	115
	無回答	3		その他	35
経験年数 ²⁾	5年未満	85	運営主体	市町村	54
	10年未満	61		社会福祉協議会	52
	15年未満	35		地域運営委員会	19
	20年未満	24		NPO法人	19
	20年以上	12		父母会・保護者会	20
	無回答	7		社会福祉法人	46
1日の 勤務時間 ²⁾ (通常期)	4時間未満	18		その他	10
	6時間未満	72		無回答	4
	8時間未満	89	単位施設の児 童数	20人未満	24
	10時間未満	29		20~40人	72
	10時間以上	0		40~70人	81
無回答	16	70人以上		46	
1日の 勤務時間 ²⁾ (長期休業)	6時間未満 ³⁾	20		無回答	1
	8時間未満	47	クラブの全指 導員数	1~2人	9
	10時間未満	99		3~4人	68
	10時間以上	37		5~6人	68
	無回答	21		7~8人	41
		9~10人		19	
既有資格等 (複数回答)	保育士	51	処遇等 (複数回答)	社会保険(健康保険等)	174
	社会福祉士	2		労働保険(雇用保険等)	175
	高卒者等であり、2年以上児童福祉事業に従事	43		定期昇給	103
	幼・小・中・高(中等教育学校を含む)教員免許	51		ボーナス	179
	大学で社会福祉学等の課程を卒業または修了	8		退職金	105
	大学院で社会福祉学等の課程を修了	1		有給休暇	199
	放課後児童クラブ指導員に関する民間資格	74		その他	7
	高卒者等であり、2年以上放課後児童健全育成	37			
	事業に類似する事業に従事				
	5年以上放課後児童クラブに従事	110			
	その他	22			
	放課後児童支援員認定資格なし	31			

注1：非正規雇用には、非常勤職員、嘱託職員、パート・アルバイト、有償ボランティアが含まれる。

注2：数値をカテゴリカルデータに変換した。

注3：4時間未満の度数は0だった。

準をクリアした説明変数がなかったため、数量化I類を行わなかった。以下、数量化I類の分析結果を報告する。得られたカテゴリースコアを表3に示す。

チーム志向能力：同調 経験年数とクラブでの役職を説明変数として投入した。サンプルスコアと実測値の残差に基づく $R^2 = .13$ ($p < .001$) だった。

バックアップ能力：情報支援 年代、経験年数、クラブでの役職、放課後児童支援員認定資格研修の受講経験を説明変数として投入した。 $R^2 = .23$ ($p < .001$) だった。

バックアップ能力：直接的支援 放課後児童支援員認定資格研修の受講経験と運営主体を説明変数として投入した。 $R^2 = .12$ ($p < .001$) だった。

リーダーシップ能力：課題解決志向 年代、経験年数、クラブでの役職、放課後児童支援員認定資格研修の受講経験、自治体主催の研修の受講経験を説明変数として投入した。 $R^2 = .34$ ($p < .001$) だった。

リーダーシップ能力：人間関係志向 経験年数、勤務時間(長期休暇中)、クラブでの役職、放課後児童支援員認定資格研修の受講経験を説明変数として投入した。 $R^2 = .19$ ($p < .001$) だった。

分析B) チームワーク能力から保育者効力感へのパス各チームワーク能力を説明変数、保育者効力感を目的変数として投入し、ステップワイズ(前進後退法)による重回帰分析を行った結果、step 4で収束した(表4)。

