

■ Article

## 職場において「ほめ」はどのような効果を持つのか(第2報)

—より適切なモデル探究を目指した追試的検討—

浦上昌則

(南山大学人文学部心理人間学科)

榊原由奈

(名古屋市立高針北保育園)

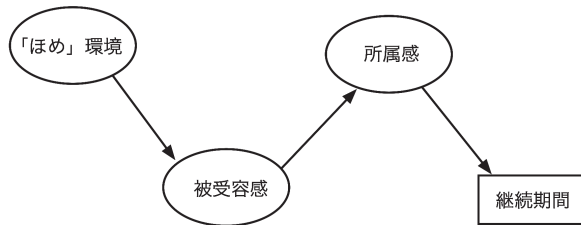
### 問題と目的

本研究は、浦上・榊原(2013)の第2報という位置づけにある。浦上・榊原は、従業員同士がほめあう、感謝を交換するといった施策を実施し、離職率を減少させた事例(NHK(2008)や江頭(2009)などを参照)に着目し、職場における「ほめ」から離職に至る因果連鎖について検討している。そこで仮定されている過程の概略は以下のようであった。

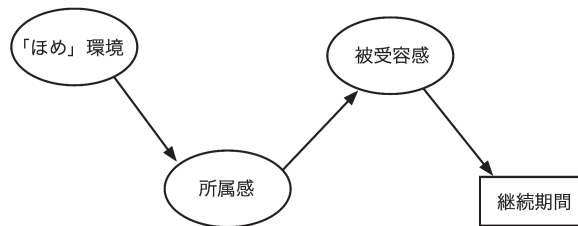
まず職場においてほめられるということは、他のメンバーに受容されている、認められているという感情を生じさせると仮定する。なぜなら「ほめ」は、自尊感情などの自分を肯定する感情を高めたり(青木, 2005)、相手に認められているという認識を生み出すなどのコミュニケーションに関する効果がある(高崎, 2010)ためである。また、ほめるためには相手を観察することが必要といった知見(柳田, 1998)があることから、「ほめ」は受容されているという感情を生起させると考えられる。そしてこのような「ほめ」によって生じる感情を、鈴木・小川(2008)による定義に従い被受容感とよんだ。

さらにこの被受容感、組織に対する能動的な意識、すなわち自分はこの職場の一員であり、みんなのために努力するという意識を高めると仮定されている。この仮定は、被受容感はやる気と関連する(杉山, 2002)といった先行する知見があることや、ほめることを施策として取り入れた職場において、「すき間業務を支えている人間がいることを認知してもらえたことは嬉しく、今後の励みになる」といった従業員のコメントがあること(江頭, 2009)を踏まえて設定されている。この、自分はこの職場の一員であり、みんなのために努力するという意識については、Ames(1992)や小方(1998)などの言及を参考にして所属感とよばれる。そして、この職場への所属感が高まれば、離職という行動は減少すると予測されている。

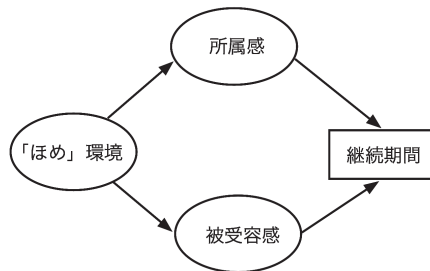
浦上・榊原（2013）では、このような関連性について、学生のアルバイトを取り上げて検討がなされている。すなわち、アルバイト先での「ほめ」が被受容感に影響し、それにより所属感が向上し、結果としてアルバイト継続期間が長くなるという関連性が検討された。分析には共分散構造分析が用いられ、Figure 1 に示すモデル 1 から 3 の 3 つのモデル間での比較が行われている。その結果、仮定された関連性に最も近いモデル 1 が、他よりも適当であることが示された。



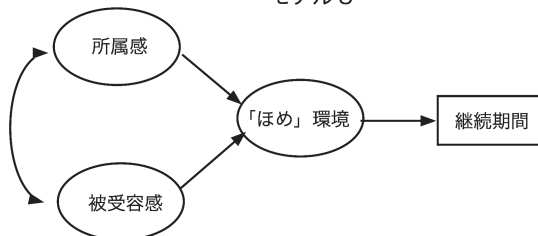
モデル 1



モデル 2



モデル 3



モデル 4

Figure 1 本研究で仮定されるモデル

このように、先の研究（浦上・榊原，2013）では、アルバイト先での「ほめ」は被受容感に影響し、それにより所属感が向上し、結果としてアルバイト継続期間が長くなるという関連が支持されている。しかし、この研究に対してはいくつもの問題点を指摘できる。まず先の研究ではFigure 1のモデル1から3の比較が行われているが、そこには見落とされているモデルがあると考えられる。それがモデル4である。先行研究における論理に従えば、モデル4のような関係は考慮外におかれるが、従業員同士がほめあうといった施策が離職率の減少につながったということの説明としては検討されるべきモデルといえよう。すなわち、所属感が高ければほめられることも多いであろうし、被受容感が高ければほめられていると感じることも多いであろう。それゆえ、職場を「ほめ」の多い環境と認識する程度も高くなり、それにもなって継続期間も長くなるだろうという仮説である。本研究では、モデル1から3にこのモデル4を加え、再度適当なモデルを探索することを第1の目的とする。

