

日本語版子育て動機づけ（JPCM）尺度の作成と
信頼性・妥当性の検討^{1,2}

Development and Validation of the Japanese Parental Care Motivation Scale

高松 礼奈（愛知学院大学総合政策学部），入戸野 宏（大阪大学人間科学研究科）

Reina Takamatsu, Hiroshi Nittono

reinat@dpc.agu.ac.jp（corresponding author）

Abstract

This research aimed to create a self-report instrument that measures two aspects of parental motivation: protection and nurturance. The Japanese version of the Parental Care Motivation (JPCM) scale was developed based on the theoretical framework and factor structure of the Parental Care and Tenderness-protection/nurturance (PCAT-pn) scale. Two studies were conducted to test the scale's factor structure, reliability, and validity. The results indicated a solid two-factor structure, high internal consistency, stability over one month, and sound concurrent and discriminant validity. The protection and nurturance subscales and the total score were correlated in the predicted directions with empathy, the Big-Five personality traits, the behavioral activation system, and moral judgments regarding disgusting social norm violations. Specifically, the protection subscale was associated with moral condemnation of adult perpetrators, whereas the nurturance subscale was associated with lenient judgments of adults and children who violated norms. The results support the validity and reliability of this eight-item scale as a measure of the two aspects of parental motivation in the Japanese population.

Keywords:

Scale development, Validation, Parental motivation, Protection, Nurturance.

1 **Abstract** の日本語訳

2 本研究は、子育て動機づけの2つの側面（保護と養育）を測定する自記式質問紙
3 を作ることを目的とした。日本語版子育て動機づけ（JPCM）尺度を、Parental Care
4 and Tenderness-protection/nurturance（PCAT-pn）尺度の理論的枠組みと因子構造に基
5 づいて開発した。2つの研究により、JPCM 尺度の因子構造と信頼性、妥当性を検
6 証した。その結果、堅固な2因子構造、高い内的一貫性、1か月の再検査信頼性、
7 併存的・弁別的妥当性が確認された。保護と養育の下位因子と総得点は、共感性、
8 ビッグファイブ性格特性、行動賦活系、嫌悪的な社会規範逸脱に関する道德判断の
9 それぞれと、予想される方向の相関がみられた。具体的には、保護因子は規範を破
10 った大人に対する道德的非難と関連し、養育因子は規範を破った大人と子どもに対
11 する寛容な判断と関連していた。これらの結果は、この8項目から構成される JPCM
12 尺度が、子育て動機づけの2つの側面について日本人を対象として測定するときの
13 妥当かつ信頼できる方法であることを示している。

14

15 **Keywords** の日本語訳

16 尺度作成，妥当性検証，子育て動機づけ，保護，養育

17

1 人間の基本的な欲求の1つに養護欲求がある (Kenrick, 2011; Kringlebach, Stark,
2 Alexander, Bomstein, & Stein, 2016)。人間の赤ちゃんは、自力で生活するまでに多
3 くの時間と資源を要し、親の時間と労力の投資が大きい。その中で、個体の生存を
4 保障する育児システムが進化の過程で出現した (Trivers & Willard, 1973)。この生
5 得的なシステムは、養護行動の動機づけとなる養護欲求に基づくとは仮定されている。
6 そこで本研究は、養護欲求の2側面(養育, 保護)を測定する PCAT-pn 尺度 (Hofer,
7 Buckels, White, Beall, & Schaller, 2018) の日本語版を作成することを目的とした。

8 養護行動には、(a) 子どもを外的脅威から守る、(b) 子どもに愛情あふれるケアを
9 提供するという2つの側面があり、それぞれに対応した保護と養育の欲求があると
10 想定されている (Schaller, 2018)。PCAT-pn (Parental Care and Tenderness-
11 protection/nurturance) 尺度は、その個人差を測定する尺度である (Hofer et al., 2018)。
12 pn は、下位因子の保護 (protection) と養育 (nurturance) を表す。

13 PCAT-pn 尺度は、5因子25項目の PCAT 尺度 (Buckels et al., 2015) をもとに開
14 発された2因子10項目の尺度である。どちらも尺度名に、子育て (Parental Care)
15 だけでなく、やさしさ (Tenderness) という語が入っている。これは、これらの質
16 問紙が2つのパートに分かれており、パート1は子育てに関する態度、パート2は
17 赤ちゃんや子どもにやさしい気持ちを抱く程度を測定することを反映している。
18 PCAT 尺度は5因子 (Tenderness-Positive, Liking, Protection, Tenderness-Negative,
19 Caring) から構成されるが、因子に分けて使われることはなく、その総得点が、ビ
20 ッグファイブの外向性・協調性・勤勉性・開放性、行動賦活系 (behavioral activation
21 system: BAS) の報酬反応性、共感的配慮と関連することが報告されている (Buckels
22 et al., 2015)。しかし、5因子を一つにまとめて扱うことは養護欲求を過度に単純化
23 することになるので、保護と養育の2因子を別々に測定できる10項目の PCAT-pn
24 尺度 (Hofer et al., 2018) が開発された。保護因子が4項目、養育因子が6項目から
25 構成されている。

26 PCAT-pn 尺度の保護因子は、干渉的なしつけや子どもに危害を与える可能性のある
27 他者に対する厳しい態度と関連し、養育因子は、子どもに温かいケアを提供した
28 い動機、赤ちゃん顔に対する注視時間、献身的な配偶者を重要視する傾向と関連が
29 ある (Endendijk, Smit, van Baar, & Bos, 2020; Hofer et al., 2018)。また、道徳違反に
30 対する判断では、保護因子は大人の違反者に対する厳しい判断と相関し、養育因子
31 は子どもの違反者に対する寛大な判断と相関する (Hofer et al., 2018)。このように、
32 PCAT-pn 尺度の2つの下位因子 (保護, 養育) は、育児にかぎらず、人間の社会行

1 動に関係する外的変数—たとえば、他者の行動に対する道徳判断、ビッグファイブ、
2 気質や共感性—とそれぞれ異なった関連性を持つことが示されている。

3 養護欲求に関連する国内の研究は、小嶋（1989）の「養護性（nurturance）」の定
4 義をもとに研究が進められてきた。この定義によると、養護性とは「相手の健全な
5 発達を促進するために用いられる共感性と技能」（小嶋，1989，p.189）である。す
6 なわち、対象への関心や好感情、慈しみ育もうとする動機、共感的な技能から構成
7 されている。1990年代の国内研究は、将来子どもと関わる仕事（教師，看護師，保
8 育士）に就くことを想定した学生の養護性が、経験やトレーニングによって、どう
9 養成されるかに焦点が当てられてきた（たとえば，中西・栗津，1996）。2000年以
10 降は、男性の育児参加を促す社会的背景から、母親や女子学生を対象とした研究だ
11 けでなく、父親を対象とした養護性や育児行動の研究が増えた（たとえば，澤田，
12 2019）。しかし，これらの研究では，海外の研究（Schaller, 2018; Hofer et al., 2018）
13 で提案されている保護の概念を扱っていない。養護性には，対象を危険から守ろう
14 とする保護の要素も含まれているため（Gilead & Liberman, 2014），新たな尺度の
15 作成が求められる。