表2 目的変数と項目（説明変数）との相関比（ η ）

項目	コミュニケーション チーム志向			バックアップ		モニタリング		リーダーシップ		
	解説	表現	同調	情報支援	情緒的支援	直接的支援	意見調整	相互参照	課題解決志向	人間関係志向
性別	.04	.17	.03	.04	.15	.24	.14	.11	.05	.04
年代	.24	.17	.14	.26	.18	.10	.12	.13	.26	.21
雇用形態	.08	.06	.14	.13	.06	.21	.00	.06	.21	.14
経験年数	.13	.08	.28	.28	.11	.10	.16	.13	.34	.28
勤務時間（通常）	.08	.17	.14	.18	.07	.16	.16	.08	.14	.15
勤務時間（長期休暇）	.13	.10	.12	.17	.15	.21	.15	.08	.23	.25
資格：										
保育士	.04	.00	.04	.10	.07	.00	.00	.00	.13	.00
児童福祉事業	.00	.00	.00	.05	.09	.13	.09	.04	.09	.17
教員免許	.08	.12	.00	.05	.04	.03	.04	.04	.09	.00
大学／社会福祉学	.03	.10	.04	.13	.15	.07	.10	.11	.00	.06
民間資格	.15	.16	.00	.10	.06	.00	.08	.00	.14	.13
類似する事業	.06	.00	.05	.16	.14	.14	.05	.15	.15	.19
5年以上の経験	.00	.04	.09	.18	.09	.07	.09	.00	.21	.13
その他	.13	.06	.00	.16	.09	.15	.00	.09	.09	.11
認定資格なし	.08	.06	.05	.26	.14	.14	.00	.11	.35	.28
経験：										
保育者	.10	.07	.00	.15	.12	.10	.00	.04	.22	.09
公立学校の教員	.09	.00	.00	.00	.09	.12	.05	.00	.06	.13
児童福祉施設	.07	.03	.06	.00	.00	.05	.04	.03	.04	.04
全児童対策事業	.05	.06	.05	.00	.09	.00	.06	.04	.05	.10
その他	.08	.09	.07	.04	.00	.08	.11	.07	.04	.04
クラブでの役職	.20	.17	.27	.30	.12	.20	.10	.17	.42	.29
他職種の勤務経験あり	.00	.00	.13	.07	.11	.00	.12	.07	.06	.00
研修受講：										
認定資格	.10	.11	.07	.30	.18	.26	.00	.17	.41	.31
自治体主催	.20	.17	.08	.24	.11	.11	.08	.14	.26	.19
その他	.00	.04	.05	.00	.00	.04	.09	.04	.05	.00
運営主体	.13	.12	.10	.11	.15	.26	.23	.21	.15	.15
単位施設の児童数	.14	.09	.16	.22	.20	.15	.18	.17	.16	.15
クラブの全指導員数	.21	.24	.11	.22	.16	.16	.12	.16	.17	.23
処遇：										
社会保険	.10	.00	.12	.07	.03	.04	.07	.00	.10	.03
労働保険	.03	.00	.14	.09	.06	.12	.04	.04	.16	.09
定期昇給	.00	.00	.03	.07	.04	.04	.00	.04	.03	.00
ボーナス	.06	.00	.12	.00	.06	.03	.06	.05	.03	.00
退職金	.00	.00	.13	.22	.11	.13	.03	.00	.20	.14
有給休暇	.08	.00	.04	.03	.07	.00	.04	.00	.09	.03
その他	.12	.06	.03	.09	.08	.10	.04	.00	.08	.09

注：太字の値は $\eta > .25$ を表す。

step 4で標準偏回帰係数（ β ）が有意だった説明変数は、リーダーシップ能力「課題解決志向（ $\beta = .57$ ）」、コミュニケーション能力「表現（ $\beta = .32$ ）」、モニタリング能力「意見調整（ $\beta = -.23$ ）」、バックアップ能力「直接的支援（ $\beta = .15$ ）」だった。

4. 考察

本研究では、放課後児童クラブの指導員の個人のチームワーク能力に関連する、個人／組織の要因を検討した。具体的には、目的変数である各チームワーク能力に影響を与えるものとして、指導員の個人特性（年代、経験年数、勤務時間、既有資格、放課後児童クラブ以外の経

