



## 日本版幼児用遊び尺度（PPBS-J）の作成

山根, 隆宏  
鈴木田, 英里  
野上, 慶子  
劉, 娟

---

**(Citation)**

神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, 18(2):33-42

**(Issue Date)**

2025-03-31

**(Resource Type)**

departmental bulletin paper

**(Version)**

Version of Record

**(JaLCD0I)**

<https://doi.org/10.24546/0100494060>

**(URL)**

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100494060>



## 日本版幼児用遊び尺度 (PPBS-J) の作成

## Development and validation of the Japanese version of the Preschool Play Behavior Scale (PPBS-J)

山根 隆宏\*      鈴木田 英里\*\*      野上 慶子\*\*\*      劉 娟\*\*\*\*  
Takahiro YAMANE\*      Eri SUZUKIDA\*\*      Keiko NOGAMI\*\*\*      Juan LIU\*\*\*\*

**要約:** 本研究の目的は、幼児の社会的遊びや非社会的遊びを測定するための Preschool Play Behavior Scale の日本版 (PPBS-J) を作成し、信頼性と妥当性を検証することであった。PPBS-J を日本語に訳した上で、保育士や幼稚園教諭 373 名を対象としたオンライン調査 (研究1) と、保育園に通う 46 名の児童の親と担当保育者を対象とした質問紙調査 (研究2) を行った。確認的因子分析の結果、PPBS-J は原版通りの「社会的遊び」「荒っぽい遊び」「ひとり静的遊び」「ひとり動的遊び」「沈黙行動」からなる 5 因子構造が確認された。測定不変性を検討したところ、PPBS-J は性別による弱測定不変性が認められた。PPBS-J の信頼性については一部の低位因子を除き、十分な内的整合性が認められた。プレイフルネスと情緒・行動上の問題、発達指標との関連性から PPBS-J の妥当性を検証したところ、概ね仮説通りの相関関係が認められ、一定の妥当性を有することが確認された。以上より、PPBS-J は簡便に幼児の社会的遊びや非社会的遊びを測定できる信頼性と妥当性を有する尺度であることが示され、幼児の非社会的遊びに関する研究やアセスメントへの活用可能性が示唆された。

**キーワード:** 社会的遊び, 幼児, 信頼性, 妥当性, 社会的適応

## 1. 問題と目的

就学前に幼児が社会的遊び (social play) を多くすることが言語能力や読み書き, 創造性, 心の理論, 学業成績と関連することが示されている (Levy et al., 1992; Schwebel, Rosen, & Singer, 1999; Singer & Lythcott, 2002)。一方で、非社会的な遊びは必ずしも子どもの発達に肯定的に寄与しないことが示されている。そのため非社会的な遊びの多さが子どもの発達にどのように影響するかを検証していくことが求められる。

非社会的な遊びとは、周囲に遊ぶことのできる他者がいる状況であり、社会的相互作用を伴う遊びや集団遊びをする機会があるにもかかわらず、一人で遊ぶ遊びを指す (Coplan et al., 2015)。Coplan et al. (1994) は、非社会的遊びを 3 つのサブタイプ (沈黙行動 (Reticent Behavior), ひとり静的遊び

(Solitary-Passive Play), ひとり動的遊び (Solitary-Active Play)) に分類できることを提案している。

沈黙行動は、傍観行動 (遊びを伴うことなく、他の子どもを長い時間眺めている行動) や何もしない行動 (目的もなくぶらぶら歩き, ぼんやりと空間を見つめている行動) を指す。沈黙行動は気質的なシャイネスや社会的な恐れを示していると考えられ (Coplan et al., 1994), 頻繁に沈黙行動をする子どもは仲間との社会的相互作用を望んでいるが、同時にそれを恐れて他者を避けたいという接近と回避の葛藤状態にあるとされる (Asendorpf, 1990)。また、幼児期の沈黙行動は気質的なシャイネスや不安行動, 内在化問題, 自尊感情の低さ, 仲間外れと関連する (Coplan et al., 1994; Coplan, 2000; Rubin et al., 1995)。

ひとり静的遊びは一人で探索遊びをしたり、構成的遊びをしたりすることが含まれる。ひとり静的

\* 神戸大学大学院人間発達環境学研究科准教授  
\*\* 同志社大学心理学部助教  
\*\*\* 奈良女子大学文学部特任助教  
\*\*\*\* 神戸大学大学院人間発達環境学研究科博士課程博士後期課程

(2024 年 9 月 27 日 受付)  
(2025 年 3 月 3 日 受理)

遊びは、非社交性や一人で遊ぶことへの好みを反映していると考えられており (Rubin & Asendorpf, 1993), 社会的な不適応とは関連しないことが示されてきた (Coplan et al., 1994; Coplan, 2000; Rubin et al., 1995)。しかしながら, Coplan et al. (2001a) は幼児期の女兒ではひとり静的遊びと社会的不適応は関連しないが, 男児ではひとり静的遊びと気質的なシャイネスや社会的不適応と関連がみられることを示している。また, Coplan et al. (2004) は保育者が非社会的と評価した幼児は, ひとり静的遊びが必ずしも多くないことを示している。ひとり静的遊びを頻繁にする幼児の中には, シャイネスが高い子どもや抑制的な子どもだけでなく, 反対に社交的な子どもも含まれていることが示されており (Henderson et al., 2004), さらに研究の必要性が指摘されている。

ひとり動的遊びは, 感覚運動的な遊びを繰り返したり, 一人で劇遊びをしたりすることが含まれる。ひとり動的遊びは, 幼児期の社会的未熟さや高い衝動性を反映していると考えられている (Rubin, 1982)。その他にも幼児期のひとり動的遊びには, 仲間からの拒絶, 社会的問題解決能力の低さ, 衝動性, 外在化問題, 学業困難などが関連している (Coplan, 2000; Coplan et al., 1994; Coplan et al., 2001b; Coplan & Rubin, 1998; Rubin, 1982)。