16 本研究では，保護と養育の2次元を別々に測定できる日本語版の質問紙を作成す
17 ることを目的とした。事前調査でPCAT-pn尺度を日本語に訳したところ，オリジナ
18 ルの2因子構造が確認できなかった³。そこで，原著者に相談した上で，PCAT尺度
19 の元の質問項目や類似した質問項目を加えて，PCAT-pn尺度と機能的に等価な新し
20 い質問紙を作成することにした。その際，以下2点の変更を加えた。まず，パート
21 2の「初めてひとりで歩いた幼児が，そっと後ろに倒れてしまうのを見るとき」は
22 育児経験の有無によってこの状況をどう解釈するかに影響することを考慮し，以後
23 の調査項目から除外することとした。つぎに，2つの質問形式からなるPCAT-pn尺
24 度の特殊な構成を改め，1つの質問形式（パート1のみ）で保護と養育の2因子を
25 測定できるようにした。そのため，日本語版は，パート2を示すTendernessの語を
26 尺度から削除して，日本語版子育て動機づけ（Japanese Parental Care Motivation:
27 JPCM）尺度とした。

28 調査1では，JPCM尺度の因子構造と基準関連妥当性を検討した。Hofer et al.
29 (2018)のPCAT-pn尺度開発で用いられた子育てに関する3項目（子育て願望，子
30 育てへの関与度，しつけへの関与度）との関連も調べた。調査2では確証的因子分
31 析によって因子構造を確認し，尺度の信頼係数と妥当性を検討するとともに，1カ
32 月後の再検査信頼性を検討した。調査対象者は幅広い世代の成人とし，性別や子の

1 有無も対象属性として扱った。

2

3

調査 1

4

5 調査 1 の目的は、以下 2 つであった。まず、PCAT 尺度を参考にして項目を追加
6 した JPCM 尺度の因子構造を、探索的因子分析によって検討した（目的 1）。次に、
7 赤ちゃんや子どもなど 8 つの対象を「かわいい」と感じる程度、子どもと子育てに
8 関する態度を用いて、JPCM 尺度の基準関連妥当性を検討した（目的 2）。先行研究
9 （Hofer et al., 2018）では、PCAT-pn 尺度の養育因子得点が高いほど、幼さが強調さ
10 れた赤ちゃん顔に対する注視時間が長くなることが示された。この結果から、JPCM
11 尺度の養育因子得点が高いほど、赤ちゃんをかわいいと感じやすいと予想される。
12 また、保護因子得点が高いほど、子どもに対して干渉的な志向（たとえば、しつけ
13 への関与）が強くなると予想される。他方、養育得点が高いほど、子どもを育てて
14 みたいという気持ちが強くなり、子育てへの関与が高くなると予想される。

15

16 方法

17 手続きと参加者 調査会社クロスマーケティングに委託してオンライン調査を
18 行った。20–60 代の男女（10 年ごとの 5 世代）を子の有無によって 10 セルに分割
19 し、各セル 25 サンプル以上となるように、データ回収を依頼した。参加に同意し
20 て回答を完了した 400 名（男性 200 名、女性 200 名、平均年齢 = 44.99 歳、 $SD =$
21 13.62、範囲：20–69 歳）を分析対象とした。データの収集期間は、2020 年 7 月 2–6
22 日であった。本研究（調査 1, 2）は、大阪大学大学院人間科学研究科行動学系研究
23 倫理委員会の承認を得て行った（HB020-011）。

24 質問項目 以下の 4 種類の質問、計 40 項目を用いた。

25 1. 事前調査ではバックトランスレーション法を使い、PCAT-pn 尺度を翻訳した。
26 まず、第一著者が教示と項目を英語から日本語に翻訳した。つぎに、それを第二著
27 者が英語に再翻訳した。それから、原文とバックトランスレーション法で翻訳され
28 た内容とを比較して元の意味が過不足なく含まれているかを協議し、日本語版の教
29 示と項目を確定した。

30 この事前調査の結果をもとに、PCAT 尺度（Buckels et al., 2015）の内容を参考に
31 した項目を 9 項目追加し、調査 1 では合わせて 18 項目を用いた。評定法は 5 件法
32 （1 = まったく同意しない、5 = 強く同意する）であった。使用した項目と項目ご

1 どの平均値と標準偏差を付録 1 に示す。なお、パート 2 についても回答を求めた
2 が、今回は分析から除外した。

3 2. 先行研究（井原・入戸野，2011）をもとに、評価ターゲット 8 つ（犬，猫，キ
4 ャラクターグッズ，生まれたばかりの赤ちゃん，子ども全般，ピンク色，ハート形，
5 笑顔）を選定し，各ターゲットに対してどのくらい好意を抱き，かわいいと感じる
6 かを尋ねた。好き評定は 6 件法（1 = まったく好きでない，6 = とても好きである），
7 かわいい評定は 6 件法（1 = まったく感じない，6 = とても感じる）とした。因子
8 分析の結果，人間（赤ちゃん，子ども），動物（犬，猫），もの（ピンク，マスコッ
9 ト，ハート，笑顔）の 3 因子に分かれたため，対象ごとに平均値を求めた。

10 3. Hofer et al. (2018) で用いられた子どもと子育てに関する態度 3 項目を用いた。
11 まず，(a) 「何の制約もなしに自由に選べるとしたら子どもを育ててみたいか」(子
12 育て願望，6 件法（1 = まったくそう思わない，6 = とてもそう思う）で回答を求
13 めた。次に，(b) 「子育てにどのくらい関与しているか」(子育てへの関与)，(c) 「し
14 つけにどのくらい関与しているか」(しつけへの関与)，の 2 項目に対して 6 件法（1
15 = まったく関わっていない，6 = とても関わっている）で回答を求めた。

16 4. 年齢，性別，子の有無を尋ねた。

17 分析 JPCM 尺度の因子分析は，先行研究（Hofer et al., 2018）と同じ主因子法オ
18 ブリミンで因子分析を行った。探索的因子分析では，因子負荷量が.30 以下の項目
19 を除外対象とした。ダブルローディングは 2 つ以上の項目が負荷量.25 以上を示し，
20 負荷量の差が.20 未満の場合とした。

21 信頼性の指標として，先行研究（Hofer et al., 2018）で使用されたクロンバック α
22 を用いた。また，多因子モデルで推奨されるオメガ (ω) も用いた（Dunn, Baguley,
23 & Brunnsden, 2014; Flora, 2020）。クロンバック α と ω は，緩やかな基準 (> .60) で
24 評価した。妥当性の検討では，下位因子（保護，養育）ごとに好き評定（3 対象），
25 かわいい評定（3 対象），子どもと子育てに関する態度（3 項目）との相関係数を算
26 出した。また，先行研究（Hofer et al., 2018）に従い，他の下位因子を統制した偏相
27 関係数 (r_1)，他の下位因子と年齢，子の有無を統制した偏相関係数 (r_2) を算出し
28 た。分析には HAD16（清水，2016）を用いた。

29

30 結果と考察

31 ダブルローディングの項目を削除して因子分析を繰り返したところ，最終モデル
32 では 2 因子 8 項目となった（Table 1）。まず，「子どもに危害を加えようとする人に