験、役職、研修の受講経験、待遇）と組織の特徴（運営主体、児童数、指導員数）を説明変数とした数量化I類を実施した（分析A）。さらに、チームワーク能力が影響を与えるものとして、指導員の保育者効力感を測定し、チームワーク能力を説明変数、保育者効力感を目的変数とした重回帰分析を実施した（分析B）。

分析Aでは、はじめに説明変数と目的変数との相関比を求めた。相関比 $\eta > .25$ を基準とし、数量化I類に投入する説明変数を選択した。1つ以上の相関比が基準を超えた説明変数は、年代、経験年数、勤務時間（長期休暇中）、クラブでの役職、研修（認定資格）の受講経験、研修（自治体主催）の受講経験、運営主体だった。このうち、最も多くの目的変数（4つ）との相関比が基準を

表3 数量化I類によるカテゴリースコア

項目	チーム志向		バックアップ		リーダーシップ	
	同調		情報支援	直接的支援	課題解決志向	人間関係志向
年代						
20代	-		-.44	-	-.21	-
30代	-		-.12	-	-.09	-
40代	-		.16	-	.11	-
50代	-		-.04	-	-.08	-
60代以上	-		.24	-	.24	-
経験年数						
5年未満	.04		-.06	-	-.07	-.01
10年未満	.20		-.09	-	-.06	-.13
15年未満	-.21		.01	-	.06	.05
20年未満	-.38		.27	-	.29	.11
20年以上	.02		.30	-	.04	.39
勤務時間（長期休暇）						
6時間未満	-		-	-	-	-.21
8時間未満	-		-	-	-	-.12
10時間未満	-		-	-	-	.02
10時間以上	-		-	-	-	.21
クラブでの役職						
所長	.01		.25	-	.49	.05
主任指導員	-.27		.11	-	.28	.15
その他	.13		.27	-	.03	.18
役職なし	.14		-.20	-	-.27	-.17
研修受講：認定資格						
受講経験あり	-		.11	.09	.14	.11
受講経験なし	-		-.38	-.32	-.51	-.40
研修受講：自治体主催						
受講経験あり	-		-	-	.14	-
受講経験なし	-		-	-	-.15	-
運営主体						
市町村	-		-	-.19	-	-
社会福祉協議会	-		-	.13	-	-
地域運営委員会	-		-	.10	-	-
NPO法人	-		-	.34	-	-
父母会・保護者会	-		-	.08	-	-
社会福祉法人	-		-	-.09	-	-
その他	-		-	-.29	-	-
決定係数 (R^2)	.13		.23	.12	.34	.19

注：表中の「-」の項目は、相関比が.25未満のため、説明変数として投入しなかったものを表す。

超えた説明変数は、経験年数、クラブでの役職、および研修（認定資格）の受講経験だった。鈴木・吉澤（2021）は「雇用形態」がチームワーク能力と関連する要因だと指摘していた。しかし本研究では、雇用形態と目的変数との間の相関比がいずれも.25未満だった。以上の結果を踏まえると、チームワーク能力には雇用形態（正規雇用・非正規雇用）よりも、役職や研修の受講経験の有無の影響が大きいと言える。さらに、雇用形態とクラブでの役職との間の連関係数（Cramer's V ）が.40であり、認定資格研修の受講経験との間の $V = .25$ だったことから、雇用形態は役職の有無を媒介として、間接的にチームワーク能力に影響を与えると推測される。また、年代や経験年数といった説明変数が基準を満たしたことがか

ら、研修の受講経験に加えて、人生経験を含めた指導員の実践知が、チームワーク能力に影響すると解釈できる。

個人にかかわる要因のうち、放課後児童支援員認定資格以外の資格や放課後児童クラブ以外の経験の有無は、指導員のチームワーク能力との関連が小さい（ $\eta < .25$ ）ことがわかった。ただし、該当者数が少なかったために、説明変数から除外した資格もあった。今後、sample size が大きくなることで、新たな知見を得られる可能性もあるだろう。一方、組織にかかわる要因として、 $\eta > .25$ の基準を満たしたのは運営主体だけであり、児童数や指導員数のような、組織の規模にかかわる要因の影響は小さいことが示唆された。さらに、チームワーク能力（目的変数）の中には、すべての説明変数との相関比が.25