次に、浦上・榊原（2013）では対象者数が102名と少なかったことが問題としてあげられる。結果の一般化にはより多くの対象者が必要であろう。また、1人の対象者から2つのアルバイト事例についての回答を求め、それらを同一集団の別サンプルとして扱っている点も課題として残されている。これは母集団の仮定においてあまり適当なデータ処理の方法とはいえない。そこで今回の研究では対象者数を追加した上で、1人の対象者から得られた2事例について、それぞれを別の集団とし、同一モデルがその両方に適合するかどうかを確認する。

## 方法

### 調査時期

2011年10月、11月および2014年4月。

### 調査対象

愛知県内の大学生、大学院生、専門学校生で、これまでに長期的なアルバイト（1カ月以上在籍）を2つ以上経験したことがある者を対象とした。有効回答は226（男性60名、女性166名、平均年齢20.78歳、標準偏差1.31、ただし年齢無回答1名を含む）であった。うち102名は浦上・榊原（2013）の研究の際に収集されたものである。

### 調査内容

浦上・榊原（2013）と同一の質問内容を用いた。フェイスシートで年齢と性別についてたずねた。また、これまでにいくつの長期的（1ヶ月以上）なアルバイトを経験したのかについて回答を求め、さらにそれらのアルバイトの中で、職場の人間関係の雰囲気が異なるアルバイトを2つ想起させ、それぞれについて職種や内容と継続期間について記入を求めた。1人の対象者から2事例を収集した理由は、もし1つのアルバイト経験をたずねたとすれば、良い印象が残っ

ている場合に偏ってしまうかもしれない。それを避けるために、「人間関係の雰囲気異なる」という表現を加えて2つの経験について回答を求めている。

次に、アルバイト先の「ほめ」の様子について把握するために、2つのアルバイト別に次の内容について回答を求めた。①回答者自身が社員や主任などの責任者にほめられる頻度、②回答者自身がアルバイトメンバーにほめられる頻度、③アルバイトメンバーが社員や主任などの責任者にほめられる頻度について、それぞれ「ほめられることは全くない(1)」から「ほめられることがかなりある(4)」までの4件法で回答を求めた。また、④アルバイト同士でほめあう頻度について、「ほめ合うことは全くない(1)」から「ほめ合うことがかなりある(4)」までの4件法で回答を求めた。なお、③や④といった内容が含まれているのは、対象者がほめられた経験を測定したいのではなく、その職場環境に「ほめ」がどの程度あるのかを測定するためであった。

さらに、そのアルバイト先での被受容感と所属感を把握するために、鈴木・小川(2008)の被受容感尺度と小方(1998)の所属感尺度を参考に、適宜修正、追加が行われた18項目を用いた。それぞれのアルバイト別に、「全く当てはまらない(1)」から「非常に当てはまる(5)」までの5件法で回答を求めた。

なお分析には、R(3.0.2)およびlavaan(0.5-16)など各種パッケージを用いた。

## 結果

### 対象者のアルバイト経験

調査対象は、長期的なアルバイト(1カ月以上在籍)を2つ以上経験した者であるが、この対象における平均アルバイト経験数は3.54(標準偏差1.78)であった。性別においては、男性の平均は3.67(標準偏差1.66)、女性は3.49(標準偏差1.83)であり、Welchの $t$ 検定の結果、有意な差は認められなかった( $t=0.671, df=113.97$ )。また回答された452のアルバイトケースについては、その継続期間の平均は15.16ヶ月(標準偏差12.20、最大値60)であった。男女別にみると、男性の平均は15.16ヶ月(標準偏差12.79)、女性は15.16ヶ月(標準偏差12.00)であり、これら間に有意な差は認められなかった( $t=0.002, df=199.53$ )。

### 被受容感および所属感についての検討

被受容感と所属感について問うた18の項目については、平均値や標準偏差、また分布の様子を確認し、特に極端な分布の偏りが無いことを確認した。続いて、452のアルバイトケースを対象として、これら18項目の固有値を確認した。固有値の推移は、10.503、1.452、1.106、0.787と続き、固有値1以上を基準とするなら3因子が示唆された。さらに平行分析を行ったところでは、2因子が示唆された。この項目群には、被受容感と所属感の項目が含まれることと以上の結果を勘案し、先の研究(浦上・榊原, 2013)同様、2因子を抽出することとした。

主因子法およびプロマックス回転後の因子パターンをTable 1に示す。第1因子には、「14.アルバイト先のために頑張ろうと思う」「9. アルバイト先に貢献したい」といった項目が高い因子パターンを示している。第2因子は、「3. メンバーから大切にされていると思う」「2. メンバーから受け入れられていると思う」などが高い因子パターンを示している。また、因子間相関は.714と高い値であった。なお、このような因子分析を2つのアルバイト別に行ったところ、ほぼ同様な因子構造が認められた。