1 は、罰を与えずにはいられないだろう」を含む 4 項目は PCAT-pn 尺度の保護因子
 2 (protection) とまったく同じであることから、「保護」と命名した。次に、「赤ちゃん
 3 さんは私の心を和ませる」を含む残りの 4 項目は、項目内容から PCAT-pn 尺度の養育
 4 因子 (nurturance) と同じ「養育」と命名した。保護と養育の因子間相関は中程度 (r
 5 = .34) であった。また信頼性は十分な値であった (クロンバック α 係数: 保護因子
 6 = .76, 養育因子 = .77; ω 係数: 保護因子 = .76, 養育因子 = .78)。

7 Table 1

8 Table 2 に、JPCM 尺度の下位因子と好き評定, かわいい評定, 子どもと子育てに
 9 関する態度の間の相関係数を示す。下位因子 2 つは, 赤ちゃんや子どもに対するか
 10 わい評定との関連性が異なっていた。すべての変数を統制した偏相関係数 (r_2)
 11 に注目すると, 養育因子は人間の赤ちゃんや子どもに対するかわいい評定との間に
 12 有意な正の相関があったが ($r_2 = .58$), 保護因子は有意な相関がみられなかった (r_2
 13 = .00)。また, 子どもと子育てに関する態度は, 養育因子との間には有意な正の相
 14 関があった (子育て願望: $r_2 = .41$, 子育てへの関与: $r_{2s} = .19-.21$)。他方, 保護因
 15 子との間には有意な相関がみられなかった ($r_{2s} = -.03-.01$)。

16 Table 2

17 調査 1 は, 事前調査の結果をもとに JPCM 尺度に項目を追加し, 日本語版を作成
 18 して因子構造と信頼性を検討することを目的とした。最終モデルは 2 因子 8 項目で
 19 あった。信頼性 (α , ω) は十分な値が得られた。保護因子は, PCAT-pn 尺度とま
 20 ったく同じ 4 項目であったことから, 保護因子の 4 項目はそのまま使用することと
 21 した。残りの 4 項目は, 養育欲求を測定すると仮定される PCAT 尺度の項目内容を
 22 もとに追加項目を決定したことから, 養育因子とした。仮説は支持され, 人間の赤
 23 ちゃんや子どもに対するかわいい評定は, 養育因子とは関連があったが, 保護因子
 24 とは関連していなかった。また, 保護因子と養育因子の間には, 中程度の関連があ
 25 った。このことから, JPCM 尺度の保護因子と養育因子は養護欲求として関連はあ
 26 るが, それぞれ独自の説明力を持つことが示された。

28 調査 2

29
 30 調査 2 の目的は, 以下 3 つであった。まず, 調査 1 で確定した JPCM 尺度の 2 因
 31 子 8 項目が安定しているか, 別のサンプルを用いてモデルの適合度を検討した (目
 32 的 1)。次に, JPCM 尺度が PCAT 尺度や PCAT-pn 尺度と機能的に等価であることを

示すために、先行研究で使用された外的変数を用いて収束的妥当性を検証した（目的 2）。さらに、JPCM 尺度とそれぞれの下位因子が、安定したパーソナリティを反映しているかを検証するために、1 カ月後の再検査信頼性を検討した（目的 3）。

目的 2 について予測を 2 つ立てた。もし JPCM 尺度が PCAT 尺度と同等であるならば、その総得点は、先行研究（Buckels et al., 2015）と同様に、(a) ビッグファイブの 5 因子とは神経症傾向を除き、4 つの性格特性と正の関連がある、(b) BAS の報酬反応性と正の関連がある、(c) 他者志向的な共感的配慮とは正の関連があるが、自己中心的な個人的苦悩とは無関連である、と予想できる。他方、保護と養育の下位因子が、PCAT-pn 尺度の下位因子（保護、養育）と同等であるならば、先行研究（Hofer et al., 2018）と同様に、(a) 保護因子得点が高いほど、大人に対する道德判断が厳しくなる、(b) 養育因子得点が高いほど、子どもに対する道德判断が寛容になる、(c) 養護因子（総得点）が高いほど、子どもに対して干渉的な志向（たとえば、しつけへの関与）が強くなるが、子育て願望や子育てへの関与とは無関連である、と予想できる。

方法

手続きと参加者 調査 1 と同様、クロスマーケティング社にリクルートを委託し、回答者をアンケート調査システム Qualtrics に誘導して調査を実施した。本調査では、回答時間が極端に短い参加者（180 秒未満）、対象年齢外の参加者（20 歳未満、70 歳以上）は分析から除外し（196 名）、774 名（男性 331 名、女性 440 名、その他 3 名、平均年齢 = 44.99 歳、 $SD = 13.62$ 、範囲：20–69 歳）を分析対象とした。子どもがいると回答したのは 349 名（45.1%）であった。データの収集期間は、2020 年 12 月 25–28 日であった。

再検査信頼性を検討するために、1 ヶ月後に参加者を再びリクルートし、同意を示した者を対象に追加調査を行った。回答時間が極端に短い参加者（60 秒未満）やデモグラフィック情報が本調査と一致しないデータを除外し（13 名）、129 名（男性 65 名、女性 64 名、平均年齢 = 44.53 歳、 $SD = 13.68$ 、範囲：20–69 歳）を分析対象とした。データの収集期間は、2021 年 1 月 25–26 日であった。

本調査の質問項目 以下の 8 種類の質問、計 109 項目を用いた。

1. 調査 1 で確定した JPCM 尺度 8 項目を用いた。調査 2 のクロンバック α 係数は .78（保護因子）と .81（養育因子）であった。追加調査のクロンバック α は .77（保護因子）と .76（養育因子）であった。

1 2. 調査 1 と同じ 3 項目を使用し、子どもと子育てに関する態度を測定した。

2 3. 嫌悪感情を喚起する道徳違反行為を行った人に対する道徳判断を測定した。
3 逸脱者が子ども／大人の 2 種類、場面がパーティー／ピクニックの 2 種類で、計 4
4 種類のシナリオがあった。参加者にはランダムにシナリオ 2 つ（逸脱者が子どもと
5 大人で場面が異なる）が割り当てられた。参加者は各シナリオを読んだあとに、道
6 徳判断の 8 項目（Hofer et al., 2018）に回答した。シナリオ内容と設問を付録 2 に
7 示す 4。

8 4. 一般的な性格傾向である Big Five を日本語版 Ten Item Personality Inventory
9 （TIPI-J; 小塩・阿部・カトローニ, 2012）で測定した。回答方法は、1（全く違う
10 と思う）から 7（強くそう思う）の 7 件法であった。

11 5. BIS/BAS 尺度日本語版（高橋他, 2007）を使用し、罰の回避傾向（行動抑制系:
12 BIS）と報酬への接近傾向（行動賦活系: BAS）を測定した（20 項目）。回答方法は、
13 1（あてはまらない）から 4（あてはまる）の 4 件法であった。

14 6. 多次元共感性質問紙（登張, 2003）の下位因子 2 つを使用し、共感的関心と個
15 人的苦悩を測定した（19 項目）。回答方法は 1（まったくあてはまらない）から 5
16 （とてもよくあてはまる）の 5 件法であった。

17 7. 子どもへの関心尺度（扇原・村井, 2012）を使用し、子どもへの好意的注目、
18 同情、好奇心と寛容性の 4 側面を測定した（30 項目）。回答方法は 1（全くあては
19 まらない）から 6（とてもあてはまる）の 6 件法であった。