このような社会的遊びや非社会的遊びに関する研究の大部分は, 欧米文化圏で実施されてきた。国内では幼児期において非社会的遊びと社会的適応の関連性を検討した研究 (大内・桜井, 2005) や非社会的遊びの変化と社会的スキルや問題行動の関連性を縦断的に検討した研究 (大内・桜井, 2008), 自由遊び場面における非社会的遊びの変化を検討した研究 (淡野・前田, 2007) がみられる。幼児期の社会性や非社交性は社会や文化によって発達のどのような意味をもつかは差異があると考えられるため (Coplan et al., 2015), 非社会的遊びが日本の幼児において欧米文化圏と同様に社会的不適応や発達への好ましくない影響がみられるかは議論の余地があるだろう。国内においても幼児期の非社会的遊びに関する研究が求められるが, 現状は多くはない。その背景に, 欧米文化圏と異なり, 幼児の非社会的遊びを簡便に測定できる尺度がないことが理由として考えられる。

幼児の非社会的遊びは, 当初は実験室において行動観察により測定されることが多かったが, 抑制的な子どもや内向的な子どもが実験場面で非社会的な振る舞いを示したとしても, より慣れ親しんだ場面では同様の振る舞いを示すとは限らないことから, より自然な場面で非社会的遊びを測定するようになった (Coplan et al., 1998)。また行動観察法によ

る測定は, 時間と労力を伴い, 特に大規模な調査では採用しにくい場合があるため, 行動観察法による測定の代替となる簡便で信頼性の高い測定方法が求められてきた。そこで幼児が普段慣れ親しんでいる幼稚園や保育園の様子をよく知る保育者の評定は, より簡便に幼児の社会的行動を測定できる行動観察法の代替手段または補助手段となると考えられ, 保育者評定による尺度が多く開発されてきた (Coplan et al., 1998)。

その中でも Coplan & Rubin (1998) は前述した非社会的遊びの3タイプに加えて, 様々な集団遊びや仲間との会話を含む社会的遊びと, 乱暴な遊びや戦いごっこなどを含む荒っぽい遊び (Rough Play) を加えた Preschool Play Behavior Scale (PPBS) を開発している。PPBS は自由遊び場面における幼児期の社会的・非社会的遊びを保育者によって簡便に測定できる尺度である。保育者による PPBS の評定得点は行動観察法で測定した社会的・非社会的遊びの得点と中程度から高い相関を示し, 一方で異なる社会的・非社会的遊びの得点間では相関関係はみられないことから, PPBS は併存的妥当性や弁別的妥当性を有していることが示されている (Coplan & Rubin, 1998)。また, その他にも内的整合性, 評定者 (保育者) 間信頼性, 再検査信頼性などの観点から一定の信頼性を有することが示されている。幼児の遊びに関する尺度は他にも遊びの活動面を測定する Play Activity Questionnaire (Finegan et al., 1991) や遊び中の関係性を測定する Penn Interactive Peer Play Scale (Fantuzzo et al., 1995) がみられるが, PPBS は非社会的遊びに焦点化して測定する尺度である。また, PPBS はイタリア語やトルコ語, 中国語, マレーシア語など, 多くの国で翻訳版が作成されており (e.g., Choo & Xu, 2012; Leung, 2015), 国際比較に利用できるなど有用性の高い尺度である。そこで, 本研究は日本版 PPBS (以下, PPBS-J) を作成し, 信頼性と妥当性を検討することを目的とする。PPBS-J の妥当性については, プレイフルネスと情緒・行動上の問題との関連性から構成概念妥当性の検証を行い, 子どもの発達水準との関連性から基準関連妥当性の検証を行う。

まずプレイフルネスとは, 子どもの遊びの質を表すものであり, 自分自身や他者に, 娯楽, ユーモアやエンターテイメントを感じさせるような方法で状況を構成・再構成する素質と定義される (Barnett, 2007)。Rentzou (2014) は社会的遊びとプレイフルネスとの関連性を検証し, 社会的遊びや荒っぽい遊びはプレイフルネスと正の相関を示し, 沈黙行動やひとり静的遊びはプレイフルネスと負の相関を示すことを明らかにしている。本研究では Rentzou (2014) の社会的遊びと非社会的遊びとプレイフルネ

スに関する知見を踏まえて、下記のように仮説を設定する。

仮説1：社会的遊びと荒っぽい遊びはプレイフルネス全体と正の相関を示す。

仮説2：沈黙行動とひとり静的遊びはプレイフルネス全体と負の相関を示す。

仮説3：ひとり動的遊びはプレイフルネスの下位因子である認知的自発性とユーモアのセンスと正の相関を示す。

次に構成概念妥当性の検証の指標として情緒・行動上の問題を取り上げる。前述したように非社会的遊びは幼児の情緒や行動上の問題との関連が示されてきたが、その関連性には性別による違いがある可能性がある (e.g., Rubin et al., 2009)。そのため、情緒と行動上の問題と遊び行動の関連について性差を加味した以下の仮説を設定した。

仮説4：社会的遊びは情緒の問題及び仲間関係の問題と負の相関を示す。

仮説5：荒っぽい遊びは行為の問題と正の相関、女兒においては仲間関係の問題と正の相関を示す。

仮説6：沈黙行動は情緒の問題及び行為の問題、仲間関係の問題と正の相関、向社会的な行動と負の相関を示す。

仮説7：ひとり動的遊びは行為の問題や多動／不注意、仲間関係の問題と正の相関を示す。

最後に基準関連妥当性の指標として子どもの発達水準、とりわけ言語能力と社会性を取り上げる。役割遊びなどを含んでいる社会的遊びは幼児期における社会的コンピテンスの指標とみなされてきた (Coplan et al., 2015)。また社会的遊びは言語能力の発達と正の関連を示すことが明らかになっている (Levy et al., 1992)。したがって社会的遊びは社会性と言語能力の高まりとともにみられる一方で、非社会的遊びは逆の関係が想定される。そこで以下の仮説を設定した。