Table 1 被受容感および所属感についての因子分析結果

項目	F1	F2
14 アルバイト先のために頑張ろうと思う	.862	.022
9 アルバイト先に貢献したい	.755	.114
15 常にアルバイトのことを考えて生活を送っている	.733	-.250
10 アルバイト先への所属意識を持っている	.730	.189
13 アルバイト先のメンバーであるという意識は高い	.696	.254
16 アルバイトが生活に占める割合は高い	.645	-.111
12 アルバイト先に対して自分なりの責任感がある	.637	.082
17 特別な事情がない限りこのアルバイトを辞めようとは思わない	.624	.163
11 このアルバイトを長く続けても苦ではない	.620	.196
18 できることならこのアルバイト先のメンバーと長く付き合っていきたい	.502	.386
3 メンバーから大切にされていると思う	.024	.871
2 メンバーから受け入れられていると思う	.068	.837
1 みんな温かい心で迎え入れてくれる	.098	.769
5 私の考えを何人かのメンバーはわかってくれる	-.032	.758
4 私は優しい人に囲まれて一人ではない	.160	.720
6 悩みをきいてくれる人がいる	.003	.703
8 このメンバーの一員になれてよかったと思う	.454	.489
7 勤務外でのメンバーとの交流に誘われる	.205	.434

以上のような因子構造は、先の研究における結果とほぼ同様である。そこで、先行研究での命名に従い第1因子を所属感、第2因子を被受容感の因子とする。ただし若干ではあるが異なった部分も認められるため、今回は本研究での探索的因子分析の結果をともに、それぞれの因子に.600以上のパターンを示す項目をその下位尺度を構成する項目として選出した。所属感因子は9項目、被受容感因子は6項目で構成される。なお先の研究との相違は、被受容感の項目として「7. 勤務外でのメンバーとの交流に誘われる」が今回は採用されていない点にある。信頼性の検討のため、それぞれについてCronbachの $\alpha$ 係数、因子分析モデルでみた場合の信頼性であるMcDonaldの $\omega_h$ および $\omega_i$ 係数 (McDonald, 1978, 1999; Zinbarg, Revelle, Yovel, & Li, 2005など参照) を算出したところ、所属感因子は $\alpha=.92$ 、 $\omega_h=.86$ 、 $\omega_i=.96$ 、被受容感因子は $\alpha=.92$ 、 $\omega_h=.88$ 、 $\omega_i=.95$ であった。また2つのアルバイト別にも算出した。便宜的に、先に記述された経験をA、2番目に記述されたものをBとすると、アルバイトAの所属感は $\alpha=.92$ 、 $\omega_h=.88$ 、 $\omega_i=.95$ 、被受容感は $\alpha=.93$ 、 $\omega_h=.75$ 、 $\omega_i=.95$ 、アルバイトBの所属感は $\alpha=.93$ 、 $\omega_h=.83$ 、 $\omega_i=.96$ 、被受容感は $\alpha=.92$ 、 $\omega_h=.86$ 、 $\omega_i=.95$ であった。これらの指標から、十分な信頼性が認められると判断できよう。そこでこれらの項目

を用い、その合計得点を下位尺度得点として算出した。すべてのアルバイト経験を対象とした場合、アルバイトAとBそれぞれの場合の平均値、標準偏差をTable 2に示す。

「ほめ」と被受容感、所属感、継続期間の関連

「ほめ」と所属感、被受容感、継続期間の関連を検討するため、まず各変数間の相関関係を求めた。各測定指標の平均、標準偏差とともに、Table 2にそれを示す。

Table 2 各変数の基礎統計量および相関係数

		平均	標準偏差	相関係数				所属感	被受容感
				①	②	③	④		
①自分が責任者から		2.60	0.91	—					
②自分がアルバイトメンバーから		2.49	0.91	.555	—				
③アルバイトメンバーが責任者から		2.60	0.85	.667	.421	—			
④アルバイト同士		2.50	0.87	.450	.682	.621	—		
所属感		29.32	9.46	.546	.447	.350	.380	—	
被受容感		21.83	6.19	.568	.583	.422	.532	.731	—
継続期間		15.16	12.20	.272	.192	.147	.175	.380	.355
	アルバイト								
①自分が責任者から	A	2.60	0.87	—					
	B	2.59	0.94	—					
②自分がアルバイトメンバーから	A	2.51	0.89	.489	—				
	B	2.47	0.92	.614	—				
③アルバイトメンバーが責任者から	A	2.60	0.83	.625	.345	—			
	B	2.59	0.87	.705	.492	—			
④アルバイト同士	A	2.50	0.83	.391	.670	.553	—		
	B	2.50	0.90	.500	.694	.682	—		
所属感	A	30.23	9.27	.516	.399	.304	.303	—	
	B	28.41	9.58	.578	.492	.395	.452	—	
被受容感	A	22.26	6.22	.546	.543	.390	.452	.743	—
	B	21.39	6.14	.592	.622	.455	.610	.716	—
継続期間	A	18.23	13.08	.337	.202	.130	.158	.395	.385
	B	12.08	10.4	.222	.188	.180	.209	.346	.309