20 8. 年齢、性別、子の有無を尋ねた。

21 追加調査の質問項目 JPCM 尺度 8 項目と TIPI-J 尺度 10 項目を使用した。また、
22 虚偽や手抜き个回答をチェックするために、改めて年齢、性別、子の有無を尋ねた。

23 分析 確証的因子分析では、因子（潜在変数）の分散を 1 に固定した。モデルの
24 適合度を評価する際に、CFI > .90, RMSEA < .08, SRMR < .08 を基準とした（Bentler,
25 1990）。男女と子の有無によって尺度の不変性が担保されるか、多母集団同時分析
26 によって確認した。Little（2013）の手順をもとに、配置不変性から順番に、共分散
27 の等質性まで検証した。配置不変性（configural）から、メトリック不変性（metric）、
28 スカラー不変性（scalar）までの評価は、CFI の増加量が .01 未満であった場合に、
29 不変性が担保されたとした。さらに、平均値と共分散の等質性（homogeneity of means
30 and covariances）の評価は、カイ二乗値の変化量（ $\Delta \chi^2$ ）が有意でなかった場合に不
31 変性が担保されたとした。

32 信頼性の検証は、調査 1 と同じ方法と基準を用いた。再検査信頼性の検討では、

1 2回の調査における JPCM 尺度の下位因子間の相関係数を調べた。さらに、信頼性
2 の水準を比較するために、TIPI-J 尺度の再検査信頼性を求めた。妥当性の検証は、
3 調査 1 の方法に加えて、各下位因子（保護，養育）と関連変数の相関だけでなく、
4 総得点と関連変数の相関係数も算出した。具体的には、先行研究（Buckels et al., 2015）
5 と同様に、統制なしの相関係数（ r ）、年齢、性別と子の有無を統制した偏相関係数
6 （partial r ）を求めた。

7 尺度の不変性を検討するために Amos（version 26）を用いた（Arbuckle, 2019）。
8 その他の分析はすべて HAD 16（清水, 2014）を用いた。

9

10 結果と考察

11 因子分析 JPCM 尺度の 8 項目について、2 因子モデルの確証的因子分析を行っ
12 た。4 項目ずつに分かれ、モデルの適合度は良好であった、 χ^2 （ $N = 774$, $df = 19$ ）
13 = 106.41, $p < .001$, CFI = .97, TLI = .96, RMSEA = .08, SRMR = .04。Figure 1 に因子
14 モデル図を示す。保護因子と養育因子間の相関係数は $r = .41$, $p < .001$ であった。
15 付録 3 に保護因子と養育因子の相関関係を示す。

16

Figure 1

17 尺度の不変性について、最初に、男性と女性でモデルを分け、制約なしモデルの
18 適合度から配置不変性を検討した。その結果、モデルの適合度は良好であった（CFI
19 = .96, TLI = .94, SRMR = .05, RMSEA = .05）。次に、潜在因子から項目へのすべての
20 パスに制約をかけ、メトリック不変性を検討した。その結果、モデル適合度は基準
21 （ $\Delta CFI < .01$ ）より悪化しなかった（ $\Delta CFI = .008$ ）。また、スカラー不変性の検討
22 では、すべての切片に制約をかけた場合も、モデル適合度は悪化しなかった（ ΔCFI
23 = .007）。続いて、分散と共分散の等価性を検討するために、潜在因子の分散と共分
24 散が等しいとする制約をかけた。その結果、モデル適合度は有意に悪化しなかった
25 （ $\Delta\chi^2 = 5.90$, $\Delta df = 9$, $p = .551$ ）。最後に、潜在因子の平均値が等しいとする制約を
26 かけてモデル適合度を調べたところ、有意に悪化しなかった（ $\Delta\chi^2 = 1.11$, $\Delta df = 2$,
27 $p = .673$ ）。よって、男女に分けた場合の不変性は、すべての制約モデルにおいて確
28 認された。

29 次に、子の有無による尺度の不変性を検証したところ、配置不変性とメトリック
30 不変性までが確認できた。すなわち、尺度の因子構造、保護と養育の潜在因子から
31 項目へのパス（因子負荷）は、子の有無によらず同等であることが示された。次に、
32 各潜在変数の切片に制約をかけたところ、CFI の変化量が .01 以上となり、スカラ

1 一不変性は担保されなかった ($\Delta CFI = .057$)。各切片の制約を解除して部分的にも
2 検討したが、不変性は担保されなかった。すなわち、子の有無によって尺度得点の
3 平均値に差があった。付録 4 に詳しい結果を示す。⁵

4 既存尺度の検討 既存尺度の信頼性係数は、すべて 0.60 を超えていた。道徳判
5 断のクロンバック α は、子どもが逸脱者の場合は.88、大人が逸脱者の場合は.88 で
6 あった。BIS/BAS 尺度のクロンバック α は、BIS は.82、BAS は.87、BAS の下位因
7 子は.81 (駆動: D), .79 (報酬反応性: RR), .67 (刺激探求: FS) であった。多次元
8 的共感性尺度のクロンバック α は .91 (共感的関心) と .79 (個人的苦悩) であった。
9 子どもへの関心尺度のクロンバック α は .95 (子どもへの関心), .91 (同情), .85
10 (興味) と .87 (寛容性) であった。

11 TIPI-J 尺度の各次元 2 項目間の相関係数は、先行研究 (小塩他, 2012) と同様に
12 逆転項目を処理する前に検討した。本調査 ($N = 774$) では、外向性 ($r = -.38$),
13 協調性 ($r = -.21$), 勤勉性 ($r = -.36$), 神経症傾向 ($r = -.31$), 開放性 ($r = -.27$)
14 であった。また、追加調査 ($N = 129$) では、外向性 ($r = -.47$), 協調性 ($r = -.24$),
15 勤勉性 ($r = -.46$), 神経症傾向 ($r = -.30$), 開放性 ($r = -.43$) であった。小塩
16 他 (2012) が報告しているとおり、日本語版は協調性と神経症傾向の項目間の相関
17 係数がオリジナルの英語版よりも低かった。

18 下位因子 (保護, 養育) と関連変数との関連 JPCM 尺度の保護因子と養育因子
19 が PCAT-pn 尺度の下位因子と等価であることを検討するために、下位因子 (保護,
20 養育) ごとに分析を行った。Table 3 に変数間の相関係数を示す。すべての変数を統
21 制した偏相関係数 (r_2) に注目すると、保護因子は、道徳判断では、逸脱者が子ど
22 もの場合と大人の場合に厳しい判断と関連があった (子ども: $r_2 = .08$; 大人: r_2
23 $= .18$)。また、2 つの相関係数の間に有意差があるか検討したところ、Hofer et al.
24 (2018) の結果と同様に、逸脱者が大人であった場合の方が、保護因子と厳しい道
25 徳判断の相関関係は強かった ($Z = 2.00, p = .023$)。養育因子は、逸脱者が子どもで
26 も大人であっても、寛大な道徳判断と相関があった (子ども: $r_2 = -.31$; 大人: r_2
27 $= -.19$)。Hofer et al. (2018) の結果と同様に、逸脱者が子どもであった場合の方
28 が、養育因子と寛大な道徳判断の相関関係は強かった ($Z = 2.52, p = .006$)。以上の
29 結果から、JPCM 尺度の保護因子と養育因子は、PCAT-pn 尺度の保護因子と養育因
30 子と機能的に等価であることが示された。

