

知覚された受容尺度 (Perceived Acceptance Scale) 日本語版の作成¹

Development of the Japanese Version of the Perceived Acceptance Scale

西 村 洋 一*

Abstract

This study was aimed at developing the Japanese version of the Perceived Acceptance Scale (PAS; Brock, Sarason, Sanghvi, & Gurung, 1998). The PAS was constructed to measure the degree of perceived acceptance from friends, parents, and family. A questionnaire was completed by 303 undergraduates. The questionnaire included the Relationship Questionnaire, the Social Support Scale, and the Sense of Acceptance Scale as well as the PAS. Confirmatory factor analysis was conducted to verify the factor structure of each subscale of the PAS. This scale had a sufficiently high internal consistency, and test-retest reliability ($n = 69$, three months) was also good. Furthermore, the correlations between the PAS and the other scales generally confirmed predictions. These results indicate that the Japanese version of the PAS has moderately good validity, though further verification is necessary to heighten scale validity.

キーワード：知覚された受容尺度 (Perceived Acceptance Scale) /
ソーシャル・サポート (Social Support) / 対人関係 (Interpersonal Relationships) /
信頼性 (Reliability) / 妥当性 (Validity)

問題

他者との関係の中で、価値ある人間だと認められ、自分との関係を尊重されることは多くの人が重要なこととして感じているであろう。私たちは、実際さまざまな対人関係において他者からの受容を求め、行動している。このような他者からの受容の重要性は多くの理論的観点からも考えることができる。

進化という観点から見ると、人間が他者と強固な関係を築き、集団の中で価値ある存在として認められ生きていくことは生存にとって重要なことである (Baumeister & Leary, 1995)。集団から排除されたり、他者から拒絶を受けることは生存を危うくする。そのため、他者との関係がどのような状態にあるかを認識することは人間にとって重要なこととなる。Leary & Baumeister (2000) は自

尊感情（特に状態自尊感情）がこのための役割を果たすとしたソシオメーター理論を提唱している。他者との関係の状態により自尊感情が高まったり低まったりし、特に低まった際には警告として機能する。高い自尊感情が人間にとって重要なのはあくまでそれが他者との良好な関係を示しているからということである。進化の過程でこのような心的な機能が備わったと考えるのであれば、他者からの受容が人間にとっていかに重要なものであるかということは想像に難くない。

また、Bowlbyのアタッチメント理論の観点からも受容の重要性が考えられる (Bowlby, 1973, 黒田・岡田・吉田訳 1991)。特定の他者との強い情緒的結びつきであるアタッチメントには個人差が存在する。その個人差の源泉になるものとして、アタッチメント対象との相互作用、経験が内在化され形成される内的ワーキングモデルが想定されている。この内的ワーキングモデルは相互作用自体だけでなく、アタッチメント対

* NISHIMURA, Youichi
北陸学院大学 人間総合学部 社会学科 社会心理学

象や自分自身の表象も含まれるが、そこでは、アタッチメント対象が誰であり、どこにいて、そしてどのような反応が期待できるかということが重要な点となる。ここで、アタッチメント対象の有効性の予測を行う際に、たとえアタッチメント対象が近くに存在していなくても、自分が望んだときに応答してくれるという確信があるかないかということで、様々な状況への反応に違いが見られることになる。そして、この確信には、「(a) 愛着人物が、支援や保護の求めに大体において応じる種類の人であると判断されているか、(b) 自己が他者から、特にその愛着人物から、助けを与えられやすい種類の人物と判断されているか」(訳書, p.226) の2つの要因により左右されるとしている。この2つの要因は他者からの受容という点と密接な関係にあると考えられる。

上記の理論的観点とともに自分のことを受容し、さまざまなサポートを与えてくれる他者の存在がどのような心理的影響を示すかという知見も多くなっている。例えば、熱や電気ショックといった苦痛が与えられる状況において、親しい人に手を握ってもらったり、その人の写真を見るだけでも、苦痛の程度が弱く感じられたり、苦痛の脅威に対する脳の活動部位が抑制される(Brown, Sheffield, Leary, & Robinson, 2003; Coan, Schaefer, & Davidson, 2006; Master, Eisenberger, Taylor, Naliboff, Shirinyan, & Lieberman, 2009)。また、自分にとってポジティブな他者に隣にいてもらったり、あるいは思い浮かべるだけでも自分が行う作業の負担(例えば、これから登る丘の傾斜の見積もり)を低く見積もるといった結果が得られている(Schnall, Harber, Stefanucci, & Proffitt, 2008)。そしてこの効果は、Kane, McCall, Collins, & Blascovich (2012)でも指摘されているように、サポートティブで高い応答性を有する他者により顕著な効果が出ている。さらに、Oishi, Schiller, & Gross (2013)は、Coan et al. (2003)やMaster et al. (2009)に見られた効果において、理解されている感覚、理解されていない感覚(felt understanding / misunderstanding)が鍵を握っているという可能性を実験的に示している。