注) 網かけ部以外の相関係数は全て5%水準で有意

Table 2に示されるように、「ほめ」の頻度に関する4指標の間、また「ほめ」と所属感、被受容感の間に中程度の相関が認められる。継続期間については、「ほめ」や所属感、被受容感との間にやや弱い相関が認められるが、「ほめ」にくらべ所属感、被受容感との相関係数の方が若干高い。このような傾向も先の研究(浦上・榊原, 2013)と同様である。またアルバイトA B間に相関係数における大きな相違は認められないといえるだろう。

次に共分散構造分析を適用し、「ほめ」と被受容感、所属感、継続期間の関連についての検討を行う。先にみたように、アルバイトA B間には大きな相関係数の相違はないと推測される。そこで先行研究と同様に、まずは一人の対象

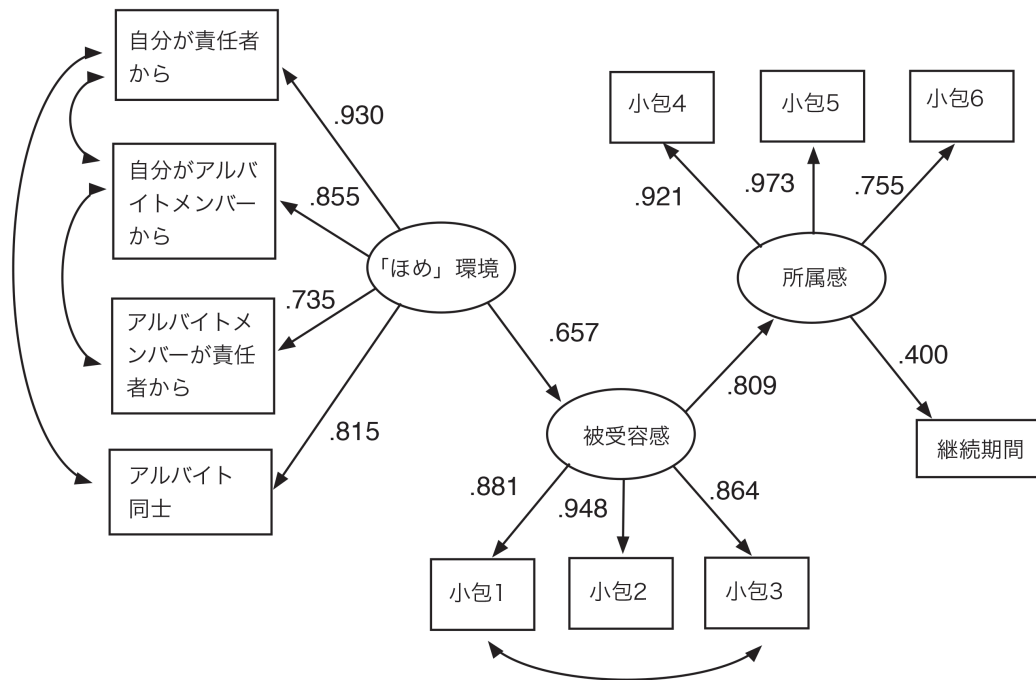
から得られた2ケースを別サンプルとし、452のサンプルを対象として最も当てはまりのよいモデルの探索を行う。その後、最も当てはまりのよいモデルがアルバイトABそれぞれに適合的であるかを検討する。

また、「ほめ」については、①から④の項目に影響を与える「『ほめ』環境」という潜在変数を仮定した。また被受容感、所属感に関しては、より適切な解の推定を目指して因子分析の結果を用い項目を小包化した(清水・山本,2007など参照)。被受容感に対応する「小包1」は項目14、10、12の3項目の合計点、「小包2」は項目9、13、17の3項目の合計点、「小包3」は項目15、16、11の3項目の合計である。所属感に対応する「小包4」は項目3、5の2項目の合計点、「小包5」は項目2、4の2項目の合計、「小包6」は項目1、6の2項目の合計を用いた。以上の小包化には、Table 1に示された因子パタンの値を用いている。

最初にモデル1について共分散構造分析を行った結果、モデル中の潜在変数と観測変数間、潜在変数間の全てのパスが1%水準で有意であることが確認された。適合度については、AGFIは0.845、RMSEAは0.121などとまずまずの値が得られた。そこで修正指標を参考に、自分が責任者にほめられる頻度とアルバイト同士でほめあう頻度の間、自分がアルバイトメンバーにほめられる頻度と、アルバイトメンバーが責任者にほめられる頻度の間、自分が責任者にほめられる頻度と自分がアルバイトメンバーにほめられる頻度の間、「小包1」と「小包3」の間で誤差間に共分散を仮定するパスを加えた。

この修正の結果、モデル中の全てのパスは1%水準で有意であり、さらにAGFIは0.944、RMSEAは0.051などと適合度指標において改善が認められた(Table 3参照)。パス係数(標準化された推定値)を加えた図をFigure 2に示す。観測変数と潜在変数の間のパス係数は十分に高く、また適合度指標の観点からも適当なモデルといえるであろう。

