

大学のゼミナールにおける心理的安全性と 集団凝集性が大学生の創造性に及ぼす影響

—— 階層線形モデリングによるアプローチ ——

厨子 直之, 堂西 晴香

I. 序論

変動性の高い現代社会において、創造性（creativity）があらゆる人材に必要とされている。創造性とは、新規性があり有用なアイデアを生み出すこと（Zhou & George, 2001）を指す。わが国の大学教育でも、創造性を兼ね備えた学士課程教育への質的転換が求められるようになり（文部科学省, 2012）、大学生の創造力養成が喫緊の課題である。こうした流れを受け、学修者が主体となって創造的な問題解決を促す教育プログラムの1つであるアクティブ・ラーニングを多くの大学が導入している（文部科学省, 2021a）が、特に多面的な学習成果が見込まれる場としてゼミナール（以下、ゼミ）の有効性が指摘されている（伏木田・北村・山内, 2014）。

従来、創造性の源泉を天賦の才能（Albert & Runco, 1999）や内発的・外発的モチベーション（Hennessey, 2019）といった個人の資質や心理的要因に帰着させて探究する研究が多く蓄積されてきた。一方、Csikszentmihalyi（1996）は創造性に値するアイデアや成果は多種多様な源泉の相乗効果から生じるものであることから、周囲の環境を変えることが有効であると指摘している。創造性の規定要因には、このように個人に還元されない集団固有の何らかの状況が想定されるにも関わらず、それらを考慮に入れた研究は教育分野においても数少ない（Pi, Yang, Hu & Hong, 2022）。

ゼミに所属する大学生（以下、ゼミ生）の創造性を向上させる集団特性には様々なものがあると考えられるが、本研究ではチーム学習の成果の向上に寄与するとされる心理的安全性（Edmondson, 1999）と学校集団においてチームの課題達成をもたらす集団凝集性（小林・内田・土屋, 2016）を取り上げる。この理由は、高等教育において新たな価値を創造する人材を主体性と協働を軸に養成することの重要性が指摘されており（文部科学省, 2018）、両者の基盤となるのがそれぞれ心理的安全性と集団凝集性に相当すると考えるからである。心理的安全性とは気兼ねなく意見を述べることができ、自分らしくいられる文化（Edmondson, 2019）のことである。集団凝集性は集団メンバー間の絆の強さや集団の一体感（杉山・中村・西井, 2021）を意味する。自由な発想で作品を語り合える教育者の態度や学生との相互作用によって、大学生の創造性が賦活する可能性が示唆されており（池・池永, 2017）、学生が相互に関わり合うゼミにおいて、学生の共同体意識が全体的に高いほど学習効果が高いことを示した結果がある（伏木田・北村・山内, 2011）。これらのことから、ゼミの心理的安全性と集団凝集性がゼミ生の創

造性につながると想定される。

ただし、心理的安全性や集団凝集性などの集団特性と創造性の関係性については、一貫した結果が得られていない（Paulus & Kenworthy, 2018）。学校集団において、チーム全体で集団凝集性を高めることによりチームの課題に対する共通理解が促進され、チームの課題達成をもたらす結果が見い出されている（小林ほか, 2016）一方、創造的な問題解決を促す教育アプローチを講義と演習で適用された大学生がテーマ別プロジェクトで生み出したアウトプットを創造性の観点から評価した場合、チームの凝集性と創造性には相関が確認されていない（Chen & Chen, 2019）。この原因の1つに、統計分析上の問題があると考えられる。集団と個人の両方の変数を含む際、両者の分析レベルを考慮しなければならない（Woodman, Sawyer & Griffin, 1993）が、これまでは一般線形モデルに基づき集団特性と個人レベルの創造性の関連を検証し、集団ごとの差異を十分に捉えられていない研究がほとんどである。心理的安全性や集団凝集性のような集団の特徴を表す構成概念は、集団の中の1人ではなく、集団メンバーの多くがそのような心理状態を覚悟しているかを統計モデルに組み込んで初めて、正確な推定が実現できるといえる。そこで本研究では、個人と集団の影響関係を扱うことが可能な階層線形モデル（Hierarchical Linear Model：以下、HLM）を用いて解析を行う。