上記の研究は、自分にとって受容的でサポートイ

ブな他者の存在する(想起する)状況によって心理的影響が見られることを示している。しかし、アタッチメント理論が示すように、状況的な影響だけでなく、自分の周りの他者が自分のことを受容してくれているという認識を安定的に持つことによる効果も考えられるであろう。Oishi et al. (2013)では相手から理解されている感覚に対して、理解されていない感覚が世界は困難であるという認識を増大させる可能性を示しており、安定して高い受容や理解されているという認識を持つことが対人関係や精神的健康にも重要であると考えられる。

他者からの受容を認識することが精神的健康に与える影響として、杉山の研究がある。杉山(2002)は、「自分を支えてくれる他者の存在を感じ、自分は他者から一定の理解や暖かさ、承認を持って大切に扱われ、支えられているという認識と情緒」として被受容感という概念を提唱し、抑うつにつながるモデルの検証を行っている。その結果、気分や自己評価を媒介し抑うつに影響すること、また、直接効果として抑うつと負の関連が見られることを示した。さらに、他者に疎まれる、嫌がられるといった対人関係の心細さを表す概念としての被拒絶感を含めた研究(杉山・坂本, 2006)においても、被受容感は抑うつに対して有意な負の関連を示した。源氏田(2012)は比較的短期間に外部からの情報によって変化するものとしての他者からの受容の認知を取り上げソーシャル・サポートから受容の認知を経て精神的健康にいたるプロセスを検討している。そこでは抑うつには負の関連、生活満足感には正の関連が見られ、ソーシャル・サポートと精神的健康の関連において受容の認知が媒介変数として一定の役割を果たす可能性を示している。

これまで示してきたように自分のことを受け入れてくれる他者がいること、そしてそのような存在を安定して認識していることが我々に与える影響は大きいと考えられる。この点をより深く追求していくためには、受容されているという認識を測定するのに使用する尺度が必要である。受容されているという認識を測定する尺度に関しては、杉山の作成した被受容感尺度が一つの重要な尺度になるであろう。しかしながら、対人関係におい

ては対象となる他者は多様である。親密な他者に限っても複数存在する。その対象を明確にした上で検討することもさらなる知見を得るために必要である。

この対象を明確にする必要性はアタッチメントの研究においても示唆されている。内的ワーキングモデルは全般的なものとして測定されることが多いが、関係特有のモデルの存在も指摘されている。例えば、Collins & Read (1994) は全般的なモデルのもと、その下位構造において関係に特有のモデルがつながって位置するような階層的なものであるという主張を行っている。そして実証的な治験としてそれを支持する研究結果も得られている (Overall, Fletcher, & Friesen, 2003; Pierce & Lydon, 2001)。また、対象によって異なるアタッチメントスタイルを有しているという知見は他にもみられている (Baldwin, Keelan, Fehr, Enns, & Koh-Rangarajoo, 1996)。

対人関係全般とするのではなく対象となる他者を分けた上で受容されているという認識を測定する尺度として Brock, Sarason, Sanghvi, & Gurung (1998) の作成した Perceived Acceptance Scale (知覚された受容, 以下, PAS とする) がある。Brock et al. (1998) はソーシャル・サポート研究において、知覚されたサポートの有効性を高める要因として他者からの受容の認識の個人差が指摘されていることに着目し、PAS の作成を行っている。その概念は、「知覚された受容は関係に特有で、比較的安定した認知的評価を表すもので、そこでの認知的評価は、他者が自分のことに関心を持ち、尊重してくれる、そしてその関心はその人自身が特定の態度有することや、通常とは異なる振る舞いを行うといったことに随伴するものではないというものである」(p.6) と定義されている。主なソーシャル・サポートの供給源として友人と家族に焦点をあて作成されたが、最終的に「友人」「家族」「母親」「父親」の4つの対象について尋ねる尺度となった。Brock et al. (1998) ではPASを用いて心理的なソーシャルサポート、適応、そして両親との関係の質との関連を検討し、関連があるというだけでなく、ソーシャルサポートと心理的な適応との間の関連に大きく関わっている(独自の説明分散がある、媒介している)という

知見を得ている。また、PASを用いた知見として、父親と母親からの知覚された受容と心理的な適応との間に有意な関連が見られたもの (Turner, Sarason, & Sarason, 2001) や、友人及び家族からの知覚された受容とセルフコントロールの能力との間に有意な関連を示したもの (Blackhart, Nelson, Winter, & Rockney, 2011) がある。

これまで示してきたように知覚された受容という概念はソーシャル・サポートを主とした対人関係や精神的健康と行った領域の知見を増やすものであり有用であると思われる。そこで、本研究では知覚された受容を測定する尺度である Brock et al. (1998) のPASの日本語版の作成を行い、その信頼性と妥当性の検討も行う。

妥当性の検討の1つとして、ソーシャル・サポート尺度とアタッチメントスタイル(対人関係尺度)との関連を見る。ソーシャル・サポートとの関連については、先行研究より正の関連が見られることが予測される。また、ソーシャル・サポートを供給してくれる対象と知覚された受容の対象が合致するときにより高い相関が見られるであろう。アタッチメントスタイルについては先述のとおり知覚された受容と密接な関係にある概念である。本研究では全般的なスタイルを測定し関連を見るため、知覚された受容の対象による違いの予測は明確ではないが、全体に安定のアタッチメントスタイルとは正の関連が、不安定なアタッチメントスタイルとは負の関連が見られることが予測される。そして、自己モデル、他者モデルというアタッチメントスタイルの2次元モデルについても正の関連が見られるであろう。さらに、同様の概念を測定している被受容感尺度も実施し、正の相関が得られるか否かの検討も行う。