表4 重回帰分析（ステップワイズ）の結果

説明変数	β	SE	t	ΔR^2
step 1				
リーダーシップ能力：課題解決志向	.67	.03	13.28***	.44***
step 2				
リーダーシップ能力：課題解決志向	.52	.03	9.29***	.49***
コミュニケーション能力：表現	.27	.04	4.87***	
step 3				
リーダーシップ能力：課題解決志向	.57	.03	9.96***	.51***
コミュニケーション能力：表現	.31	.04	5.53***	
モニタリング能力：意見調整	-.17	.04	-3.14**	
step 4				
リーダーシップ能力：課題解決志向	.52	.04	8.66***	.52***
コミュニケーション能力：表現	.32	.04	5.79***	
モニタリング能力：意見調整	-.23	.04	-4.00***	
バックアップ能力：直接的支援	.15	.05	2.57*	

注：** $p < .01$, *** $p < .001$

未満のものもあった。本研究で採用したチームワーク能力は、チームに左右されないものを想定している（相川他, 2012）。このような目的変数の特性が、本研究の結果に影響したとも考えられる。数量化I類の結果、各モデルの決定係数（ R^2 ）が小さく、予測の精度はいずれも悪いと評価されたのも、上記の理由が関係しているだろう。

ただし、チームの影響が疑われるような分析結果もあった。例えば表3より、チーム志向能力（同調）では、経験年数が長い（15年未満、20年未満）ケースと主任指導員のケースでカテゴリースコアの値が負だった。この傾向は鈴木・吉澤（2021）でも確認され、特に相対的に立場が弱い指導員は、そうでない指導員の意見に合わせる傾向が強いことを示唆している。さらに、バックアップ能力（直接的支援）には運営主体の説明変数が投入され、市町村、社会福祉法人、およびその他のカテゴリースコアの値が負を示し、それ以外は正だった。これは、個人の能力そのものよりもチームの状況を反映していると解釈すべきだろう。

では、運営主体によって、チームの状況にどのような違いがあるのだろうか。その可能性として、教育サービスの受け手（児童および保護者）の消費者化と質保証文化の程度の違いが考えられる。つまり、自治体や社会福祉法人運営の施設では消費者化の傾向が強く、質保証文化が高い。そして、このような状況が運営主体の変数として直接的支援への結果に表れたと推測される。玉木（2018）は指導員の有資格化についての議論の中で、放課後児童クラブを取り巻く教育サービスを受受する市民の消費者化と質保証文化の高まりへの懸念を示している。そして、質保証文化が引き起こす問題として、職員が説

明責任を求められ、一人ひとりが質保証を最優先に考えていくと、職員の仕事が個人化していくことが想定されることを挙げた。仕事の個人化とは、「責任をとれる範囲でよいと考える実践を個人が行うだけ」（玉木, 2018）の状態を表す。さらに、「現在学童保育施設は様々な運営形態をとっているが、父母会運営ではなく自治体運営の学童保育施設では既にこうした保護者の消費者意識が強くなり、本稿で言及している状況⁶を生み出している。」（玉木, 2018）とも述べている。確かに、仕事の個人化が進むことで「仕事が終わらない同僚の指導員がいたら手伝う」といった直接的支援は抑制されると思われる。本研究の結果を踏まえると、自治体や社会福祉法人運営の施設では質保証文化が高いゆえに仕事の個人化がより進んでおり、そのため直接的支援が低い傾向にあると解釈できるだろう。このような運営母体（施設）による違いは、運営母体の方針や状況を各指導員が暗黙の裡に認知し、そのようにふるまっているとも考えられるし、指導員を新規採用する際に仕事の個人化に適應できる者が好まれているとも考えられる。ただし、上記の解釈は一つの可能性を示したにすぎない。モデルの予測の精度も悪かったため、今後は他の要因との媒介関係や交互作用も検討すべきである。