仮説8：社会的遊びは言語能力と社会性と正の相関を示す。

仮説9：非社会的遊びは言語能力と社会性と負の相関を示す。

## 2. 研究 1

### (1) 目的

PPBS-J を作成し、因子構造と内的整合性を検討することを目的とした。また、構成概念妥当性を検証するために、プレイフルネスと情緒・行動上の問題との関連性を検討する。

### (2) 調査手続き

2022年2月にオンライン調査会社に登録してい

る保育士または幼稚園教諭の資格を有し、保育園または幼稚園で勤務する442名のモニターが調査に参加した。教示を十分に読んでいないなど努力の最小限化傾向 (三浦・小林, 2015) を有する回答を検出する質問項目を設定した。具体的には長文の教示の最後にどの選択肢も選ばずに次の回答に進むことを指示した一文を提示した。その結果、違反した69名を除外し、373名を分析対象とした。尺度内の項目順序はランダム化して提示した。勤務先で担当している子どもから1名を選び、回答を求めた。

### (3) PPBS-J の作成過程

原著者から翻訳の許可を得た後、測定しようとする概念や項目内容について理解するために原著者と連絡を取りそれらの理解を深めた。日本人の臨床心理学者1名と、日本人で英語が堪能な心理学を専攻する大学院生1名によって独立して順翻訳を行った。翻訳者らは2つの翻訳版を比較、調和させ、最終的に1つの翻訳版を作成した。その際に日本語への翻訳が難しかったり、回答者には理解が難しかったりする項目が2つあった。まず、項目3「Plays 'rough-and-tumble' with other children.」の取っ組み合い遊び (Plays rough-and-tumble) は日本人の保育者にとってなじみの薄い概念であることから、原著者と協議した結果、具体例としてくすぐり遊び (tickling), 追いかけてっこ (tag), チャンバラごっこ (sword fight), 戦いごっこ (play fight) を追記することとした。次に項目4「Takes on the role of onlooker or spectator.」は、観客や見物人と訳すと日本人保育者には理解しにくいと考えられたため、原著者と協議した結果、「参加しようとはせずに他の子どもや遊びを見る」と訳すこととした。その後、最終的な順翻訳版を英文校閲会社に逆翻訳を依頼し、原版と逆翻訳版に生じた訳の乖離を検討するために原著者に送り、順翻訳版が適切に訳されていることを確認した。

作成された日本語版の理解しやすさや認知的等価性を検討するために、日本人保育者10名に予備調査を行った。その結果、理解しにくい項目はないことや、測定しようとする概念が適切に理解されていることを事前に確認した。

### (4) 調査内容

① PPBS-J 「社会的遊び」「沈黙行動」「ひとり静的遊び」「ひとり動的遊び」「荒っぽい遊び」の5つの下位尺度 (18項目) からなるPPBS-Jを使用した。「1:まったくない」から「5:非常によくある」の5件法で回答を求めた。

② プレイフルネス 子どもの遊びに対する内的な態度を測定する指標である Children Playfulness

Scale (以下, CPS; Barnett, 1991) の日本語版 (長田・正治, 2011) を使用した。CPS は「身体的自発性」「社会的自発性」「認知的自発性」「喜びの表出」「ユーモアのセンス」の 5 つの下位尺度からなり (計 23 項目), 「1: 全くあてはまらない」から「5: 非常にあてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

③ **情緒と行動上の問題** 子どもの情緒と行動上の問題を測定するために, Strength and Difficulties Questionnaire (SDQ; Goodman et al., 1997) の邦訳版を使用した。SDQ は「情緒の問題」「行為の問題」「多動/不注意」「仲間関係の問題」「向社会的な行動」の 5 つの下位尺度からなり (計 25 項目), 国内外で使用されている信頼性・妥当性が検証された尺度である。「0: あてはまらない」「1: まああてはまる」「2: あてはまる」の 3 件法で回答を求めた。

## (5) 倫理的配慮

本研究は調査スケジュールと調査協力先の都合から研究倫理審査を受けることができなかった。しかしながら, 実施にあたっては以下に挙げる配慮を十分に行うことで研究倫理上の配慮を担保するようにした。調査の目的と方法, 無記名であり個人が特定されることはなくプライバシーは保護されること, 回答データは集団データとして扱われ解析されること, 回答は任意であること等を画面上に説明し, 同意を得られた場合にのみ回答に進んでもらった。

## (6) 結果と考察

① **回答者の特徴** 回答者の性別は男性 16 名 (4.29%), 女性 357 名 (95.71%) であった。平均年齢は 39.08 ( $SD = 10.67$ ; 21 - 64) 歳であった。勤務年数は平均が 10.80 ( $SD = 7.72$ ; 0 - 45) 年であった。回答者の就業形態, 資格免許, 教育歴, 勤務先の分布は Table 1 に示す。

② **対象児の特徴** 対象児は男児 251 名 (67.29%), 女児 122 名 (32.71%), 平均月齢は 51.72 ヶ月 ( $SD = 14.83$ ; 24 ヶ月 - 83 ヶ月) であった。対象児の年齢の分布は Table 2 に示す。

③ **PPBS-J の因子構造の検討** PPBS-J の因子構造を検討するために, 原版の 5 因子モデルを仮定して確認的因子分析を行った。その結果, 適合度が十分ではなかったため ( $CFI = .90$ ,  $TLI = .87$ ,  $RMSEA = .07$ ,  $SRMR = .08$ ,  $AIC = 18374.13$ ,  $BIC = 18625.16$ ), 修正指数を考慮して, 項目内容に類似の多い項目 1 と 15 (積極的に会話する), 項目 4 と 12 (他児との遊びに加わらない) に誤差相関を設定し, 再度分析したところ, 適合度は許容範囲内に改善された ( $CFI = .93$ ,  $TLI = .91$ ,  $RMSEA = .06$ ,  $SRMR = .07$ ,  $AIC = 18295.05$ ,  $BIC = 18553.87$ )。項目 1 と 15 の誤差相関は  $r = .37$ ,