方法

調査対象

大学生男女303名(男性198名、女性104名、不明1名)に対し、調査を行った。平均年齢は19.8歳(SD=1.0)であった。そのうち、69名については、約3ヵ月後に2回目の調査を行った。

調査内容

知覚された受容尺度 (PAS) まず、著者が Brock et al. (1998) によるPASの翻訳を行い、心

理学を専門とする研究者1名と協議を行った上で、素案を作成した。その素案について、英語と日本語のバイリンガルである日本人、およびアメリカ人の2名に検討してもらい、適宜修正点を挙げてもらった。その上で、著者が最終的な修正を行い、日本語版の第1案とした。項目数は全部で44項目あり、「全くそう思わない」(1点)から「全くそう思う」(5点)までの5件法で回答してもらった。先述のとおり、受容を知覚する対象として、「友人」「母親」「父親」「家族」の4つの関係を挙げ、どの程度受容を知覚するかを尋ねるものとなっている。

ソーシャル・サポート尺度 嶋(1992)により作成された尺度である。家族との関係、さらに友人との関係におけるサポートそれぞれについて回答してもらった。各12項目について、5件法で回答してもらった。

対人関係尺度 Bartholomew&Horowitz(1991)により作成された尺度を金政・大坊(2003)が翻訳したものである。成人の4つの愛着スタイル(安定型・拒絶型・埋没型・恐怖型)を測定するものであり、Griffin & Bartholomew(1994)の方法により愛着スタイルの二つの次元を算出することも可能である。4つの呈示された文章が、自分のことをどれくらい表しているかを7件法で評定してもらった。本研究では、質問文の中で本来「他人」とされている箇所について、「家族」「友人」とした場合についても回答してもらった。

被受容感尺度 杉山(2002)において作成された尺度である。被受容感は「自分を支えてくれる他者の存在を感じ、自分は他者から一定の理解や暖かさ、承認を持って大切に扱われ、支えられているという認識と情緒」と定義されている。7項目について、5件法で回答を求めた。

手続き

講義中に質問用紙(PAS, ソーシャル・サポート尺度, 対人関係尺度, 被受容感尺度)をいっせいに配布、実施後すぐに回収した(Time1)。その際、回答は決して強制されるものではないこと、収集された情報は適切に管理することが教示及び紙面において伝えられた。3ヶ月後にPASのみ実施を行った(Time2)。

結果

項目分析

まず、PASの各項目についての検討を行った。得点の度数分布、平均値、標準偏差検討した結果、極端に偏りのある項目が5項目存在した。PAS友人に1項目(項目43)、PAS父親に1項目(項目4)、そしてPAS家族に3項目(項目15, 41, 42)であった(項目内容はTable1, 3, 4参照)。これらの項目はこれ以降の分析からは削除された。

因子分析

残った40項目について、因子分析を行った。その際、Brock et al.(1998)の方法にのっとり、受容を知覚する対象ごとに因子分析を行った。Brock et al.(1998)よりそれぞれの尺度で1因子であることが予測されたため、確証的因子分析を行った。以下、4つの尺度別に結果を示す。

PAS友人 PAS友人の11項目を用いた1因子を仮定した確証的因子分析を行った結果、適合度は必ずしも良いものではなかった(GFI=.90, AGFI=.85, CFI=.84, RMSEA=.09, AIC=198.25)。Brock et al.(1998)においても探索的因子分析の結果2因子解を得ていることから、本研究においても探索的因子分析(最尤法)を改めて実施した。固有値の減衰状況(3.64, 1.43, 0.96, 0.85...)から見て、2因子解を採用することとした。プロマックス回転を実施した結果、因子負荷量が0.4未満の1項目あり(項目44)、また共通性が低い項目が1項目(項目5)見られたため、これ以降の分析から削除した。因子負荷量が0.4以上の項目をみると、第1因子はポジティブな内容の項目が集まっており、第2因子は逆転項目として採用されたネガティブな内容の項目が集まっていた。そして2因子を仮定した確証的因子分析を実施した(Table1)。その結果適合度は1因子での結果よりも大きく改善された(GFI=.96, AGFI=.92, CFI=.94, RMSEA=.07, AIC=104.09)。因子間相関は $r=-.70$ であった。

PAS母親 PAS母親の10項目を用いて、1因子を仮定した確証的因子分析を行った。適合については概ね許容される値であったが、必ずしも良いものではなかった(GFI=.92, AGFI=.88, CFI=.91, RMSEA=.09, AIC=156.28)。項目の偏りが比較的大きく、因子負荷量も低かった1項目を削除し、分析を行ったところ、各指標は大きく上昇したた