本研究の目的は、ゼミにおける心理的安全性と集団凝集性がゼミ生の創造性にどのような影響を与えるのかについて明らかにすることである。ゼミが大学教育の象徴的な存在として認識されていること（柴原, 2017）に鑑みると、ゼミは教育課程において社会で活躍できる人材を育成するための最終段階として位置しており、学生時代に培った主体的に働く能力、チームで働く能力は、卒業生のその後のキャリアにおける能力の発達に積極的に寄与する（Vaatstra & De Vries, 2007）。したがって、ゼミが将来の実社会に出るための教育の場と捉えるのであれば、ゼミ生の創造性を助長するゼミ集団形成のあり方を探究することは、大学から社会への橋渡しを効果的に行うための教育支援を検討する上で重要なテーマであると考えられる。

II. 方法

1. 分析モデルと仮説

本研究の分析モデルを図1のように設定し、仮説を構築した。具体的には、以下の式に基づき切片のみに変量効果を仮定したランダム切片モデルを用いて、HLMにより分析する。

<個人レベル>

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{年齢}_{ij} + \beta_{2j} \text{女性ダミー}_{ij} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

<集団レベル>

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{社会科学ダミー}_j + \gamma_{02} \text{人文科学ダミー}_j + \gamma_{03} \text{教育ダミー}_j + \gamma_{04} \text{工学ダミー}_j \\ + \gamma_{05} \text{心理的安全性}_j + \gamma_{06} \text{集団凝集性}_j + u_{0j} \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$$

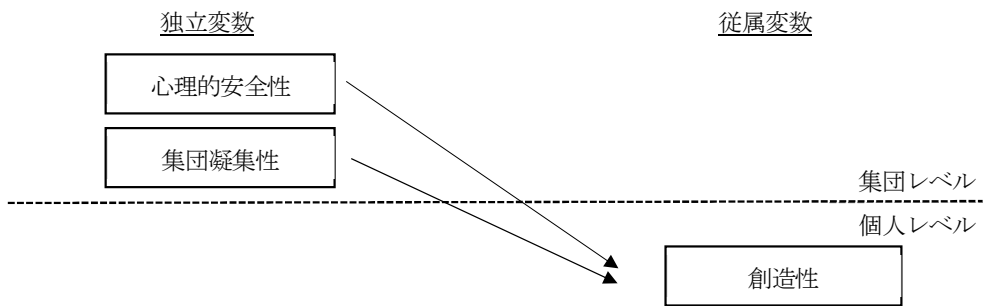


図1 本研究の分析モデル

仮説1：心理的安全性の高いゼミほど、ゼミ生の創造性は高い。

仮説2：集団凝集性の高いゼミほど、ゼミ生の創造性は高い。

2. 調査概要

全国20の国立大学・私立大学に所属する3年次学生を対象に、ゼミごとにGoogleフォームを設定し、WEB回答形式で質問紙調査を行った(2021年8月28日～9月6日, 10月16日～19日)。回収された230サンプル中、ゼミ内の学生の数が3人に満たないものを除外した結果、分析に用いたゼミ生数は197、ゼミ数は41となった。性別の内訳は男性79名、女性116名、回答しない2名となった。また、学部系統においては、文部科学省(2021b)の学部系統分類の大分類に基づいて所属学部をカテゴリー化したところ、社会科学141名、人文科学25名、教育15名、工学5名、その他11名であった。なお、倫理的配慮として質問紙には調査の趣旨と匿名性の保持について明記し、回答をもって調査への同意とみなした。

3. 調査項目

(1) 独立変数

第1の心理的安全性については、Edmondson(1999)をもとに7項目で測定した。具体的には、「あなたのゼミでは、ミスをしたらいつも批判される(逆転項目)」「あなたのゼミでは、メンバーが困難や難題を提起することができている」「あなたのゼミでは、他と違っていることを認めない風潮がある(逆転項目)」「あなたのゼミでは、安心してリスクを取ることができる」「あなたのゼミでは、ゼミメンバーに助けを求めにくいと感じることがある(逆転項目)」「あなた

のゼミでは、自分の努力を踏みにじるような行動を故意にする人がいる（逆転項目）」「あなたのゼミでは、ゼミでの活動において、自分ならではのスキルと能力が高く評価され、活用されていると感じている」から構成される。