Table 1 回答者の特徴

項目	n	%	
就業形態	常勤職	251	67.29
	非常勤職	122	32.71
資格免許	保育士	354	94.91
	幼稚園教諭第一種免許状	97	26.01
	幼稚園教諭第二種免許状	179	47.99
	幼稚園教諭専修免許状	4	1.07
教育歴	高等学校	5	1.34
	高等専門学校	3	0.80
	専門学校	36	9.65
	短期大学	208	55.76
	大学	120	32.17
	大学院	1	0.27
勤務先	認可保育所	175	46.92
	認定こども園	74	19.84
	地域型保育所	17	4.56
	認可外保育所	10	2.68
	企業主導型保育所	24	6.43
	公立幼稚園	14	3.75
	私立幼稚園	35	9.38
	その他	24	6.43

Table 2 対象児の年齢

	n	%
2歳児	53	14.21
3歳児	111	29.76
4歳児	88	23.59
5歳児	73	19.57
6歳児	48	12.87

項目 4 と 12 は  $r = .44$  であった。そのため, 一部の項目で誤差相関を設定する必要があったが, 許容可能な適合度が得られたことから, PPBS-J は原版通りの因子構造を有しているといえる。クロンバックの  $\alpha$  係数は社会的遊びが .91, 沈黙行動が .78, ひとり動的遊びが .68, ひとり静的遊びが .61, 乱暴遊びが .83 であった。確認的因子分析結果と  $\alpha$  係数を Table 3 に示す。特にひとり静的遊びは項目数が少ないことから  $\alpha$  係数が低くなったと考えられるが, Coplan & Rubin (1998) ではひとり動的遊びとひとり静的遊びは .70 を超えていたため, 信頼性については今後の課題である。

子どもの性別によって因子構造が異なるかを検証するために, 多母集団同時分析による確認的因子分析を行った。男女間で同じ 5 因子モデルを想定し, 配置不変モデル, 弱測定不変モデル, 強測定不変モデルを比較したところ, 適合度指標と AIC, BIC を踏まえて弱測定不変モデルが妥当と判断した (Table 4)。そのため, PPBS-J は男児と女児とで因子構造と因子負荷量は同じであり, 男女に関わらず測定可能な尺度であるといえる。

④ **PPBS-J の下位尺度相関** 男女別で PPBS-J の下位尺度相関を算出したところ, 共通して社会的遊

びと沈黙行動との間に有意な負の相関，社会的遊びと荒っぽい遊びとの間に有意な正の相関，沈黙行動とひとり静的遊びとの間に有意な正の相関，沈黙行動とひとり動的遊びとの間に有意な正の相関，ひとり静的遊びとひとり動的遊びとの間に有意な正の相関がみられた (Table 5)。男児では社会的遊びとひとり静的遊びとの間に有意な正の相関，ひとり動的遊びとの間に有意な正の相関，沈黙行動と荒っぽい遊びとの間に有意な負の相関がみられた。女児では，ひとり静的遊びと荒っぽい遊びとの間に有意な正の相関，ひとり動的遊びと荒っぽい遊びとの間に有意な正の相関がみられた。

⑤**プレイフルネスとの関連** 構成概念妥当性の検討を行うために性別ごとのPPBS-Jとプレイフルネスとの偏相関係数(子どもの年齢を統制)を算出した (Table 6)。その結果，男女ともに社会的遊びと

荒っぽい遊びは，プレイフルネスの下位尺度や全体得点と有意な正の相関がみられた ( $r = .31 - .75$ )。また，沈黙行動は男女ともにプレイフルネスの下位尺度と有意な負の相関がみられた ( $r = -.21 - -.36$ )。さらに，男児においてのみひとり静的遊びと社会的自発性，認知的自発性，喜びの表出とで有意な正の相関がみられた ( $r = .16 - .28$ )。また，女児においてのみひとり動的遊びとユーモアのセンスに有意な正の相関がみられた ( $r = .18$ )。以上より仮説は一部支持されたが，ひとり静的遊びとプレイフルネスとの負の相関がみられなかった点と，ひとり動的遊びと認知的自発性とユーモアのセンスとの間には有意な相関がみられなかった点は，仮説と一致しなかった。

⑥**情緒と行動上の問題との関連** 構成概念妥当性の検討を行うために，性別によるPPBS-JとSDQの

Table 3 PPBS-Jの確認的因子分析結果と各項目の平均値, SD

	因子負荷	M	SD
<b>社会的遊び (<math>\alpha = .91</math>)</b>			
1 遊びの最中に他の子どもたちに話しかける	.76	3.58	1.09
5 他の子どもたちとごっこ遊びをする	.79	3.06	1.13
6 集団遊びに参加する	.82	3.06	1.36
10 他の子どもたちと(ただ傍にいてではなく)グループで遊ぶ	.79	2.49	1.04
15 遊びの最中に, 他の子どもたちと積極的に会話をする	.84	3.40	1.18
16 他の子どもたちと一緒にふり遊びをする	.72	3.60	1.13
<b>沈黙行動 (<math>\alpha = .77</math>)</b>			
4 参加をしようとはせずに, 他の子どもたちや遊びを見る	.79	2.86	1.12
9 あてもなくふらふらと歩き回る。	.56	3.45	1.13
12 参加しようとはせずに, 他の子どもたちのことを見ていたり, 話を聞いていたりする	.70	2.96	1.30
18 じっと宙をみているのかもしれないが, 何もせずに一人でいる	.70	3.23	1.19
<b>ひとり動的遊び (<math>\alpha = .68</math>)</b>			
2 自分一人で物やおもちゃを調べて遊ぶ	.60	2.82	1.09
8 一人でブロックや他のおもちゃで物を制作して遊ぶ	.60	2.56	1.08
14 一人でお絵かきをしたり, 絵に色を塗ったり, パズルをしたりする	.58	3.34	1.27
17 おもちゃや物がどのように動くのかを理解しようと, 一人で探索して遊ぶ	.57	3.15	1.19
<b>ひとり静的遊び (<math>\alpha = .61</math>)</b>			
7 一人でふり遊びをする	.66	3.50	1.15
11 他の子どもたちと一緒にではないが, ふり遊びをする	.67	3.26	1.10
<b>荒っぽい遊び (<math>\alpha = .83</math>)</b>			
3 他の子どもたちと取っ組み合い遊び(くすぐり遊び, 追いかっこ, チャンバラごっこ, 戦いごっこ)をする	.77	3.01	1.10
13 他の子どもたちと一緒にふざけたり, 何かになりきったりして戦いごっこをする	.92	2.13	1.10