Table 1 PAS 友人の項目ごとの平均, 標準偏差, および因子負荷量

項目	<i>M</i>	<i>SD</i>	因子負荷量
ポジティブ因子			
1. 私は友人の人生のとても重要な一部になっている	3.26	1.12	.55
9. 私の友人たちは, 私に対して気にかけていることを示す	3.29	0.87	.44
13. 私は常に友人たちを頼りにできる	3.55	0.97	.67
17. 私の友人たちは, 私の欲していることによく気がつく	3.04	0.97	.65
25. 私は友人たちに心の奥にある秘密を打ち明けている	2.70	1.21	.51
ネガティブ因子			
21. 私はしばしばのけ者にされていると感じる	2.19	1.00	.50
29. 私は友人グループの中では気にかけていない気がする	2.42	0.89	.77
33. 私は, 友人たちが私のことを良い友人であるとは認めていないと時々感じる	2.44	0.89	.74
37. 私は, 友人たちが私のことを理解してくれていないとしばしば感じる	2.73	1.00	.66
削除項目			
5. 私は, 他人から好かれているかどうかについて時々考える	3.80	1.10	—
43. 私の友人たちは私がすることの多くに反対した	1.86	0.85	—
44. 私の友人たちは, 私自身の決断を大体私にまかせてくれた	3.87	0.88	—

注) 因子負荷量は標準化推定値

Table 2 PAS 母親の項目ごとの平均, 標準偏差, および因子負荷量

項目	<i>M</i>	<i>SD</i>	因子負荷量
2. 私の母親は多くの場合私に失望してきた	2.24	1.08	-.46
6. 私が必要とするときに, 私の母親は常に私に手を差し伸べてくれる	3.56	1.07	.69
10. 私の母親は, 私のことを本当に受け入れていると感じさせた	3.75	1.08	.72
14. たとえどんなことを言ったとしても, 私の母親は私のことを愛し, 気にかけてくれる	3.72	1.08	.72
18. 私の母親は, 決して本当には私のことを理解しなかった	2.09	1.12	-.75
22. 私は, 母親と接する中で「自分らしくいる」ことに心地よさを感じる	3.26	1.03	.50
26. 時々, 私の母親は私のことを認めていないと感じさせた	2.22	1.08	-.65
34. 私の母親は私の気持ちを傷つけないようにいつも気を配っていた	2.88	1.05	.46
38. 私の母親は, 私が私自身にとって, 最も良いことをすると信じている	3.17	0.97	.45
削除項目			
30. 私の母親はとても頻繁に私を規則に縛りつけた	2.02	1.13	-.35

注) 因子負荷量は標準化推定値

め (GFI=.95, AGFI=.92, CFI=.94, RMSEA=.07, AIC=108.08), 本研究では9項目を用いた結果を最終結果とした (Table2)。

PAS 父親 PAS 父親の9項目を用いて1因子を仮定した確証的因子分析を行った。モデルの適合は良いものではなかった (GFI=.85, AGFI=.76, CFI=.84, RMSEA=.13, AIC=262.29)。そこでモデルの修正のための試みとして探索的因子分析 (最尤法) を行った。固有値の減衰状況を見ると4.43,

1.13, 0.79, 0.64... となっていたため2因子解を採用し, プロマックス回転を行った。因子負荷量が0.4以上の項目をみると, 第1因子はポジティブな内容の項目が集まっており, 第2因子は逆転項目として採用されたネガティブな内容の項目が集まっていた。さらに2因子を仮定した確証的因子分析を行った結果 (Table3), モデル適合の各指標は大きく改善された (GFI=.96, AGFI=.93, CFI=.97, RMSEA=.07, AIC=97.65)。因子間相関は $r=-.71$ であった。

Table 3 PAS 父親の項目ごとの平均, 標準偏差, および因子負荷量

項目	<i>M</i>	<i>SD</i>	因子負荷量
ポジティブ因子			
16. 私は、父親と接する中で「自分らしくいる」ことに心地よさを感じる	2.86	1.11	.55
20. 私が必要とするときに、私の父親は常に私に手を差し伸べてくれる	3.21	1.16	.81
24. 私の父親は、私のことを本当に受け入れていると感じさせた	3.33	1.11	.86
28. たとえどんなことを言ったとしても、私の父親は私のことを愛し、気にかけてくれる	3.42	1.14	.72
36. 私の父親は私の気持ちを傷つけないようにいつも気を配っていた	2.63	1.02	.59
40. 私の父親は、私が私自身にとって、最も良いことをすると信じている	3.08	0.92	.54
ネガティブ因子			
8. 時々、私の父親は私のことを認めていないと感じさせてきた	2.31	1.12	.73
12. 私の父親は、決して本当には私のことを理解しなかった	2.28	1.15	.77
32. 私の父親は多くの場合私に失望してきた	2.20	1.03	.80
削除項目			
4. 私の父親はととても頻繁に私を規則に縛りつけた	1.94	1.13	—