次に浦上・榊原(2013)において検討課題として残った、モデル1における「ほめ」から継続期間への直接のパスについて検討を行った。浦上・榊原では、このパスは5%水準で有意ではあったものの、その係数の大きさや適合度指標などの結果から、パスを仮定すべきか否かについては今後の検討課題であると述べている。本研究でもこのパスについての分析を行ったが、「ほめ」から継続期間への直接のパスは有意なものとはならなかった。ところが、修正指標からは被受容感から継続期間へのパスが示唆され、さらにその標準化された推定値は.175であり、5%水準で有意なものとなった(Figure 3参照)。この場合の適合度指標は、AGFIが.944、RMSEAが0.050などであった(Table 3参照)。なお継続期間の決定係数は、モデル1では0.160、「ほめ」環境から継続期間へのパスを加えた場合は0.167であった。



注) 数値は標準化された推定値。

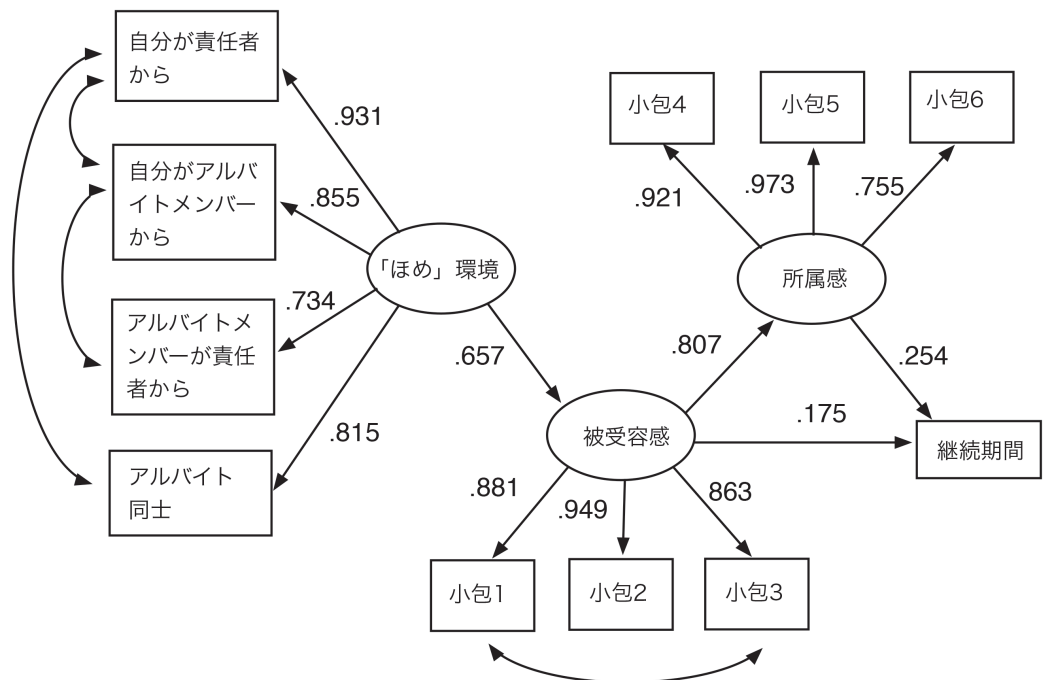
Figure 2 モデル1の分析結果

Table 3 各モデル検討における代表的な指標（最終的なモデルにおける値）

	$\chi^2$ 値	GFI	AGFI	RMSEA	CFI	AIC
モデル1 (Figure 2)	83.05 ( $df=38, p<.01$ )	0.968	0.944	0.051	0.988	17553.38
モデル1 (Figure 3)	78.57 ( $df=37, p<.01$ )	0.969	0.944	0.050	0.989	17550.91
モデル2	159.97 ( $df=38, p<.01$ )	0.942	0.899	0.084	0.969	17630.31
モデル3	320.2 ( $df=38, p<.01$ )	0.904	0.834	0.128	0.927	17790.53
モデル4	78.57 ( $df=37, p<.01$ )	0.969	0.944	0.050	0.989	17550.91
モデル1 (Figure 4)	131.51 ( $df=76, p<.01$ )	0.988	0.976	0.057	0.986	

続いてモデル2について分析を行った。なお観測変数の誤差間の共分散に関しては、先のモデル1の際の検討で設定した4つをそのまま仮定した。その結果、モデル中の全てのパスは1%水準で有意であった。適合度指標に関しては、AGFIが0.899、RMSEAが0.084などであった（Table 3参照）。適合度指標から判断すれば、モデル1の方が望ましい。また、この段階においても修正指標は「ほめ」から被受容感へのパスを仮定することを強く示唆するものであった。