Table 4 PPBS-Jの測定不変性

モデル	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	AIC	BIC
<b>個別モデル</b>						
男児	.90	.88	.07	.08		
女児	.91	.89	.07	.07		
<b>性別</b>						
配置不変	.90	.88	.07	.08	18161.21	18663.17
弱測定不変	<b>.90</b>	<b>.88</b>	<b>.07</b>	<b>.09</b>	<b>18156.15</b>	<b>18587.52</b>
強測定不変	.83	.81	.09	.13	18321.54	18682.32

Table 5 PPBS-Jの男女別下位尺度間相関

	沈黙行動	ひとり静的遊び	ひとり動的遊び	荒っぽい遊び
社会的遊び	-.35 ***	.13 *	.18 **	.74 ***
	-.40 ***	.01	.07	.50 ***
沈黙行動	—	.24 ***	.35 ***	-.30 ***
		.30 ***	.39 ***	-.05
ひとり静的遊び		—	.47 ***	.04
			.50 ***	.18 *
ひとり動的遊び			—	.09
				.36 ***

上段は男児, 下段は女児。p<.001\*\*\*, p<.01\*\*, p<.05\*

偏相関(子どもの年齢を統制)を検討した(Table 7)。その結果、社会的遊びは男女ともに、多動/不注意と仲間関係において低い~中程度の有意な負の相関( $r = -.32 - -.57$ )、向社会的な行動においては中程度の有意な正の相関(男女それぞれ $r = .46$ ;  $r = .53$ )がみられた。また、沈黙行動は男女ともに多動/不注意及び仲間関係の問題と低い~中程度の有意な正の相関( $r = .16 - .27$ )、向社会的な行動と有意な低い負の相関(男女それぞれ $r = -.17$ ;  $r = -.26$ )がみられた。ひとり静的遊びは、男児においてのみ多動/不注意と有意な低い負の相関( $r = -.17$ )、向社会的な行動と有意な低い正の相関( $r = .18$ )がみられた。荒っぽい遊びは、男児においてのみ行為の問題及び向社会的な行動と有意な低い正の関連(それぞれ $r = .33$ ;  $r = .31$ )、仲間関係の問題と中程度の有意な負の相関( $r = -.40$ )がみられた。以上より、仮説は一部支持された。しかし仮説と異なり、男女ともに社会的遊びと情緒の問題に関連がみられず、ひとり動的遊びにおいて、SDQのいずれの下位尺度とも関連がみられなかった。大内・櫻井(2008)では、ひとり動的遊びの多さは4歳時点では男女ともに社会的スキルや問題行動との関連はみられなかったものの、その後の社会的スキルや問題行動を予測することを示している。本研究は横断的検討であったことが、仮説が支持されなかった原因の一つであったと推測される。また、男児においては荒っぽい遊びと仲間関係の問題で負の相関が、向社会的な行動と正の相関がみられ、女児においては荒っぽい遊びと仲間関係の問題、向社会的な行動との相関がみられなかった。このことは幼児期において身体を使った乱暴な遊びは一般的であり、このような遊びが多いことが必ずしも仲間関係の問題や社会性に関わらないのかもしれない。さらに、特に男児では身体を使った乱暴な遊びは大人からも友人からも許容され、かつ適応的といえることを示唆する。また、Hart et al. (1992)は、仲間から最も好まれる未就学児と最も好まれない未就学児の両方が乱暴な遊びをしやすいと報告している。そのため、荒っぽい遊びは他児とのやりとりを含んでおり、社会的遊びに近い要素も含まれているとも考えられ、荒っぽい遊びの項目で測定している遊びでは攻撃的な戦いごっこ必ずしも攻撃的とはいえない戦いごっこや追いかけて遊ぶ(Pellegrini, 1994)が弁別できていない可能性も考えられる。

以上より、PPBS-Jはプレイフルネスや情緒・行動上の問題と一定程度の仮説と一致する関連が見いだされたため、構成概念妥当性も一定程度有していると考えられる。

Table 6 PPBS-JとJCPSとの男女別偏相関係数

	身体的自発性	社会的自発性	認知的自発性	喜びの表出	ユーモアのセンス	JCPS全体
社会的遊び	.60***	.73***	.48***	.40***	.66***	.74***
	.68***	.74***	.60***	.65***	.66***	.78***
沈黙行動	-.35***	-.32***	-.21**	-.27***	-.26***	-.36***
	-.31**	-.35***	-.22*	-.31**	-.25**	-.34**
ひとり静的遊び	-.01	.16**	.28***	.17**	.11	.16*
	.02	-.03	.20*	.13	.08	.07
ひとり動的遊び	.07	.08	.13	.08	.12	.10
	.10	-.01	.16	.13	.18*	.13
荒っぽい遊び	.57***	.53***	.31***	.32***	.63***	.62***
	.57***	.35***	.44***	.39***	.58***	.56***

上段は男児、下段は女児。子どもの年齢を統制。 $p < .001$ \*\*\*,  $p < .01$ \*\* ,  $p < .05$ \*

Table 7 PPBS-JとSDQとの男女別偏相関係数

	情緒の問題	行為の問題	多動不注意	向社会的な行動	仲間関係の問題
社会的遊び	-.04	.13*	-.32***	.46***	-.57***
	-.06	-.17	-.37***	.53***	-.51***
沈黙行動	.32***	.05	.26***	-.17**	.50***
	.29**	.28**	.40***	-.26**	.42***
ひとり静的遊び	.10	.05	-.17**	.18**	.08
	.00	.08	.02	-.01	.12
ひとり動的遊び	.09	.08	-.05	.11	.11
	.04	.09	.14	-.03	.05
荒っぽい遊び	.00	.33***	-.08	.31***	-.40***
	-.01	.15	-.01	.16	-.17