注) 因子負荷量は標準化推定値

Table 4 PAS 家族の項目ごとの平均, 標準偏差, および因子負荷量

項目	<i>M</i>	<i>SD</i>	因子負荷量
3. 私の両親は私がすることの多くに反対した	2.05	1.04	-.44
11. 私は、私の家族の人生のとても重要な一部になっている	4.00	1.00	.69
23. 私の家族は、私に対して気にかけていることを示す	3.57	1.02	.59
27. 私は常に家族を頼りにできる	3.68	1.09	.79
31. 私の家族は、私の欲していることによく気がつく	3.06	0.97	.65
35. 私は家族に心の奥にある秘密を打ち明けている	2.30	1.12	.45
39. 私は、家族が私のことを理解してくれていないとしばしば感じる	2.46	1.08	-.61
削除項目			
7. 私の両親は、私自身の決断を大体私にまかせてくれてきた	3.86	1.01	.37
15. 私はしばしば私の家族との関係の中でのけ者にされていると感じる	1.89	1.07	—
19. 私は、私の家族から好かれているかどうかについて時々考える	2.03	1.05	-.21
41. 私は家族の中では気にかけていない気がする	1.90	0.94	—
42. 私は、家族が私のことを家族の良い一員であるとは認めていないと時々感じる	1.89	0.98	—

注) 因子負荷量は標準化推定値

PAS 家族 PAS 家族の9項目を用いて1因子を仮定した確証的因子分析を行った。モデル適合は良いものではなかった (GFI=92, AGFI=.87, CFI=.88, RMSEA=.10, AIC=141.03)。修正の試みとして、項目の偏りが比較的大きく、パス係数も低かった2項目(項目7, 19)を削除し、再度分析を行った。その結果、モデル適合の各指標は改善された (GFI=96, AGFI=.93, CFI=.95, RMSEA=.08,

AIC=68.86)。本研究では7項目を用いた結果を最終結果とした (Table4)。

因子分析の結果を踏まえ、PASの尺度得点平均と標準偏差、および男女別の平均と標準偏差をTable5に示した。男女差について*t*検定を用いて検討したところ、PAS友人について有意差が見られた (PAS友人全体:*t* (300) = 4.25, *p* < .001, *d* = 0.51, PAS友人ポジティブ:*t* (300) = 4.75, *p* < .001, *d* = 0.57,

Table 5 PAS 尺度の全体および男女別の平均と標準偏差

	全体 (n=303)	男性 (n=198)	女性 (n=104)	t (df= 300)
PAS 友人全体	30.08 (5.51)	29.13 (5.49)	31.89 (5.13)	4.25***
PAS 友人ポジティブ	15.86 (3.48)	15.19 (3.49)	17.13 (3.19)	4.75***
PAS 友人ネガティブ	9.78 (2.88)	10.06 (2.96)	9.23 (2.67)	2.38*
PAS 母親	31.80 (6.28)	31.47 (5.76)	32.43 (7.18)	1.26
PAS 父親全体	29.73 (6.85)	29.74 (4.61)	29.72 (7.89)	0.03
PAS 父親ポジティブ	18.53 (4.83)	18.44 (4.49)	18.67 (5.47)	0.40
PAS 父親ネガティブ	6.79 (2.80)	6.70 (2.68)	6.96 (3.03)	0.74
PAS 家族	24.09 (4.91)	23.96 (4.61)	24.34 (5.47)	0.63

注) () 内は標準偏差, *** $p < .001$, * $p < .05$

PAS友人ネガティブ: $t(300) = 2.38, p < .05, d = 0.29$ 。
女性のほうが男性よりも受容を高く感じていた。

信頼性の検討

内的整合性についてクロンバックの α 係数をそれぞれ算出した。PAS友人とPAS父親については因子ごととネガティブな内容の項目を逆転項目としたすべての項目を用いた場合の2通りで算出を行った。算出された α 係数は、PAS友人のポジティブ項目が $\alpha = .70$ 、ネガティブ項目が $\alpha = .76$ 、PAS友人全体では $\alpha = .79$ であった。次にPAS母親は $\alpha = .84$ 、PAS父親のポジティブ項目が $\alpha = .84$ 、ネガティブ項目が $\alpha = .81$ 、PAS父親全体が $\alpha = .87$ であった。最後にPAS家族については $\alpha = .80$ となった。

再検査信頼性を検討するために、69名分のTime1とTime2のデータを用いて、相関係数を算出した。その結果、PAS友人のポジティブ項目が $r = .70$ 、ネガティブ項目が $r = .63$ 、PAS友人全体では $r = .75$ であった。PAS母親 $r = .72$ 、PAS父親のポジティブ項目が $r = .82$ 、ネガティブ項目が $r = .73$ 、PAS父親全体が $r = .84$ であった。最後にPAS家族は $r = .64$ となった。

妥当性の検討

妥当性の検討として、ソーシャル・サポート尺度、対人関係尺度(他人、家族、友人)、被受容感尺度の尺度得点と知覚された受容尺度の得点との間の相関係数を算出した(Table6)。対人関係尺度は他人については全体に低い相関であったが、対象が合致した場合、すなわち友人や家族を明確にすると不安定なアタッチメントスタイルとの間

に概ね中程度の相関が見られた。しかし、安定については友人、家族ともに相関係数は低いものとなっていた。対人関係尺度は自己モデルと他者モデルの2次元の得点化も可能であるため、算出した上でPASとの関連を見た²。2次元モデルに対しても対象が合致した場合に中程度の相関が見られた。特に自己モデルよりも他者モデルとの間の相関が高かった。ソーシャル・サポートについては全体に予測どおり対象が合致する場合に中程度の相関が見られた。また、被受容感についても予測どおり全体に中程度の相関係数が得られた。