第2の独立変数である集団凝集性の尺度については、杉山ほか（2021）の4つの因子のうち、「集団－社会」因子に基づき作成した。社会的側面に対する一体感を指す「集団－社会」因子は、本研究が対象としている社会的つながりと一致していることから、集団凝集性を測定する尺度として妥当であると判断したためである。さらに、「集団－社会」因子のうち、因子負荷量の高い3項目を抜粋し、「あなたのゼミでは、メンバー間の人間関係は良い」「あなたのゼミでは、ゼミ生の仲は親密である」「あなたのゼミでは、仲良く和気あいあいとしている」を測定尺度として用いた。

(2) 従属変数

従属変数であるゼミ生の創造性の尺度は、Zhou & George（2001）をもとに、13項目のうち、ゼミ活動の中での創造的な活動の測定に適切な項目を今回の質問紙調査の対象者には含まれない3年次学生6名に精査してもらい、3項目を選択した。具体的には、「私は、ゼミでの発表の質を向上させるための新しいやり方を模索している」「私は、新しいアイデアを実現するための計画やスケジューリングを行っている」「私は、ゼミメンバーと話し合う中で新しいアイデアを提案することがある」である。

なお、心理的安全性、集団凝集性、ゼミ生の創造性に対して、回答者には5件法によるリッカート尺度（1. そう思わない～5. そう思う）で評定してもらうことにした。

(3) 統制変数

従属変数であるゼミ生の創造性に外在的な影響を与えうると考えられる、個人レベルの統制変数として年齢、性別、集団レベルの統制変数として学部を投入した。個人属性を統制した上で心理的安全性と集団凝集性の影響を検討する目的で、量的変数である年齢については全体平均中心化を施した（Enders & Tofghi, 2007）。また、性別に対しては、男性、女性、回答しないの3つの選択式で回答を求めた。「回答しない」の人数が極端に少なく、男性ダミーと女性ダミーによる多重共線性が発生する可能性がある。そのため、データ数が多い女性ダミーのみを投入することとした。学部に関しては、前述の学部系統分類にしたがい、「その他」に分類される学部をレファレンスとし、社会科学、人文科学、教育、工学の4つの学部系統それぞれに対して、該当する場合を1、該当しない場合を0としたダミー変数を作成した。

Ⅲ. 結果

1. 因子分析と信頼性分析の結果

因子分析に先立ち、潜在変数に含まれる全ての観測変数について、天井効果および床効果を確認するため、全変数を投入した項目分析を行った（表1）。各項目の平均値（ M ）に $\pm 1SD$ （標

準偏差)を加えたところ、心理的安全性の3つの項目において取り得る値の最大値である5を超える天井効果が見られた。具体的には、「あなたのゼミでは、ミスをしたらいつも批判される(逆転項目)」、「あなたのゼミでは、他と違うことを認めない風潮がある(逆転項目)」、「あなたのゼミでは、自分の努力を踏みにじるような行動を故意にする人がある(逆転項目)」の3項目である。一方で、取り得る値の最小値である1を下回るものは存在しなかったことから、床効果は確認されなかった。そこで、以降の分析では、心理的安全性は天井効果が見られた3項目を除外した4項目を、その他は全質問項目を分析で用いることとした。

表1 項目分析の結果

変数名と項目	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i> +1 <i>SD</i>	<i>M</i> -1 <i>SD</i>
〈心理的安全性〉				
あなたのゼミでは、ミスをしたらいつも批判される。(R)	4.58	0.76	5.34	3.83
あなたのゼミでは、メンバーが困難や難題を提起することができている。	3.71	1.08	4.79	2.64
あなたのゼミでは、他と違うことを認めない風潮がある。(R)	4.39	0.84	5.23	3.56
あなたのゼミでは、安心してリスクを取ることができる。	3.39	1.08	4.47	2.31
あなたのゼミでは、ゼミメンバーに助けを求めにくいと感じることがある。(R)	3.89	1.08	4.97	2.81
あなたのゼミでは、自分の努力を踏みにじるような行動を故意にする人がある。(R)	4.81	0.55	5.37	4.26
あなたのゼミでは、ゼミでの活動において、自分ならではのスキルと能力が高く評価され、活用されていると感じている。	3.29	1.09	4.38	2.20
〈集団凝集性〉				
あなたのゼミでは、メンバー間の人間関係は良い。	4.08	0.89	4.96	3.19
あなたのゼミでは、ゼミ生の仲は親密である。	3.53	1.09	4.62	2.44
あなたのゼミでは、仲良く和気あいあいとしている。	3.81	1.05	4.86	2.76
〈創造性〉				
私は、ゼミでの発表の質を向上させるための新しいやり方を模索している。	3.13	1.17	4.30	1.97
私は、新しいアイデアを実現するための計画やスケジューリングを行っている。	2.74	1.28	4.01	1.46
私は、ゼミメンバーと話し合う中で新しいアイデアを提案することがある。	3.53	1.10	4.63	2.43