上段は男児、下段は女児。子どもの年齢を統制。 $p < .001$ \*\*\*,  $p < .01$ \*\* ,  $p < .05$ \*

### 3. 研究2

#### (1) 目的

研究1ではPPBS-Jと妥当性指標のいずれもが保育者評定であった。そこで研究2では、保育者が評定したPPBS-Jによる幼児の非社会的遊びと親評定による子どもの発達に関連性からPPBS-Jの基準関連妥当性を検討する。

#### (2) 調査手続き

2022年5月に関西圏の保育園3園(いずれも50人未満の園児数)に調査を依頼した。協力を快諾した園を通して保護者に研究協力依頼文(調査趣旨、研究倫理配慮等を含む)を配付したのちに、保護者から研究協力の同意を得た乳幼児について、その保護者および教員または保育者に測定尺度への回答を求めた。回収は回答者自身が厳封したものを園ごとに集めて調査代表者に返送する方法をとった。

#### (3) 調査内容

①子どもの発達水準 子どもの発達水準はKIDS乳幼児発達スケール(三宅他, 1989)を使用し、養育者に評定を求めた。「運動」「操作」「理解言語」「表出言語」「概念」「対子ども社会性」「対成人社会性」し

つけ」「食事」の9領域からなる。子どもの年齢に応じて、タイプA(0歳1ヵ月—0歳11ヵ月;117項目)、タイプB(1歳0ヵ月—2歳11ヵ月;142項目)、タイプC(3歳0ヵ月—6歳11ヵ月;133項目)を使い分けた。KIDSは子どもの発達水準を測定する国内の尺度(質問紙)の中では広く用いられているものである。項目数が多いため回答者の負担軽減のために「運動」「しつけ」「食事」は測定しなかった。

②PPBS-J 研究1と同様に対象児を担当する保育士にPPBS-Jへの回答を求めた。

③フェイス項目 養育者に評定を求めた。調査項目は、子どもの年齢・性別、親の年齢・性別、親の教育歴、世帯年収等であった。

(4) 倫理的配慮

本調査は研究1と同様の理由で研究倫理審査を受けずに実施した。しかしながら、以下に挙げる配慮を十分に行うことで、研究倫理上の配慮を担保するようにした。保護者に調査の目的と方法、プライバシーが保護されること、回答は任意であること、回答データは集団データとして解析されることを書面上で説明し、事前に書面で同意を得た。調査は無記名であり個人が特定されないように配慮した。ただし、保護者評定の回答と保育者評定の回答を紐付けるために、子どもの誕生日と所属クラス名を明記してもらった。

(5) 結果と考察

①回答した保護者の特徴 回答者は父親2名(4.35%)、母親44名(95.65%)であり、平均年齢は31.38歳(SD = 6.68; 28 - 44歳)であった。回答者の教育歴、子どもの人数、居住都市の規模、世帯年収の分布はTable 8に示す。

②対象児の特徴 対象児の性別の内訳は、男児22名(47.83%)、女児24名(52.17%)であった。平均月齢は29.02ヵ月(SD = 11.29; 8ヵ月 - 47ヵ月)であった。対象児の年齢、出生順位の分布はTable 9に示す。

③社会的遊びと子どもの発達との関連 子どもの発達との関連を検討するために、PPBS-JとKIDSの相関係数を算出した(Table 10)。なお、サンプルサイズが小さいため、男女別の分析は行わなかった。その結果、社会的遊びは理解言語、表出言語及び対子ども社会性と有意な正の相関がみられた( $r = .32 - .40$ )。以上から、対成人社会性との相関はみられなかったものの、仮説8は概ね支持された。また、沈黙行動は理解言語及び対子ども社会性と有意な負の相関がみられた( $r = -.40 - -.43$ )。以上から沈黙行動のみであったが、仮説9は一部支持された。ただし、沈黙行動は理解言語と負の相関関係も

Table 8 回答者の特徴

		n	%
教育歴	中学校卒業	6	13.04
	高等学校卒業	9	19.57
	高等専門学校卒業	2	4.35
	専門学校卒業	7	15.22
	短期大学卒業	10	21.74
	大学卒業	11	23.91
	大学院(博士前期課程相当)修了	1	2.17
子どもの人数	1人	13	28.26
	2人	20	43.48
	3人	6	13.04
	4人	5	10.87
居住都市の規模	大都市(東京都区部, 政令指定都市)	9	19.57
	中都市1(人口30万~)	6	13.04
	中都市2(人口10万人~30万人)	4	8.70
	小都市(~人口10万人)	24	52.17
	町村(町, 村)	1	2.17
世帯年収	200万未満	2	4.35
	200万~400万未満	11	23.91
	400万~600万未満	8	17.39
	600万~800万未満	9	19.57
	800万~1000万未満	4	8.70
	1000万~1200万未満	3	6.52
	わからない	7	15.22

Table 9 対象児の年齢と出生順位

		n	%
年齢	0歳	4	8.70
	1歳	11	23.91
	2歳	17	36.96
	3歳	14	30.43
出生順位	1番目	18	39.13
	2番目	17	36.96
	3番目	6	13.04
	4番目	3	6.52