PAS同士の相関を見ると、家族内での相関係数はかなり高い値を示したが、友人と家族(母親、父親、家族)との間は低いか中程度であった。

考察

本研究では、Brock et al. (1998) による Perceived Acceptance Scale の日本語版の作成を行い、その妥当性と信頼性の検討を行った。まず、項目の分布の検討から入ったが、その際に5つの項目がそれ以降の分析から削除された。その全てが逆転項目であり、受容という意味においてはネガティブな意味合いを持つ項目であった。翻訳による問題とも考えられるが、項目内容を見るとかなり強い表現となっており、日本のサンプルにおいては「あてはまる」と回答しづらい項目となってしまった可能性がある。特にPASは友人や家族と対象を明確にしていることにより、そのような親密な関係にある他者から極端な疎外を受けるという事が考えにくかった可能性もある。因子分析の結果も含

Table 6 PAS と各尺度得点との相関

	PAS 友人 T	PAS 友人 P	PAS 友人 N	PAS 母親	PAS 父親 T	PAS 父親 P	PAS 父親 N	PAS 家族
アタッチメントスタイル								
他人安定	.160**	.158**	-.115*	.082	.131*	.114*	-.124*	.072
他人拒絶	-.266**	-.315**	.130*	-.052	-.079	-.115*	-.004	-.061
他人埋没	-.128*	-.013	.228**	-.058	-.089	-.009	.204**	-.074
他人恐怖	-.286**	-.238**	.259**	-.086	-.223**	-.174**	.244**	-.148**
他人(自己モデル)	.145*	.047	-.220**	.080	.110	.172**	.088	-.269**
他人(他者モデル)	.296**	.347**	-.147*	.082	.106	.175**	.197**	-.089
家族安定	-.008	-.047	-.042	.218**	.132*	.153**	-.060	.287**
家族拒絶	-.197**	-.225**	.105	-.397**	-.326**	-.294**	.290**	-.441**
家族埋没	-.144*	-.093	.163**	-.224**	-.119*	-.069	.172**	-.202**
家族恐怖	-.205**	-.179**	.176**	-.253**	-.167**	-.138*	.169**	-.267**
家族(自己モデル)	.041	-.033	-.119*	.122*	.135*	.024	.018	-.027
家族(他者モデル)	.126*	.131*	-.083	.354**	.435**	.275**	.280**	-.189**
友人安定	.078	.035	-.107	.064	.047	.042	-.043	.050
友人拒絶	-.377**	-.391**	.250**	-.189**	-.175**	-.173**	.129*	-.154**
友人埋没	-.337**	-.175**	.434**	-.229**	-.200**	-.161**	.212**	-.220**
友人恐怖	-.383**	-.300**	.371**	-.172**	-.160**	-.140*	.151**	-.145*
友人(自己モデル)	.227**	.085	-.331**	.143*	.134*	.122*	.092	-.140*
友人(他者モデル)	.257**	.282**	-.151**	.098	.063	.091	.097	-.055
ソーシャルサポート(SS)								
SS(家族)	.214**	.243**	-.116*	.558**	.455**	.462**	-.317**	.653**
SS(友人)	.586**	.617**	-.376**	.186**	.123*	.143*	-.055	.121*
被受容感尺度	.571**	.472**	-.524**	.356**	.280**	.285**	-.193**	.305**
PAS 友人 P	.891**	—						
PAS 友人 N	-.837**	-.497**	—					
PAS 母親	.343**	.267**	-.333**	—				
PAS 父親 T	.252**	.244**	-.187**	.567**	—			
PAS 父親 P	.252**	.283**	-.140*	.558**	.943**	—		
PAS 父親 N	-.181**	-.108	.216**	-.424**	-.819**	-.582**	—	
PAS 家族	.310**	.278**	-.258**	.801**	.627**	.611**	-.480**	—

注) ** $p < .01$, * $p < .05$ PAS 友人(父親) T=PAS 友人(父親) 合計, PAS 友人(父親) P=PAS 友人(父親) ポジティブ, PAS 友人(父親) N=PAS 友人(父親) ネガティブ

めると全部で10項目が削除されたことにより原
版との対応という点は損なわれてしまっている。
もし国際的な比較などの必要が生じた場合は翻訳、
項目表現について改めて検討し直す必要があるで
あろう。ただし、項目数という点では残った項目
数は必ずしも少なすぎることではなく、本研
究では34項目の結果を採用することを提案する。

先行研究よりそれぞれの対象における知覚され
た受容について1因子で考えることが提案されて
いたため、本研究にはおいては確証的因子分析を
実施した。その結果、PAS母親とPAS家族につ
いては1因子構造であることが適合度の観点から
も確認されたが、PAS友人とPAS父親は2因子構造
のほうが1因子の場合よりも適合がよいという結
果が得られた。Brock et al. (1998) においてもPAS
友人について2因子である可能性を示しているが、
その後の分析では1因子として扱っていた。本研
究では確証的因子分析を行うことで統計的な観点
より2因子であることをより明確に示すことがで
きたと思われる。ただし、それぞれの因子の内容を
見ると、PAS友人もPAS父親も受容という点に
ポジティブな表現の項目とネガティブな表現の項
目がそれぞれに高い負荷量を示したという形に
なっていた。因子間相関もかなり高い値を示して
おり、2因子という結果については、項目表現に
よる道具的な特殊因子として受容の一般因子とは
別に仮定したり、2つの因子の2次因子を考えた
ほうがより自然ではないかと考える。そのため、
PAS友人とPAS父親は2つの因子を別個に扱う場
合と、1つの因子として扱う場合の両方が可能で
あると解釈することとした。