注) 数値は標準化された推定値。

Figure 3 モデル1に被受容感から継続期間へのパスを加えた場合の結果

モデル3の分析を試みた結果では、「小包1」と「小包3」の誤差間の共分散が有意にならなかったため、これを外して再度分析を行った。その結果、モデルに含まれる各パスは有意であるものの、適合度指標はあまり良くないものであった。AGFIは0.834、RMSEAは0.128などであった（Table 3参照）。そこでこれを初発モデルとして観測指標間にパスを加える修正を試みたが、よい結果は得られなかった。また修正指標は、被受容感と所属感の間に何らかの関係を設定すべきであることを強く示唆するものであった。

最後にモデル4について検討した。観測変数の誤差間の共分散に関しては、モデル1の際の検討で設定した4つをそのまま仮定し、Figure 1に示されたモデル4に、所属感から継続期間、被受容感から継続期間へのパスを加えたものと初発モデルとして分析を行った。その結果、構造方程式に仮定したいくつかのパスが有意にならなかった。そこで推定値の低いパスから順に削除しつつ分析を繰り返し、「ほめ」環境から継続期間へのパスと、所属感から「ほめ」環境へのパスを除外したものを最終的な結果とした。この際のAGFIは0.944、RMSEAは0.050などであった（Table 3参照）。パスの種類や方向は違うが、関連性が仮定されている部分はFigure 3のモデルと同じものである。このモデルも適合はよい。しかしながら、「ほめ」環境から継続期間へ至る直接的、間接的経路がまったく無いことが問題である。この関連性がないということは、

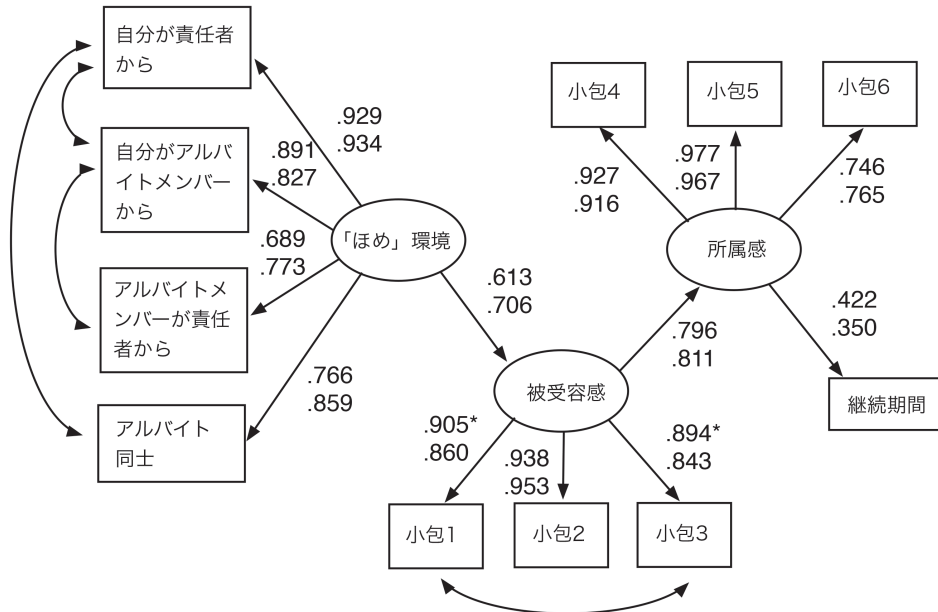
従業員がほめあうことで離職率が減少したという事象（NHK（2008）や江頭（2009）など）を説明できない。そのため、適合度はよいが事象の説明としては不適切なモデルといえるだろう。

以上の結果より、浦上・榊原（2013）と同様に、モデル1がこれらの中で最も適当なモデルと考えられる。ただし、「ほめ」環境および被受容間から継続期間へのパスを仮定するか否かについては新たな課題として残された。

#### 多母集団同時分析による2アルバイト事例への同一モデルの適用

先行研究（浦上・榊原，2013）の分析では、1名の対象から2ケースのアルバイトデータを収集し、これを1つのサンプルとして分析を行うという方法を用いており、ここに大きな課題が残されていると指摘できる。そこで以下では、この2ケースを別サンプルとし、同一モデルがそれぞれに適合するかどうかを多母集団同時分析を用いて検討する。利用するモデルはこれまでの分析を踏まえ、最も適当と考えられるモデル1、さらにモデル1に先行研究（浦上・榊原，2013）において示唆された「ほめ」から継続期間への直接のパスを加えたもの、本研究の先の分析で示唆された被受容感から継続期間への直接のパスを加えたものの3つを比較検討する。