分析Bの重回帰分析の決定係数（ R^2 ）は.50を超えたため、モデルの精度はやや良いと評価でき、チームワーク能力によって保育者効力感が概ね予測可能であると解釈できる。保育者効力感を目的変数とした場合、標準回帰係数が有意だった説明変数は、コミュニケーション能力（表現）、バックアップ能力（直接的支援）、モニタリング能力（意見調整）、リーダーシップ能力（課題解決志向）

⁶ 玉木（2018）が言及している状況とは、「本来学童保育の担い手の一部である保護者が過度の消費者意識を持つと、職員や施設に対してただ要求を伝え、その要求が通らなくなると他の施設へ移るとのこと」である。

の4つだった。このうち、モニタリング能力(意見調整)の標準偏回帰係数の値は負だった⁷。意見調整の質問項目を見ると、「話し合いで同僚の指導員の意見を聞いて、自分の意見を考え直す」、「同僚との話し合いで自分の仕事のやり方を見直す」という内容だった。これはつまり、他者の意見から自己の課題を見つめる傾向とも考えられる。その結果、このような傾向が強い人ほど保育者効力感が低いのではないだろうか。

結論

調査を通して明らかになったことは、以下のとおりである。

1. 個人のチームワーク能力を予測できる個人の要因には、年代、経験年数、勤務時間(長期休業中)、クラブでの役職、研修(認定資格)の受講経験、研修(自治体主催)の受講経験があり、組織の要因には運営主体がある。ただし、予測の精度はいずれも悪い。
2. 指導員の保育者効力感は、4つのチームワーク能力(コミュニケーション能力(表現)、バックアップ能力(直接的支援)、モニタリング能力(意見調整)、リーダーシップ能力(課題解決志向))から予測できる。

最後に、本研究の課題を示す。第一に、1つの都道府県の放課後児童クラブを対象とした調査であり、この結果をどこまで一般化できるのかについて検討の余地がある。第二に、分析A(個人/組織の要因からチームワーク能力へ)の予測の精度はいずれも悪かった。第三に、保育者効力感以外の個人の心理的特性について検討できていない。個人のチームワーク能力がどのような特性に影響を与えるのか、さらなる検討が必要だろう。第四に、チームワークの個人差が組織レベルのチームワークとどのように関連するのかを、本研究は対象にしていない。指導員のチームワークを考える際に、組織レベルを無視することはできないため、この点についても検討すべきだろう。

厚生労働省(2020)によると、放課後児童クラブの登録児童数は1,311,008名(2020年7月1日時点)であり、前年比11,701人増だった。登録児童数は小学生数の約5分の1を占め、放課後児童クラブは保育園と同様に児童福祉にとって欠かすことのできない存在である。保育士は入職前に保育士養成課程での専門的なトレーニングを受ける。そのため、入職時には専門職として求められる最低限の資質や能力が担保されている。一方、放課後

児童クラブの指導員にとって入職前の養成課程が十分に整備されているとは言えない。多くの指導員が入職後に専門的なトレーニングを受け始め、2年間の実務経験を経て、各自治体が実施する「放課後児童支援員」認定資格の研修を受けられるようになる。これは、放課後児童クラブのチームワークを研究するうえで大きな課題になるだろう。つまり、指導員が専門職として多様な資質や能力を有していること前提に、チームワークをとらえなければならないということである。この点を踏まえつつ、保育士といった近接領域との比較を行い、放課後児童クラブの指導員のチームワークの特徴を明らかにしていきたい。