信頼性の検討を内的整合性と再検査信頼性につ
いて行った。内的整合性としてクロンバックの α
係数を算出したが4つの尺度に関して十分な値が
得られたと考えられる。PAS友人とPAS父親につ
いては、下位因子を総合して項目全体で算出する
こと α 係数が低まることはなかった。むしろ定義
のとおり項目数が増えることで α 係数はより高い
値となった。この点からも2つの下位因子で得点
からするよりも全体で得点化したほうがより望ま
しいのではないかと考えられる。再検査信頼性も
3ヶ月という期間をおいたもののがかなり強い相関
係数が得られた。PASの定義より安定性が仮定さ

れているが、その点についてもPASは十分な性質
を備えていると思われる。

妥当性の検討として、既存の被受容感尺度との
関連を見ることで、外的変数との関連を検討し、
アタッチメントスタイル、ソーシャル・サポート
との関連を見ることで理論的な観点からの検討を
行った。まず、被受容感尺度との関連については、
全体に中程度の相関が見られたことから、他者か
らの受容の測定を適切に行えていると考えられる。
ただし、PAS友人についてはそうであるが、母親、
父親、家族については相対的に低い値となってい
た。全般的な対人関係について測定する際にどの
ような他者を思い浮かべるかは回答する人次第と
なる。青年の場合友人を思い浮かべることが多い
と想定できるが³、この相関の違いはその点に表
れているのかもしれない。逆に言えば、友人や家
族といった受容される他者がある程度明確にする
ことの利点も示されていると思われる。

本研究では、PASとソーシャル・サポートとの
関連を見るために、嶋(1992)の尺度を用いて友
人と家族をサポート源とした場合を想定してもら
い、ソーシャル・サポートの測定を行った。両者
の間の相関係数は予測どおりかなり強い相関がみ
られた。特に注目されるのは、想定する受容の対
象とサポート源とが一致した場合両者の間に高い
相関が見られ、一致しない場合はほとんど相関が
見られないという点である。このような結果は
Brock et al. (1998) においても見られており、本
研究で作成されたPASの日本語版も同様の性質を
備えたものであると判断できる。

アタッチメントスタイルとの関連については、
概ね予測どおりの結果が得られた。ソーシャル・
サポートと同じく想定された対象が合致する際に
比較的高い相関が見られており、この点も予測と
一致するものであった。通常使用される「他人」
とした項目で尋ねた場合は友人と有意な相関が見
られたが、母親、父親、家族では有意な相関は多
くないという結果であった。これについては、一
般他者を対象としてそのアタッチメントスタイル
を尋ねた場合に、多くが友人を想定するというこ
とが示されており(中尾・加藤, 2004)、本研究
の結果もこれに合致するものである。各アタッチ
メントスタイルとの相関を詳しく見ると、拒絶や

埋没,そして恐怖といったいわゆる不安定なアタッチメントスタイルとの間に中程度の有意な負の相関(PASのネガティブ因子については正の相関)が得られたが,安定のスタイルについてはPASのどの尺度についてもほとんど関連が見られていない。この点は予測と異なる結果であった。ただし,2次元モデル,すなわち自己モデルと他者モデルで得点を算出した場合は予測どおりの相関が見られた。特に自己モデルよりも他者モデルとの関連が高いという結果は興味深い。知覚された受容は,自分がどのような存在であるかどうかというよりも他者の応答性に対する信頼が強く示された概念ということである。また,この概念において他者をどのようにとらえるかという点が重要であるということが示されたことにより,全般的に受容の知覚を測定することと対象を特定して受容を測定することのそれぞれの価値が見いだせたと考えられる。

本研究の結果から,PASの日本語版について信頼性と妥当性の検討を行い,高い信頼性が示され,また妥当性についてもいくつかの観点について確かめることができた。しかし,今後もより多くの観点より妥当性を確認していくことが求められる。その際には,知覚された受容という概念をより明確にしていかなければならない。アタッチメントや相手から理解されること(felt understanding, Oishi, Krochik, & Akimoto, 2010),あるいは知覚されたパートナーの応答性(perceived partner responsiveness to self, Reis, Clark, & Holmes, 2004)といった概念との位置づけを明らかにしながら,そして,近年研究が活発である他者や集団からの受容や排斥(例えば,Leary, 2010)といった文脈にどのように位置づけられるかを考えていく必要がある。その上で,知覚された受容の個人差が精神的健康や対人関係においてどのような役割を果たすのかを検討することで,PAS日本語版の価値がより明確になると思われる。