Table 10 PPBS-JとKIDSの相関係数

	操作	理解言語	表出言語	概念	対子ども社会性	対成人社会性
社会的遊び	.21	.32*	.34*	.16	.40*	.17
沈黙行動	-.28	-.40**	-.03	-.18	-.43**	-.25
ひとり静的遊び	-.03	-.13	.08	-.20	-.08	-.11
ひとり動的遊び	-.10	-.03	.18	-.16	-.16	-.01
荒っぽい遊び	.32*	.30*	.36*	.22	.47**	.24

p<.01\*\*, p<.05\*

みられた。この点は年齢とともに相対的に沈黙行動が幼児では減っていくことを反映した結果であるかもしれない。また大内・櫻井(2008)は沈黙行動が自ら積極的に仲間入りできない子どもに多くみられることを示唆しており、理解言語の低さにより周囲の子どもの遊びに加わりにくいことも考えられる。

さらに、荒っぽい遊びは操作、理解言語、表出言語、対子ども社会性と有意な正の相関がみられた( $r = .30 - .47$ )。荒っぽい遊びの下位項目は他児との

やり取りを前提とし、ごっこ遊びを含む遊びで構成されている。そのため、荒っぽい遊びに含まれる遊びの項目は、言語や社会性の発達がある程度進まないとは可能にはならない遊びであるため、このような関連がみられたことが考えられる。

一方でひとり静的遊びとひとり動的遊びはKIDSの下位因子とは有意な相関がみられなかった。このことは研究1と異なり、低年齢の幼児に絞ったことによる違いがみられたのかもしれない。

以上の結果から、親評定による子どもの発達指標との関連がみられたことから、PPBS-Jが一定の基準関連妥当性を有するといえる。

#### 4. 総合考察

##### (1) PPBS-Jの因子構造

本研究は幼児期の社会的遊びを測定する尺度であるPPBS-Jを作成し、その信頼性と妥当性を検証することを目的とした。確認的因子分析ならびに測定不変性について検討したところ、原版通りの因子構造が概ね認められ、性別による弱測定不変性が示された。Coplan & Rubin (1998) はPPBSの性別による因子構造の差異や測定不変性については検討していないが、Leung (2015) は中国版PPBSを作成する上で多母集団同時分析を行い、子どもの性別による因子構造を検討している。Leung (2015) は中国版PPBSが原版と同様の5因子構造の構造不変性が認められることを確認しているが、分析過程で原版のPPBSからいくつかの項目が除外されている。一方でPPBS-Jは原版に忠実な5因子構造と弱測定不変性が確認されたため、原版の因子構造により忠実であり、子どもの性別に関わらず使用できる尺度であると言える。

##### (2) PPBS-Jの信頼性

PPBS-Jは一部の下位因子(ひとり動的遊び、ひとり静的遊び)で $\alpha$ 係数が.70を下回ったものの、他の因子は十分な内的整合性が認められた。同様の因子については項目数が少ないこともあり、Coplan & Rubin (1998) においても相対的に低い $\alpha$ 係数の値ではあった。ひとり動的遊びやひとり静的遊びは他の遊びよりも保育者の目に留まりにくく、因子を構成する項目間の相関が低くなる可能性が考えられる。あるいは日本の幼児の社会的遊びを測定するには、別の因子構造や項目構成を検討した方が良い可能性もある。今後は因子構造の再現性や再検査信頼性も含めた信頼性の検討をさらなるサンプルで検証していく必要があるだろう。

##### (3) PPBS-Jの妥当性

研究1ではプレイフルネスと情緒・行動上の問題との関連性からPPBS-Jの構成概念妥当性を検証した。次に、研究2で発達指標との関連性からPPBS-Jの基準関連妥当性を検証した。その結果、概ね仮説通りの相関関係が認められたため、PPBS-Jは一定の妥当性を有するといえる。仮説に反して、PPBS-Jのひとり静的遊びはプレイフルネスと負の相関がみられず、弱い正の相関がみられた。また、同じく仮説に反してひとり動的遊びと認知的自発性との相関がみられず、男児においてはひとり動的遊びとユーモアのセンスとに相関がみられなかった。このことは、いくつかの可能性が考えられる。一つは本研究では性別ごとにかつ子どもの年齢を統制した上で各変数間の相関を検討した。そのため先行研究と異なる関連がみられたと考えられる。また、ひとり静的遊びやひとり動的遊びが必ずしも遊びの質が高いとはいえないことを意味しているという可能性もある。ただし、非社会的遊びは場面によってその行動の意味合いは変わりうる(大内・櫻井, 2008)。例えば、同じひとり静的遊びであっても他児に関心を示さずに遊ぶ場面と、他児の遊びに加わりたくて様子をうかがって一人で遊んでいる場面とでは、その行動の意味合いが変わるだろう。さらには、ひとり静的遊びとひとり動的遊びは前述したように内的一貫性の相対的な低さがみられたため、尺度の信頼性の低さが今回の結果に影響したとも考えられる。

##### (4) 今後の展望

国内の子どもの非社会的遊びに関する研究は多くない。本研究でPPBS-Jなど一定の信頼性と妥当性を有した簡便な尺度を作成したことは、今後の非社会的遊び研究の発展に資するといえる。また非社会的遊びを測定できるツールとして実際の活用し耐えうるものかは今後検証していく必要がある。一方で、本研究のPPBS-Jの検証にはいくつかの課題もある。第一に研究2ではPPBS-Jと養育者が評定したKIDSとの関連性を検討したが、十分なサンプルサイズが得られず、性別ごとの分析を行うことができなかった。そのため今後はより大きなサンプルサイズで検討する必要がある。第二に対象児の発達を親評定による測定を行ったが、測定の妥当性が十分に確保できているかは不明であるため、今後は発達検査の実施も踏まえて検討する必要がある。第三に研究2では3歳児までの幼児を対象としたため、4歳児以降の非社会的遊びを検討できていない。今後は対象児を広げて検討することが求められる。