注) (R) は逆転項目を意味する。これらの項目の記述統計量は逆転処理した後のものである。

続いて、各変数の因子構造を確認するため、探索的因子分析を行った（最尤法、プロマックス回転）（表2）。

表2 探索的因子分析の結果

変数名と項目	因子 負荷量	共通性
〈心理的安全性〉 ($\alpha = .67, \omega = .68$)		
あなたのゼミでは、安心してリスクを取ることができる。	.68	.46
あなたのゼミでは、ゼミでの活動において、自分ならではのスキルと能力が高く評価され、活用されていると感じている。	.61	.37
あなたのゼミでは、メンバーが困難や難題を提起することができている。	.59	.35
あなたのゼミでは、ゼミメンバーに助けを求めにくいと感じることがある。(R)	.46	.21
固有値	2.03	
〈集団凝集性〉 ($\alpha = .85, \omega = .86$)		
あなたのゼミでは、仲良く和気あいあいとしている。	.88	.78
あなたのゼミでは、ゼミ生の仲は親密である。	.84	.71
あなたのゼミでは、メンバー間の人間関係は良い。	.70	.48
固有値	2.30	
〈創造性〉 ($\alpha = .74, \omega = .75$)		
私は、ゼミでの発表の質を向上させるための新しいやり方を模索している。	.90	.82
私は、新しいアイデアを実現するための計画やスケジューリングを行っている。	.61	.38
私は、ゼミメンバーと話し合う中で新しいアイデアを提案することがある。	.60	.36
固有値	1.98	

注) (R) は逆転項目を意味する。これらの項目の因子負荷量は得点を逆転処理した後のものである。

(1) 独立変数

第1の独立変数である「心理的安全性」の4項目について探索的因子分析を行った。因子数はカイザー基準およびスクリー基準に基づいて選択した(以下、同様)。その結果、予め想定した1因子に収束し($\alpha = .67, \omega = .68$), 4項目の平均値を算出して心理的安全性の尺度得点化を行った。

第2の独立変数である集団凝集性の3項目についても同様に探索的因子分析を行ったところ、想定どおり1因子構造を示した($\alpha = .85, \omega = .86$)。3項目の平均値により、集団凝集性を操作化した。

(2) 従属変数

ゼミ生の創造性を測定する3項目について探索的因子分析を行ったところ、想定どおり1因子に収束した($\alpha = .74, \omega = .75$)。3項目の平均値を用いた尺度得点をゼミ生の創造性の変数とした。

2. 構成概念の妥当性の検討

構成概念の妥当性について、Anderson & Gerbing (1988) にしたがって、収束的妥当性と弁別的妥当性の2つの観点から確認を行った。まず、上記の構成概念を全て投入した確証的因子分析を行ったところ、適合度指標の値は、 $\chi^2(32) = 80.21$ ($p < .001$)、 $\chi^2/df = 2.51$ 、CFI = .93、SRMR = .07、RMSEA = .09、GFI = .93、AGFI = .88であった。適合度指標の値はそれぞれ、CFI (Comparative Fit Index) は .90 以上であれば許容範囲で .95 以上であればより好ましく (Purnomo, 2017)、SRMR (Standardized Root Mean Residual) は .05 以下で十分な適合度、RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) は .08 以下がカットオフ値であり、.05 以下であれば当てはまりが良いとされている (Schermelleh-Engel, Moosbrugger & Müller, 2003; Purnomo, 2017)。また、GFI (Goodness-of-Fit Index)、AGFI (Adjusted GFI) においては .95 以上が望ましく、.90 以上であれば許容レベルのモデル適合とみなされる (e.g., Hair, Black, Babin & Anderson, 2010; Purnomo, 2017) が、Schermelleh-Engel et al. (2003) では AGFI については .85 以上を閾値としている。これらのことから、SRMR および RMSEA については、それぞれ基準値を満たさなかった。