<注>

1. 本論文は日本心理学会第71回大会で発表した内容を再分析し,加筆・修正を行ったものである。
2. Griffin & Bartholomew (1994)に従い,自己モデルは安定型と拒絶型の得点の合計から埋没型と恐怖型との得

点の合計の差をとった得点とし,他者モデルは安定型と埋没型の得点の合計から拒絶型と恐怖型との得点の合計の差をとった得点として算出した。

3. アタッチメントスタイルについての議論,中尾・加藤(2004)の知見も参照のこと。

<文献>

- Baldwin, M. W., Keelan, P. R., Fehr, B., Enns, V., & Koh-Rangarajoo, E. (1996). Social-cognitive conceptualization of attachment working models: Availability and accessibility effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, **71**, 94-109.
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, **61**, 226-244.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, **117**, 497-529.
- Blackhart, G. C., Nelson, B. C., Winter, A., & Rockney, A. (2011). Self-control in relation to feelings of belonging and acceptance. *Self and Identity*, **10**, 152-165.
- Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss. Vol.2. Separation: Anxiety and anger*. New York: Basic Books. (黒田実郎・岡田洋子・吉田恒子訳 1991 母子関係の理論 2分離不安 新版 岩崎学術出版社)
- Brown, J. L., Sheffield, D., Leary, M. R., & Robinson, M. E. (2003). Social Support and Experimental Pain. *Psychosomatic Medicine*, **65**, 276-283.
- Brock, D. M., Sarason, I. G., Sanghvi, H., & Gurung, R. A. R. (1998). The perceived acceptance scale: development and validation. *Journal of Social and Personal Relationships*, **15**, 5-21.
- Coan, J. A., Schaefer, H. S., & Davidson, R. J. (2006). Lending a hand social regulation of the neural response to threat. *Psychological Science*, **17**, 1032-1039.
- Collins, N. L., & Read, S. J. 1994 Cognitive representations of attachment: The structure and function of working models. In K. Bartholomew & D. Perlman (Eds.), *Advances in personal relationships*, **5**, *Attachment processes in adulthood*. London: Jessica Kingsley. pp.53-90.
- 源氏田憲一 (2012). サポート／否定的相互作用の効果と受容の認知—ソシオメーター理論に基づく媒介仮説の検討— 実験社会心理学研究, **51**, 118-129.

- Griffin, D., & Bartholomew, K. (1994). Metaphysics of measurement: The case of adult attachment. In K. Bartholomew & D. Perlman (Eds.), *Advances in personal relationships*, **5**, *Attachment processes in adulthood*. London: Jessica Kingsley. pp.17-52.
- Kane, H. S., McCall, C., Collins, N. L., & Blascovich, J. (2012). Mere presence is not enough: Responsive support in a virtual world. *Journal of Experimental Social Psychology*, **48**, 37-44.
- 金政祐司・大坊郁夫 (2003). 青年期の愛着スタイルと社会的適応性. *心理学研究*, **74**, 466-473.
- Leary, M. R. (2010). Affiliation, acceptance, and belonging. In S. T. Fiske, D. T. Gilbert, & G. Lindzey (Eds.), *Handbook of Social Psychology* (5th Ed., Vol. 2). New York, NY: Wiley. pp.864-897.
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. In MP Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*. San Diego: Academic Press. pp. 1-62.
- Master, S. L., Eisenberger, N. I., Taylor, S. E., Naliboff, B.D., Shirinyan, D., & Lieberman, M. D. (2009). A picture's worth: partner photographs reduce experimentally induced pain. *Psychological Science*, **20**, 1032-1039.
- 中尾達馬・加藤和生 (2004). “一般他者”を想定した愛着スタイル尺度の信頼性と妥当性の検討. *九州心理学研究*, **5**, 19-27.
- Oishi, S., Krochik, M., & Akimoto, S. (2010). Felf understanding asa bridge between close relationships and subjective well-being: Antecedents and consequences across individuals and cultures. *Social and Personality Psychology Compass*, **3**, 1-14.
- Oishi, S., Schiller, J., & Gross, E. B. (2013). Felt understanding and misunderstanding affect the perception of pain, slant, and distance. *Social Psychological and Personality Science*, **4**, 259-266.
- Overall, N. C., Fletcher, G. J. O., & Friesen, M. D. (2003). Mapping the intimate relationship mind: Comparisons between three models of attachment representations. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **29**, 1479-1493.
- Pierce, T., & Lydon, J. E. (2001). Global and specific relational models in the expericence of social interactions. *Journal of Personality and Social Psychology*, **80**, 613-631.
- Schnall, S., Harber, K. D., Stefanucci, J. K., & Proffitt, D. R. (2008). Social support and the perception of geographical slant. *Journal of Experimental Social Psychology*, **44**, 1246-1255.
- 嶋信宏 (1992). 大学生におけるソーシャルサポートの日常生活ストレスに対する効果. *社会心理学研究*, **7**, 45-53.
- 杉山崇 (2002). 抑うつにおける「被受容感」の効果とそのモデル化の研究. *心理臨床学研究*, **19**, 589-597.
- 杉山崇・坂本真士 (2006). 抑うつと対人関係要因の研究：被受容感・被拒絶感尺度の作成と抑うつの自己認知過程の検討. *健康心理学研究*, **19**, 1-10.