31 保護因子は、子どもと子育てに関する態度のうち、しつけへの関与のみと有意な
32 正の相関がみられた ($r_2 = .08$)。養育因子は、子どもと子育てに関する態度 3 項目

1 すべてと正の相関があった ($r_{2s} = .21-.47$)。また、一般的な性格特性のうち、外向
 2 性、協調性、勤勉性と正の相関がみられたが ($r_{2s} = .13-.26$)、神経症傾向とは負の
 3 相関がみられた ($r_2 = -.09$)。養育因子は行動抑制系システム (BIS) と負の相関が
 4 みられた一方 ($r_2 = -.11$)、保護因子は正の相関がみられた ($r_2 = .12$)。BAS は、
 5 保護因子と養育因子ともに正の相関がみられた (保護因子 $r_2 = .19$; 養育因子 r_2
 6 $= .14$)。共感性の 2 側面との関連について、共感的関心は保護因子と養育因子とも
 7 に正の相関がみられ (保護因子 $r_2 = .11$; 養育因子 $r_2 = .33$)、個人的苦悩と養育因子
 8 の間には負の相関がみられた ($r_2 = -.17$)。養育因子と近い構成概念を有する子ども
 9 もへの関心尺度の下位因子 4 つは、いずれも養育と高い相関がみられた (r_{2s}
 10 $= .45-.66$)。保護因子と子どもへの関心尺度は同情因子 ($r_2 = .17$) を除き、負の相
 11 関または無相関であった。以上の結果から、JPCM 尺度の保護因子と養育因子は、
 12 PCAT-pn 尺度の下位因子 (保護, 養育) と外的変数との関係が類似していることが
 13 示された。

14 **Table 3**

15 Table 4 に、性別および子の有無によって集計した保護因子得点、養育因子得点、
 16 総得点を示す。性別と子の有無の効果がそれぞれの得点に及ぼす効果について、年
 17 齢を共変量とした 2 要因の分散分析を行った。その結果、保護因子は子の有無の主
 18 効果が有意であった、 $F(1, 770) = 58.77, p < .001, \eta^2 = .81$ 。子がいる人の方 ($M = 14.18,$
 19 $SD = 2.73$) 方がいない人 ($M = 12.62, SD = 2.87$) よりも得点が高かった。性別の主
 20 効果は有意でなかった、 $F(1, 770) = .31, p = .579$ 。養育因子についても、子の有無の
 21 主効果が有意であった、 $F(1, 770) = 84.97, p < .001, \eta^2 = .70$ 。子がいる人の方 ($M =$
 22 $14.83, SD = 2.77$) がいない人 ($M = 12.74, SD = 3.44$) よりも得点が高かった。性別
 23 の主効果は有意でなかった、 $F(1, 770) = 1.87, p = .171$ 。総得点についても、子がい
 24 る人の方 ($M = 14.83, SD = 2.77$) がいない人 ($M = 12.74, SD = 3.44$) よりも得点が高
 25 かった、 $F(1, 770) = 105.74, p < .001, \eta^2 = .12$ 。

26 **Table 4**

27 総得点と関連変数との相関 JPCM 尺度の総得点が PCAT 尺度と等価であること
 28 を検討するために相関分析を行った。付録 5 に変数間の相関係数を示す。以下では、
 29 すべての変数を統制した偏相関係数に注目する。PCAT 尺度 (Buckels et al., 2015)
 30 と一貫し、JPCM 尺度の総得点はしつけへの関与と正の相関がみられた ($r = .25$)。
 31 予想に反して、総得点は子育て願望、子育てへの関与ともそれぞれ正の相関がみら
 32 れた (子育て願望: $r = .45$, 子育てへの関与: $r = .24$)。また、総得点は、一般的な

1 性格 5 因子とは、神経症傾向を除き、4 つの性格特性と正の関連があった (r_s
2 $= .13-.24$)。BAS とは正の相関がみられ ($r = .28$)、BIS (行動抑制系) とは有意な相
3 関はみられなかった ($r = -.01$)。共感性については、共感的関心とは正の相関が
4 みられたが ($r = .37, p < .001$)、個人的苦悩とは弱い負の相関がみられた ($r = -.13,$
5 $p < .001$)。以上より、JPCM 尺度と外的変数の相関は、PCAT 尺度と類似したパタン
6 がみられた。

7 再検査信頼性の検討 調査 2 と追加調査における JPCM 尺度の相関係数を下位
8 因子ごとに算出したところ、保護因子と養育因子ともに高い値であった (保護因子:
9 $r = .58$; 養育因子: $r = .64$)。2 時点における保護因子と養育因子得点の散布図を付
10 録 6 に示す。TIPI-J 尺度の再検査信頼性 (外向性: $r = .84$, 協調性: $r = .75$, 誠実
11 性: $r = .79$, 神経症傾向: $r = .72$, 開放性: $r = .73$) と比較し、やや低かった。ま
12 た、2 時点で保護因子と養育因子の得点に有意な変化がみられるか、 t 検定を行っ
13 た。保護因子 ($t(128) = -.21, p = .837$) と養育因子 ($t(128) = 1.01, p = .315$)
14 ともに有意差はみられなかった。

15 調査 2 は JPCM 尺度の因子構造を確認し、信頼性と妥当性を検討することを目的
16 とした。確証的因子分析の結果、安定した 2 因子構造であることが示された。性別
17 によるスカラー不変性は認められたが、子の有無によるスカラー不変性は認められ
18 なかった (メトリック不変性は認められた)。これは、次の段落で述べるように、
19 各項目の因子負荷量は子なしと子あり群間で等しいが、尺度得点の平均値には子の
20 有無によって差があることを示している。そのため、子あり群と子なし群をまたい
21 で、尺度得点を子育て動機づけの個人差とみなして比較する場合には注意が必要で
22 ある。子ありの回答者が子なしの回答者よりも高得点だったとしても、実際の子育
23 て動機づけの程度には差がない可能性もある。

24 保護因子と養育因子の得点および総得点について、性別間では有意な平均値の差
25 はなかったが、いずれも子がいる人の方がいない人よりも高かった。子の有無によ
26 る有意な主効果は、先行研究 (Buckels et al., 2015; Hofer et al., 2018) と一致してい
27 る。一方で、Hofer et al. (2018) では、女性の方が男性よりも保護因子と養育因子
28 得点が高い結果であった。すなわち、JPCM 尺度は、小嶋 (1989) の養護性の定義
29 に近く、養護欲求は性別や年齢を問わず誰もが資質を持っていて、経験によって育
30 まれるという定義と一致している。

31 保護因子と養育因子の信頼性は、パーソナリティを測定する尺度としては十分に
32 高い値が得られた。再検査信頼性は、TIPI-J 尺度と比較するとやや低かったが、許

1 容範囲の値であった。妥当性の検討では、総得点と下位因子に分けて外的変数との
2 関連を調べたところ、先行研究（Buckels et al., 2015; Hofer et al., 2018）と一貫した
3 相関パターンが示された。すなわち、JPCM 尺度は、総得点と下位因子（保護，養育）
4 がともにオリジナルの尺度（PCAT 尺度，PCAT-pn 尺度）の測定概念を反映してお
5 り，妥当であるといえる。