## 引用文献

- Asendorpf, J. (1990). Development of inhibition during childhood: Evidence for situation specificity and a two-factor model. *Developmental Psychology*, 26, 721-730.
- Barnett L. A. (1991). The playful child: Measurement of disposition to play. *Play & Culture*, 4, 51-74.
- Barnett, L. A. (2007). The nature of playfulness in young adults. *Personality and Individual Differences*, 43, 949-958.
- Choo, M. S., Xu, Y., & Haron, P. F. (2012). Subtypes of nonsocial play and psychosocial adjustment in Malaysian preschool children. *Social Development*, 21(2), 294-312.
- Coplan, R. J. (2000). *Assessing nonsocial play in early childhood: Conceptual and methodological approaches*. In A. Sandgrund & K. Gitlin-Weiner (Eds.), *Play diagnosis and assessment* (2nd ed., pp.563-598). New York, NY: John Wiley & Sons, Inc.
- Coplan, R. J., Findlay, L. C., & Nelson, L. J. (2004). Characteristics of Preschoolers With Lower Perceived Competence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32, 399-408.
- Coplan, R. J., Gavinski-Molina, M. H., Lagace-Seguin, D. G., & Wichmann, C. (2001a). When girls versus boys play alone: Nonsocial play and adjustment in kindergarten. *Developmental Psychology*, 37, 464-474.
- Coplan, R. J., Ooi, L. L., Kirkpatrick, A., & Rubin, K. H. (2015). *Social and nonsocial play*. In *Play from birth to twelve* (pp. 97-106). Routledge.
- Coplan, R. J., Rubin, K. H., Fox, N. A., Calkins, S. D., & Stewart, S. L. (1994). Being alone, and acting alone: Distinguishing among reticence and passive and active solitude in young children. *Child Development*, 65, 129-137.
- Coplan, R. J., & Rubin, K. H. (1998). Exploring and assessing nonsocial play in the preschool: The development and validation of the Preschool Play Behavior Scale. *Social Development*, 7, 72-91.
- Coplan, R.J., Wichmann, C., Lagace-Seguin, D. (2001b). Solitary-active play: A marker variable for maladjustment in the preschool? *Journal of Research in Childhood Education*, 15, 164-172.
- Fantuzzo, J., Sutton-Smith, B., Coolahan, K. C., Manz, P. H., Canning, S., & Debnam, D. (1995). Assessment of preschool play interaction behaviors in young low-income children: Penn Interactive Peer Play Scale. *Early Childhood Research Quarterly*, 10(1), 105-120.
- Finegan, J. A. K., Niccols, G. A., Zacher, J. E., & Hood, J. E. (1991). The Play Activity Questionnaire: A parent report measure of children's play preferences. *Archives of Sexual Behavior*, 20(4), 393-408.
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: a research note. *Journal of child psychology and psychiatry*, 38(5), 581-586.
- Hart, C. H., DeWolf, M., Wozniak, P., & Burts, D. C. (1992). Maternal and paternal disciplinary styles: Relations with preschoolers' playground behavior orientations and peer status. *Child Development*, 63, 879-892.
- Henderson, H., Marshall, P., Fox, N.A., & Rubin, K.H. (2004). Converging psychophysiological and behavioral evidence for subtypes of social withdrawal in preschoolers. *Child Development*, 75, 251-263.
- Leung, C. H. (2015). Factor structure of PPBS with Chinese preschoolers from low-income families. *Children and Youth Services Review*, 53, 157-165.
- Levy, A. K., Wolfgang, C. H., & Koorland, M. A. (1992). Sociodramatic play as a method for enhancing the language performance of kindergarten age students. *Early Childhood Research Quarterly*, 7, 245-262.
- 三浦麻子・小林哲郎 (2015). オンライン調査モニタの Satisfice はいかに実証的知見を毀損するか. *社会心理学研究*, 31(2), 120-127.
- 三宅和夫・大村政男・山内茂・高嶋正士・橋本泰子 (1989). KIDS 乳幼児発達スケール. 公益財団法人発達科学研究教育センター
- 長田洋和・正治幸恵 (2011). 高機能自閉症および定型発達児の鑑別尺度としての遊びの質問票 (Japanese version of Children's Playfulness Scale: JCPS) の有用性に関する予備的研究. *専修人間科学論集. 心理学篇*, 1, 47-51.
- 大内晶子・桜井茂男 (2005). 就学前児における非社会的遊びと社会的適応との関連. *筑波大学心理学研究*, 30, 51-61.
- 大内晶子・桜井茂男 (2008). 幼児の非社会的遊びと社会的スキル・問題行動に関する縦断的検討. *教育心理学研究*, 56(3), 376-388.
- Pellegrini, A. (1994). The rough play of adolescent boys of differing sociometric status. *International Journal of Behavioral Development*, 17, 525-540.

- Rentzou, K. (2014). Preschool children's social and nonsocial play behaviours. Measurement and correlations with children's playfulness, behaviour problems and demographic characteristics. *Early Child Development and Care*, 184(4), 633-647.
- Rubin, K.H. (1982). Non-social play in preschoolers: Necessary evil? *Child Development*, 53, 651-657.
- Rubin, K. H., & Asendorpf, J. B. (1993). *Social withdrawal, inhibition, and shyness in childhood: Conceptual and definitional issues*. In J. B. Asendorpf & K. H. Rubin (Eds.), *Social withdrawal, inhibition, and shyness in childhood* (pp.3-17). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Rubin, K. H., Coplan, R. J., Fox, N. A., & Calkins, S. D. (1995). Emotionality, emotion regulation, and preschoolers' social adaptation. *Development and psychopathology*, 7(1), 49-62.
- Rubin, K. H., Coplan, R. J., & Bowker, J. C. (2009). Social withdrawal in childhood. *Annual Review of Psychology*, 60, 141-171.
- Schwebel, D. C., Rosen, C. S., & Singer, J. L. (1999). Preschoolers' pretend play and theory of mind: The role of jointly constructed pretence. *British Journal of Developmental Psychology*, 17, 333-348.
- Singer, J. L., & Lythcott, M. A. (2002). Fostering school achievement and creativity through sociodramatic play in the classroom. *Research in the Schools*, 9, 43-52.
- 淡野将太・前田健一 (2007). 自由遊び場面における幼児の非社会的遊びの変化. 広島大学心理学研究, 6, 249-255.