引用文献

- 相川充・高本真寛・杉森伸吉・古屋真(2012). 個人のチームワーク能力を測定する尺度の開発と妥当性の検討 社会心理学研究, 27(3), 139-150.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. NJ: Prentice Hall.
- 藤丸麻紀(2017). 学童保育の経済効果 和洋女子大学紀要, 57, 51-63.
- Klassen, R. M., Tze, V. M., Betts, S. M., & Gordon, K. A. (2011). Teacher efficacy research 1998-2009: Signs of progress or unfulfilled promise? *Educational psychology review*, 23(1), 21-43.
- 厚生労働省(2020). 令和2年(2020年)放課後児童健全育成事業(放課後児童クラブ)の実施状況(令和2年(2020年)7月1日現在) https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_15634.html (2021年11月22日)
- 草海由香里(2014). 公立小・中学校教師の休職・退職意識に影響を及ぼす諸要因の検討 パーソナリティ研究, 23(2), 67-79.
- 三木知子・桜井茂男(1998). 保育専攻短大生の保育者効力感に及ぼす教育実習の影響 教育心理学研究, 46(2), 203-211.
- 森本哲介・高橋誠(2019). 充実した特別活動を行うために教師に求められる資質 兵庫教育大学学校教育研究, 32, 215-223.
- 長瀬美子(2016). 指導員のチームワークを考える 学童保育研究, 17, 7-16.
- 長瀬美子(2019). 指導員の職員集団とチームワーク 学童保育研究, 20, 103-108.

⁷ 鈴木・吉澤(2021)では、モニタリング能力(意見調整)を従属変数としたt検定および分散分析(1要因)を行っている。独立変数として、「クラブ役職」「雇用形態」「研修経験」をそれぞれ投入した結果、いずれも有意でなかった。

- 桜井茂男 (1997). 現代に生きる若者たちの心理 風間書房.
- 菅民郎 (2001). 多変量解析の実践 (下) 第2版 現代数学社 (pp.2-42).
- 鈴木瞬・吉澤英里 (2021). 学童保育における指導員のチームワーク能力を測定するための尺度作成 学童保育, 11, 39-50.
- 玉木博章 (2019). 学童保育指導員研修における講師活動の報告(3)―「職員のチームワーク」に関する講座 (人間関係とキャリア形成の側面から) ― 瀬木学園紀要, 15, 79-83.
- 玉木博章 (2018). 学童保育の商品化による指導員像の変化に関する試論―職員のチームワークとキャリア形成の観点から― 名古屋経済大学教職支援室報, 1, 55-61.
- 露口健司 (2009). 学校組織におけるチームリーダーシップと教師効力感の影響関係 日本教育経営学会紀要, 51, 73-87.
- 吉田寿夫 (1990). 第5章 2つの変数の関係を分析する方法 森敏昭・吉田寿夫 (編) 心理学のためのデータ解析テクニカルブック 北大路書房 (pp. 217-259).

Factors related to individual teamwork abilities of instructors in children's after-school clubs

YOSHIZAWA Eri SUZUKI Shun

Abstract

Suzuki and Yoshizawa (2021) developed a scale to assess the teamwork abilities of instructors in children's after-school clubs. This study examined factors related to instructors' teamwork abilities using this scale. A questionnaire survey was conducted with instructors in Ishikawa Prefecture, in which instructors responded to this scale. We considered individual factors: years of experience, working hours, gender, position in the club, employment status, training experience, and caregiver efficacy, and organizational factors: the number of children and instructors in the club and the governing body. The relationships between variables were analyzed using the quantification method- I and multiple regression analysis. The results indicated that individual factors predicting individual teamwork abilities included age, years of experience, work hours (during long vacations), position in the club, and training experience (certification or sponsored by the local government). Moreover, the organizational factor of the governing body predicted individual teamwork abilities. Furthermore, four types of teamwork abilities, communication skills (expressive), backup skills (direct support), monitoring skills (opinion coordination), and leadership skills (problem-solving orientation), predicted instructors' caregiver efficacy.