6

7

総合考察

8

9 本研究の目的は、北米で開発された PCAT-pn 尺度をもとに、日本人の子育て動機
10 づけを保護と養育の 2 次元で測定する尺度を作成することであった。調査 1 では、
11 オリジナルの尺度に項目を追加した質問紙を用い、探索的因子分析によって 2 因子
12 8 項目を抽出した。調査 2 では、その 2 因子構造を別のサンプルで確認し、1 ヶ月
13 後の再検査信頼性も確認した。関連する質問項目との相関関係を検討した結果、本
14 尺度によって保護と養育という異なる 2 つの動機づけの個人差を測定できること
15 が示された。

16 JPCM 尺度は、関連する既存尺度と比較して利点がある。まず、項目数が 8 項目
17 と少なく、回答者への負担が少ない。また、養護性には保護と養育の 2 つの要素が
18 含まれるが、既存の日本語尺度は養育のみ扱っている。JPCM 尺度の保護と養育の
19 下位因子ごとに分析した場合、人間の育児システムについて具体的な仮説検証が可
20 能である。さらに、JPCM 尺度は、PCAT-pn 尺度とほぼ同等の心理測定上の特性を
21 持ち、文化普遍的な養護欲求の 2 側面を測定すると考えられる。

22 JPCM 尺度の保護因子は PCAT-pn の保護 (p) 因子とまったく同じであるが、JPCM
23 尺度の養育 (n) 因子は PCAT-pn 尺度の養育因子と完全には等価ではない。PCAT-pn
24 尺度の養育因子には、今回の質問紙で採用した形式で測定する 2 項目に加えて、あ
25 る場面でやさしい気持ちをどの程度感じるかを尋ねるパート 2 からの 4 項目を含
26 んでいる。このため、PCAT-pn の養育因子には、今回作成した保護因子で測定さ
27 れる以外の要因が含まれる可能性がある。たとえば、「やさしい気持ち」は、今回
28 の養育因子が測定している快の状況にかぎらず、同情 (compassion) のような要素
29 も含まれる (Kalawski, 2010)。PCAT-pn 尺度のパート 2 にも、子どもが病気になっ
30 たときといった状況が含まれている。実際、PCAT-pn 尺度をそのまま探索的因子分
31 析を行った予備研究では、このような同情の側面が別の因子を構成したため、それ
32 に関連する項目を削除することで、2 因子の尺度にまとめた。PCAT-pn 尺度のよう

1 に、快（共感的喜び）と同情を同じ因子として扱ってよいかは慎重に検討すべきで
2 あり、今後の課題である。

3 養護欲求の2因子モデルと一致し、保護因子と養育因子は、養護行動に関する変
4 数とそれぞれ独自に関連していることが示された。保護因子は、嫌悪感情を喚起す
5 る道徳違反をした者が成人である場合は、特に厳しい判断と関連があった。保護は
6 子どもを危険から守る欲求であり、危険な人やものを排除しようとする認知や行動
7 と関連する（Gilead & Liberman, 2014）。これまで嫌悪感情の役割は個体の生存を中
8 心に理論展開されていた。しかし、この保護欲求は個体の生存だけでなく、子ども
9 の生存率を高めるための安全装置としても働く（Schaller, 2018）。女性が男性より
10 も嫌悪感情を催す刺激に敏感なのは、子どもの成育により負荷の大きい役割をもつ
11 女性の生存機会を高めるためと推測されている（Al-Shawaf, Lewis, & Buss, 2018）。

12 最後に、今後の研究の展開を述べる。今回作成した JPCM 尺度によって、人間の
13 育児システムを構成する保護と養育の2因子を測定することができる。これらの次
14 元は、配偶者の選択、外集団に対する態度、他者の道徳性に関する判断など、育児
15 以外の社会行動とも関係することが示されている（Hofer et al., 2018; Schaller, 2018）。
16 これまでの養護欲求に関する国内の研究では、保護の役割が見過ごされがちであっ
17 た。養護欲求は、共感性の脳ネットワークと重複することがわかっているが、共感
18 性は親子の絆形成を強化する一方で、外集団に対する敵対心とも関連する（Decety
19 & Cowell, 2014）。このような二面性も、養護欲求を保護と養育に分けることで検討
20 できるだろう。保護は子どもに危険を及ぼす可能性のある外集団に対する攻撃性と
21 関連するが（Gilead & Liberman, 2014）、養育は所属集団にとらわれない他者へのケ
22 アや配慮と関連することが示唆されている（Haidt, 2012）。JPCM 尺度は、2因子8
23 項目と利便性が高く、十分な信頼性と妥当性が確認されたため、子育てやそれ以外
24 の分野における動機づけの個人差を知る有用なツールになると思われる。

25

26

利益相反

27

28 本論文に関して、開示すべき利益相反はない。

引用文献

- 1
2
- 3 Al-Shawaf, L., Lewis, D. M. G., & Buss, D. M. (2018). Sex differences in disgust:
4 Why are women more easily disgusted than men? *Emotion Review*, *10*, 149–160.
- 5 Arbuckle, J. L. (2019). Amos (Version 26.0) [Computer Program]. Chicago: IBM SPSS.
- 6 Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological*
7 *Bulletin*, *107*, 238–246.
- 8 Buckels, E. E., Beall, A. T., Hofer, M. K., Lin, E. Y., Zhou, Z., & Schaller, M. (2015).
9 Individual differences in activation of the parental care motivational system:
10 Assessment, prediction, and implications, *Journal of Personality and Social*
11 *Psychology*, *108*, 497–514.
- 12 Decety, J., & Cowell, J. (2014). The complex relation between morality and empathy.
13 *Trends in Cognitive Sciences*, *18*, 337–339.
- 14 Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical
15 solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British*
16 *Journal of Psychology*, *105*, 399–412.
- 17 Endendijk, J., Smit, A. K., van Baar, A. L., & Bos, P. A. (2020). What a cute baby!
18 Preliminary evidence from a fMRI study for the association between mothers’
19 neutral responses to infant faces and activation of the parental care system.
20 *Neuropsychologia*, *143*, 107493.
- 21 Flora, D. B. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient
22 omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates.
23 *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, *3*, 484–501.
- 24 Gilead, M., & Liberman, N. (2014). We take care of our own: Caregiving salience
25 increases out-group bias in response to out-group threat. *Psychological Science*,
26 *25*, 1380–1387.
- 27 Haidt, J. (2012). *The righteous mind: Why good people are divided by politics and*
28 *religion*. New York: Pantheon.
- 29 Hofer, M. K., Buckels, E. E., White, C. J., Beall, A. T., & Schaller, M. (2018).
30 Individual differences in activation of the parental care motivational system: An
31 empirical distinction between protection and nurturance. *Social Psychological*
32 *and Personality Science*, *9*, 907–916.