アルバイトAとBへの回答をそれぞれのサンプルとし、多母集団同時分析を実施した。その結果、構造方程式の部分において3つのモデル間に差異が認められた。まずモデル1は、両集団において仮定されたパスはすべて有意なものであった。しかしながら、「ほめ」から継続期間への直接のパスを加えたモデルと、被受容感から継続期間への直接のパスを加えたモデルでは、その加えたパスが両集団において有意なものとは認められなかった。この結果から、モデル1がもっとも適切なモデルと考えられる。なお、モデル1を用いた分析において一方の集団において「小包1」と「小包3」の誤差間の共分散が有意なものとはならなかった。そこで「小包1」と「小包3」の間で誤差間に共分散を仮定すべきかどうか比較を行ったところ、修正指標やAICにおいて仮定する方が望ましい数値となったため、この共分散を設定することとした。モデル1の適合度指標は、AGFIが0.976、RMSEAが0.057などである（Table 3参照）。RMSEAが0.05を多少越えているとはいえ、当てはまりのよいモデルと判断できる。それぞれのパスの係数をFigure 4に示した。加えて測定方程式、構造方程式の部分におけるパス係数の差について検定を行ったところ、被受容感と「小包1」および「小包3」の間において5%水準で有意な差が認められた。しかし「ほめ」環境から継続期間にいたる構造方程式の部分には有意な差は認められなかった。なお、各調査対象の2ケースをランダムに群分けした分析を複数回繰り返したが、それらの結果もほぼ上述のものと類似していた。以上の結果より、モデル1の関連性は、1名の対象から集められた2つのアルバイトのいずれにも当てはまるモデルといえよう。



注) 係数は上段がアルバイトA, 下段がアルバイトBである。\* は集団間において有意な差が認められたことを示す。また数値は標準化された推定値。詳細な情報については Appendixに示す。

Figure 4 多母集団同時分析の結果

### 考察

本研究は、浦上・榊原（2013）において残された課題に対して、対象を増やして再検討を行った。具体的には114名のデータ228ケースを追加し、226名452ケースを用いて、「ほめ」の頻度はアルバイト先での被受容感の向上に影響し、更にそれによって所属感が高まり、結果としてアルバイトの継続期間が長くなる、というモデルの検討を行った。

その結果、先の研究と同様、Figure 1に示した4つのモデルの中のモデル1が最も適切であることが示された。しかし、先の結果とは異なり、被受容感から継続期間へのパスの存在が示唆された。さらに1名の対象から2ケース集められたアルバイト経験を別のサンプルとし、それぞれにこのモデルが適合するかどうかを多母集団同時分析を用いて検討した。その結果、モデル1に修正を加えないものが両集団に適合的であることが示された。

以上の結果より、浦上・榊原（2013）で仮定されたモデル1、すなわち、「ほめ」が頻繁に行われるような職場であれば、それがそこで働く個人の被受容感が高まる。被受容感が高まれば、組織への所属感が高まり、その結果としてア

アルバイトの継続期間が長くなるという関連が支持されたといえよう。先の研究はいくつかの問題を抱えていたが、その問題に対処した本研究でも同様な結果が得られたことは、以上のような関連性を仮定することの妥当性を強く支持するものといえる。

なお、本研究ではモデル4を新たな比較対象モデルとして設定している。このモデルでは、所属感、被受容感という要因を「ほめ」環境に先行する要因と位置づけている。いわば、ほめられやすい心性、ほめられていると認識しやすい心性があると仮定しているのであるが、このモデルでは「ほめ」環境から継続期間への因果関係が認められず事象の説明としては不適切なモデルと判断された。しかし、このモデルにおいて、「ほめ」環境には被受容感は影響しているが、所属感は重要な影響源ではないことが示されたことは興味深い。他のモデルでも、「ほめ」環境と所属感は直接的にはつながらず、被受容感が媒介因になっている。先にも述べたように、所属感は職場に貢献したいという意識を示す因子であり、仕事への動機の指標とみなすこともできよう。この因子と「ほめ」環境が直接は結びついていない点は、一般的に認識されている「ほめ」と動機づけの関連性と異なるのではないだろうか。

「ほめ」に関する研究は、動機づけとの関連で捉えられることが多かった。いわゆる強化理論の枠組みに基づき、動機づけを向上させる強化子として「ほめ」は位置を与えられている（たとえば青木（2005）や高崎（2013）など参照）。しかし本研究が示唆することは、少なくとも学生アルバイトにとっての職場での「ほめ」は、仕事への動機づけの直接的な強化子とはいえないということである。「ほめ」は、被受容感を通して所属感に影響している。すなわち、雇用側として、アルバイト学生の職場に貢献したいという動機づけを重要視するならば、まずは職場のメンバーとして認めているかという点に配慮すべきであろう。そして、職場のメンバーに認められているという認識を促すには「ほめ」が重要な要因となる。このような本研究の知見は、アルバイト学生への対処や、職場での「ほめ方」について示唆を与えてくれるものと考えられる。

本研究は、浦上・榊原（2013）と同様アルバイト経験を分析したものであり、正規従業員の場合とはメカニズムが異なっているかもしれない。しかし、太田（2010）が指摘するように、承認（本研究でいう「ほめ」とほぼ同じ意味内容のことを太田は「承認」と呼んでいる）が動機づけや有能感、仕事・組織に対するコミットメントなどに及ぼす影響を裏付ける研究は多くない。より望ましい組織形成に向け、さらなる「ほめ」の検討が期待される。また今回の研究で、より妥当と考えられるモデルを提示できたが、詳細に検討すると若干の問題も指摘できる。今回「ほめ」に関する4つの指標間には負の誤差間相関を設定したが、この妥当性を現実に則して論理的に説明することは難しい。今後は、「ほめ」のある職場環境の定義やその測定方法についてさらなる検討が必要であろう。