- 1 井原 なみは・入戸野 宏 (2011). 幼さの程度による ”かわいい” のカテゴリ分類 広島
2 大学大学院総合科学研究科紀要 I 人間科学研究, 6, 13–18.
- 3 Kalawski, J. P. (2010). Is tenderness a basic emotion? *Motivation and Emotion*, 34,
4 158–167.
- 5 Kenrick, D. T. (2011). *Sex, murder, and the meaning of life: A psychologist investigates
6 how evolution, cognition, and complexity are revolutionizing our view of human
7 nature*. New York: Basic Books.
- 8 小嶋 秀夫 (1989). 養護性の発達とその意味 小嶋 秀夫(編) 乳幼児の社会的世
9 界 (pp. 187–204) 有斐閣.
- 10 Kringelbach, M. L., Stark, E. A., Alexander, C., Bomstein, M. H., & Stein, A. (2016).
11 On cuteness: Unlocking the parental brain and beyond. *Trends in Cognitive
12 Science*, 20, 545–558.
- 13 Little, T. D. (2013). *Longitudinal structural equation modeling*. New York, NY:
14 Guilford
- 15 中西 由里・栗津 幹子 (1996). 養護性に関する一研究——幼児を持つ母親と未婚
16 大学生の選考別による比較—— 椋山女学園大学研究論集, 27, 9–18.
- 17 扇原 貴志・村井 潤一郎 (2012). 大学生の子どもへの関心とその関連要因 子育て
18 研究, 2, 3–12.
- 19 小塩 真司・阿部 晋吾・カトローニ ピノ (2012). 日本語版 Ten Item Personality
20 Inventory (TIPI-J) 作成の試み パーソナリティ研究, 22, 40–52.
- 21 Rodriguez, C. M. & Pu, D. F. (2020). Parents who physically abuse: Current status and
22 future directions. In Geffner, R., White, J.W., Hamberger, L.K. et al. (eds.)
23 *Handbook of Interpersonal Violence Across the Lifespan*, pp. 1–22. Springer
24 International Publishing, Switzerland.
- 25 澤田 忠幸 (2019). 育児期父親の幸福感・育児関与と生活スタイル・妻からの役割期
26 待との関連 心理学研究, 89, 611–617.
- 27 Schaller, M. (2018). The parental care motivational system and why it matters (for
28 everyone). *Current Directions in Psychological Science*, 27, 295–301.
- 29 清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD—機能の紹介と統計学習・教育、研究
30 実践における利用方法の提案— メディア・情報コミュニケーション研究, 1, 59–73.
- 31 高橋 雄介・山形 伸二・木島 伸彦・繁樹 算男・大野 裕・安藤 寿康 (2007). Gray
32 の気質モデル—BIS/BAS 尺度日本語版の作成と双生児法による行動遺伝学的

- 1 検討— パーソナリティ研究, 15, 276–289.
- 2 登張 真稲 (2003). 青年期の共感性の発達: 多次元視点による検討 発達心理学
- 3 研究, 13, 136–148.
- 4 Trivers, R. L., & Willard, D. E. (1973). Natural selection of the parental ability to
- 5 vary the sex ratio of offspring. *Science*, 179, 90–91.
- 6

脚注

- 1
2
- 3 1. 本研究は、科学研究費補助金(17H02651, 21K13669, 21H04897)の助成を受けた。
4 本研究で報告したすべてのデータは、<https://osf.io/qsg3h/>で公開している。
- 5 2. 貴重なご助言を賜りました東北福祉大学吉田綾乃教授に心より感謝申し上げます。
6 データ提供と貴重なご助言を賜りました Erin Buckels 氏(University of Winnipeg),
7 Marlise Hofer 氏, Mark Schaller 氏 (The University of British Columbia) に心より感
8 謝申し上げます。
- 9 3. 事前調査の結果、パート 1 と 2 の計 6 項目はオリジナルの PCAT-pn 尺度では
10 養育は 1 因子であったが(文献)、日本語版では 2 因子(パート 1 の 3 項目とパ
11 ート 2 の 3 項目が分かれる)となった。また、原著者から提供されたデータに
12 ついても、調査の実施形態(紙, オンライン)に分けて再分析すると、どちらの
13 実施形態でも養育は 2 因子となった。パート 2 で扱う「やさしい気持ち」は子
14 育て以外の場面でも認められるものであることから、日本語版 JPCM 尺度では
15 パート 1 のみを用いることとした。
- 16 4. Hofer et al. (2018) で使用された道徳判断の項目は、嫌悪感情(高い・低い)
17 × 逸脱者の属性(大人・子ども)の 4 項目であった。しかし、嫌悪感情が高い
18 状況と低い状況で結果に差が認められなかったため、この変数は除外した。ま
19 た、日本人に回答を求めるために、登場人物を世代を超えて親しみのある名前
20 (大樹, 翔太)とし、シナリオの内容も変えた。年齢設定は Hofer et al. (2018)
21 と同じ 2 歳(子ども)と 28 歳(大人)とした。
- 22 5. 追加分析では男女×子の有無の 4 グループに分け、不変性を検討した。その
23 結果、2 グループに分けた分析と同様、性別についてはスカラー不変性が確認で
24 きた。他方、子の有無については配置不変性とメトリック不変性は確認できたが、
25 スカラー不変性は確認できなかった($\Delta CFI = .169$)。

26

Table 1
日本語版子育て動機づけ (JPCM) 尺度の探索的因子分析の結果 (調査 1)

項目	因子		
	養育	保護	共通性
4. 赤ちゃんは私の心を和ませる	.75	.18	.64
1. 赤ちゃんを見ると, 抱っこしたくなる	.65	.16	.51
2. 子どもはうっとうしいと思う R	.63	-.11	.38
3. 幼い子どもが泣いていても, 特に関心がない R	.56	-.06	.41
5. 子どもに危害を加えようとする人には, 罰を与えずにはいられないだろう	-.02	.72	.54
6. 子どもにとって脅威となる人には, 危害を加えるだろう	-.04	.64	.40
7. たとえ他人に危害を加えることになっても, 子どもを守るためにはどんな手段も使うだろう	.02	.62	.45
8. 子どもにとって危険な人には, 情けをかけないだろう	.10	.61	.39
因子寄与	3.08	2.36	
クロンバック α	.77	.76	
ω	.78	.76	
因子間相関	.34 ($p < .001$)		

注) $N = 400$ 。R = 逆転項目, 8回で収束。

Table 2
JPCM 尺度の下位因子と調査変数との偏相関（調査 1）

	養育		保護	
	r_1	r_2	r_1	r_2
子どもに対する態度				
子育て願望	.43 (< .001) [.338, .513]	.41 (< .001) [.313, .499]	.02 (.747) [-.097, .144]	.01 (.866) [-.107, .120]
子育てへの関与	.27 (< .001) [.052, .162]	.21 (< .001) [.097, .306]	.02 (.639) [-.094, .130]	.01 (.832) [-.088, .110]
しつけへの関与	.25 (< .001) [.143, .351]	.19 (< .001) [.080, .293]	-.02 (.694) [-.138, .094]	-.03 (.527) [-.131, .081]
好き評定				
合計	.35 (< .001) [.271, .436]	.36 (< .001) [.270, .439]	.07 (.161) [-.059, .205]	.07 (.196) [-.062, .188]
人間	.61 (< .001) [.541, .674]	.60 (< .001) [.526, .660]	.004 (.938) [-.096, .115]	-.00 (.937) [-.117, .107]
動物	.02 (.704) [-.076, .12]	.05 (.280) [-.041, .152]	.03 (.566) [-.066, .130]	.03 (.575) [-.073, .126]
もの	.22 (< .001) [.115, .323]	.22 (< .001) [.104, .323]	.09 (.076) [-.036, .220]	.09 (.093) [-.044, .218]
かわいい評定				
合計	.34 (< .001) [.254, .422]	.35 (< .001) [.263, .434]	.08 (.123) [-.039, .194]	.07 (.166) [-.048, .183]
人間	.58 (< .001) [.503, .649]	.58 (< .001) [.502, .649]	.01 (.862) [-.095, .123]	.00 (.948) [-.101, .122]
動物	.07 (.178) [-.024, .155]	.10 (.038) [.008, .198]	.02 (.632) [-.078, .116]	.02 (.686) [-.075, .109]
もの	.22 (< .001) [.049, .118]	.21 (< .001) [.111, .312]	.08 (.104) [-.017, .179]	.10 (.054) [-.030, .217]