## 引用文献

- Ames, C. 1992 Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, **84**, 261-271.
- 青木直子 2005 ほめることに関する心理学的研究の概観 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要（心理発達科学）, **52**, 123-133.
- 江頭紀子 2009 社員同士が感謝のメールを送る“HARP（ハーブ）制度”の実施でチームワークの醸成にチャレンジ 企業と人材, no.946, 20-26.
- McDonald, R. P. 1978 Generalizability in factorable domains: “Domain validity and generalizability”. *Educational and Psychological Measurement*, **38**, 75-79.
- McDonald, R. P. 1999 *Test theory: A unified treatment*. N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- NHK 2008 めざせ！会社の星 NHK名古屋放送局 <<http://www.nhk.or.jp/kaisha/archives/081004/index.html>>（2011年8月）
- 小方（川嶋）涼子 1998 課題達成場面における目標指向性とパフォーマンスとの関係 教育心理学研究, **46**, 387-394.
- 太田 肇 2013 承認の効果に関する研究－派遣社員を対象として－ 同志社政策研究, **4**, 96-107.
- 清水和秋・山本理恵 2007 小包化した変数によるパーソナリティ構成概念間の関係性のモデル化－Big Five・不安（STAI）・気分（POMS）－ 関西大学社会学部紀要, **38**（3）, 61-96.
- 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.
- 鈴木真吾・小川俊樹 2008 中学生における自尊心と被受容感から見たストレス反応・本来感の検討 筑波大学心理学研究, **36**, 97-104.
- 高崎文子 2010 「ほめ」の構造とその効果4－「ほめ」関連の態度測定尺度の作成の試み－ 第52回日本教育心理学会発表論文集, 589.
- 高崎文子 2013 ほめの効果研究のモデルについての一考察 熊本大学教育学部紀要, **62**, 129-135.
- 浦上昌則・榊原由奈 2013 職場において「ほめ」はどのような効果を持つのか－アルバイトにおける「ほめ」に注目して－ 人間関係研究, **12**, 108-121.
- 柳田泰典 1998 「ほめ方・叱り方」と学級コミュニケーション 長崎大学教育学部教育科学研究報告, **55**, 9-24.
- Zinbarg, R.E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. 2005 Cronbach's Alpha, Revelle's Beta, McDonald's Omega: Their relations with each and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, **70**, 123-133.

Appendix Figure 4に示した結果の詳細

	アルバイトA			アルバイトB		
	推定値	標準誤差	p 値	推定値	標準誤差	p 値
測定モデルにおけるパス						
自分が責任者から ← 「ほめ」環境	1.000	0.810		1.000	0.887	
自分がメンバーから ← 「ほめ」環境	0.980	0.088	.000	0.859	0.066	.000
メンバーが責任者から ← 「ほめ」環境	0.704	0.077	.000	0.752	0.059	.000
アルバイト同士 ← 「ほめ」環境	0.787	0.085	.000	0.870	0.076	.000
小包1 ← 被受容感	1.000	1.950		1.000	1.829	
小包2 ← 被受容感	1.028	0.047	.000	1.163	0.059	.000
小包3 ← 被受容感	1.036	0.044	.000	1.008	0.051	.000
小包4 ← 所属感	1.000	3.070		1.000	3.148	
小包5 ← 所属感	1.181	0.042	.000	1.107	0.043	.000
小包6 ← 所属感	0.722	0.048	.000	0.805	0.052	.000
構造モデルにおけるパス						
被受容感 ← 「ほめ」環境	1.465	0.180	.000	1.457	0.144	.000
所属感 ← 被受容感	1.265	0.088	.000	1.396	0.102	.000
継続期間 ← 所属感	1.796	0.266	.000	1.155	0.213	.000
分散および誤差間の共分散						
自分が責任者から	0.104	0.062		0.115	0.050	
自分がメンバーから	0.164	0.056		0.269	0.044	
メンバーが責任者から	0.358	0.039		0.300	0.032	
アルバイト同士	0.286	0.037		0.211	0.034	
小包1	0.839	0.130		1.181	0.145	
小包2	0.546	0.111		0.457	0.119	
小包3	1.026	0.150		1.388	0.164	
小包4	1.588	0.230		1.895	0.270	
小包5	0.623	0.246		0.850	0.255	
小包6	3.908	0.387		4.550	0.460	
継続期間	140.025	13.271		94.383	8.935	
「ほめ」環境	0.656	0.096		0.787	0.098	
被受容感	2.396	0.285		1.677	0.221	
所属感	3.340	0.420		3.387	0.447	
自分が責任者から ↔ アルバイト同士	-0.237	0.039	.000	-0.268	0.034	.000
自分がメンバーから ↔ メンバーが責任者から	-0.202	0.036	.000	-0.116	0.030	.000
自分が責任者から ↔ 自分がメンバーから	-0.273	0.060	.000	-0.160	0.047	.001
小包1 ↔ 小包3	0.205	0.115	.076	0.378	0.123	.002