注) $N=400$ 。 r_1 = その他下位因子の得点を統制, r_2 = その他下位因子の得点と年齢と子の有無を統制。() 内に p 値, [] 内に 95%信頼区間を示す。

好き・かわいい評定の「人間」には, 人間の赤ちゃん, 子どもを含む。

好き・かわいい評定の「動物」には, 犬と猫を含む。

好き・かわいい評定の「もの」には, ピンク, マスコット, ハート, 笑顔を含む。

Table 3
JPCM 尺度の下位因子と調査変数との偏相関（調査 2）

	養育		保護	
	r_1	r_2	r_1	r_2
子どもに対する態度				
子育て願望	.49 (< .001) [.429, .537]	.47 (< .001) [.411, .521]	.06 (.075) [-.006, .134]	.05 (.174) [-.022, .119]
子育てへの関与	.29 (< .001) [.221, .351]	.23 (< .001) [.159, .293]	.10 (.006) [.029, .169]	.05 (.141) [-.018, .123]
しつけへの関与	.27 (< .001) [.198, .329]	.21 (< .001) [.143, .278]	.12 (.001) [.052, .191]	.08 (.019) [.014, .154]
道徳判断				
子どもが逸脱者	-.33 (< .001) [-.390, -.264]	-.31 (< .001) [-.371, -.243]	.07 (.061) [-.003, .137]	.08 (.035) [.005, .146]
大人が逸脱者	-.21 (< .001) [-.272, -.136]	-.19 (< .001) [-.260, -.124]	.18 (< .001) [.112, .249]	.18 (< .001) [.114, .251]
TIPI-10				
外向性	.21 (< .001) [.144, .279]	.20 (< .001) [.129, .265]	.03 (.357) [-.037, .103]	.03 (.447) [-.043, .098]
協調性	.26 (< .001) [.190, .322]	.26 (< .001) [.192, .324]	.001 (.969) [-.069, .072]	.01 (.793) [-.061, .080]
勤勉性	.14 (< .001) [.072, .211]	.13 (< .001) [.063, .202]	.02 (.635) [-.053, .088]	.02 (.646) [-.054, .087]
神経症傾向	-.11 (.002) [-.183, -.043]	-.09 (.009) [-.164, -.024]	.02 (.526) [-.048, .093]	.03 (.38) [-.039, .102]
開放性	.07 (.040) [.004, .144]	.09 (.018) [.014, .155]	.08 (.031) [.007, .147]	.08 (.019) [.014, .154]
BIS/BAS				
BIS（行動抑制系）	-.13 (.001) [-.201, -.062]	-.11 (.002) [-.179, -.040]	.10 (.004) [.033, .173]	.12 (.001) [.045, .184]
BAS（行動賦活系）	.14 (< .001) [.072, .210]	.14 (< .001) [.071, .209]	.19 (< .001) [.120, .256]	.19 (< .001) [.117, .254]
D（駆動）	.09 (.010) [.023, .162]	.10 (.007) [.027, .167]	.17 (< .001) [.101, .238]	.17 (< .001) [.103, .240]
RR（報酬反応性）	.15 (< .001) [.076, .214]	.15 (< .001) [.083, .221]	.19 (< .001) [.124, .260]	.20 (< .001) [.129, .264]
FS（刺激探求）	.11 (.003) [.035, .174]	.09 (.014) [.018, .158]	.09 (.011) [.020, .160]	.08 (.037) [.005, .145]
共感性				
共感的関心	.31 (< .001) [.243, .371]	.33 (< .001) [.265, .391]	.08 (.019) [.014, .154]	.11 (.003) [.036, .176]
個人的苦悩	-.18 (< .001) [-.242, -.105]	-.17 (< .001) [-.237, -.100]	.04 (.336) [-.036, .105]	.03 (.362) [-.038, .103]
子どもへの関心				
好意的注目	.67 (< .001) [.626, .704]	.65 (< .001) [.608, .690]	.02 (.595) [-.051, .090]	.01 (.899) [-.066, .075]
同情	.51 (< .001) [.457, .561]	.50 (< .001) [.447, .552]	.17 (< .001) [.102, .239]	.17 (< .001) [.102, .239]
好奇心	.47 (< .001) [.413, .523]	.45 (< .001) [.390, .503]	.04 (.208) [-.030, .119]	.03 (.448) [-.043, .098]
寛容度	.53 (< .001) [.481, .582]	.52 (< .001) [.464, .568]	-.13 (< .001) [-.196, -.057]	-.13 (< .001) [-.200, -.061]

注) $N = 774$ 。 r_1 = 他下位因子の得点を統制, r_2 = 他下位因子の得点と年齢と子の有無を統制。
() 内に p 値, [] 内に 95%信頼区間を示す。

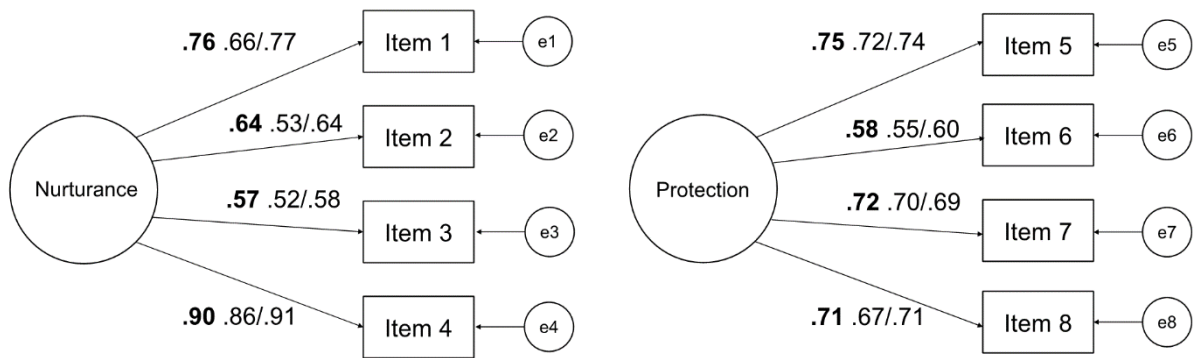
Table 4
性別と子の有無による JPCM 尺度得点の平均値と標準偏差（調査 2）

属性	<i>n</i>	総得点	養育	保護
女性				
子あり	193	29.21 (4.23)	15.00 (2.98)	14.21 (2.42)
子なし	247	25.52 (5.22)	12.83 (3.50)	12.69 (2.67)
男性				
子あり	155	28.78 (4.65)	14.65 (2.48)	14.14 (3.08)
子なし	176	25.23 (5.35)	12.67 (3.30)	12.56 (3.13)

注) $N = 771$ 。

Figure 1

確証的因子分析の結果による JPCM 尺度の因子構造と各項目の因子負荷量（調査 2）



注) $N = 774$ 。ボールド体が全体，レギュラー体が子あり／子なしを示す。