収束的妥当性を確認するため、潜在変数から観測変数への影響指標である標準化推定値 (λ)、AVE (Average Variance Extracted: 平均分散抽出度) および CR (Composite Reliability: 合成信頼性) の3つの指標により評価した。心理的安全性の4つの項目のうち、「あなたのゼミでは、ゼミメンバーに助けを求めにくいと感じることがある (逆転項目)」のみ λ の値が 0.47、AVE は 0.35、CR は 0.68 となった。収束的妥当性は、 λ の値が 0.5 を上回り、かつ有意であること (Anderson & Gerbing, 1988)、AVE は 0.5 以上、CR は 0.6 以上 (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2010) であれば確保される。CR 以外は閾値を超えていないため、収束的妥当性に問題があるといえる。

弁別的妥当性に関しては、HTMT (Heterotrait-Monotrait) 相関比を算出して検討した。 K_i 個の観測変数を持つ構成概念 ξ_i 、 K_j 個の観測変数を持つ構成概念 ξ_j 、 r を相関係数とすると、HTMT 相関比は下記のように定式化される (Henseler, Ringle & Sarstedt, 2015)。

$$HTMT_{ij} = \frac{1}{K_i K_j} \sum_{g=1}^{K_i} \sum_{h=1}^{K_j} r_{ig,jh} \div \left(\frac{2}{K_i(K_i-1)} \cdot \sum_{g=1}^{K_i-1} \sum_{h=g+1}^{K_i} r_{ig,ih} \cdot \frac{2}{K_j(K_j-1)} \cdot \sum_{g=1}^{K_j-1} \sum_{h=g+1}^{K_j} r_{jg,jh} \right)^{\frac{1}{2}}$$

HTMT 相関比は、各構成概念に含まれる測定指標の相関平均の幾何平均に対する、異なる現象を測定する構成概念間の測定指標の相関平均の割合を意味する。従来、弁別的妥当性の検証には、交差負荷 (ある潜在変数と観測変数の関係が他の潜在変数に含まれる観測変数との関連より強い) のチェックや Fornell-Larcker 基準 (AVE の平方根の値が構成概念間の相関係数

を超えるか）（Fornell & Larcker, 1981）が適用されてきた。しかし、Henseler et al. (2015) はモンテカルロシミュレーション研究に基づき、交差負荷や Fornell-Larcker のアプローチでは弁別的妥当性の欠如をほとんど検出できないことを見出し、特異度と感度の観点から HTMT 相関比を弁別的妥当性の判別に用いることを推奨している。

表2の構成概念間の HTMT 相関比を算出したところ、心理的安全性と創造性は 0.57、集団凝集性と創造性は 0.25、心理的安全性と集団凝集性は 0.94 を示した。HTMT 相関比は 1 より小さい場合、構成概念間を弁別できており、0.85 未満 (HTMT₈₅) が最も厳格な基準で、0.90 未満 (HTMT₉₀) を許容範囲とみなされている (Henseler et al., 2015)。そのため、心理的安全性と集団凝集性の HTMT 相関比は HTMT₉₀ にも満たず、両概念は必ずしも弁別されていないと判断できる。弁別的妥当性に問題がある場合、Henseler et al. (2015) は同一構成概念を測定する他の項目との相関が低い項目を削除するガイダンスを提示している。心理的安全性の4項目のうち、標準化推定値が 0.5 を下回った「あなたのゼミでは、ゼミメンバーに助けを求めにくいと感じることがある（逆転項目）」は他の3項目との相関係数が低かったことから、この項目を除外して再度確認的因子分析を行った。

心理的安全性3項目、集団凝集性と創造性はそれぞれ3項目を投入したモデル（心理的安全性3項目モデル）の適合度指標の値はそれぞれ、 $\chi^2(24) = 53.66$ ($p < .001$), $\chi^2/df = 2.24$, CFI = .96, SRMR = .05, RMSEA = .08, GFI = .95, AGFI = .90 であった（表3）。表2の心理的安全性の4項目と集団凝集性、創造性の各3項目から構成されるモデル（心理的安全性4項目モデル）の解析結果と比較すると、全ての適合度指標において心理的安全性4項目モデルよりも心理的安全性3項目モデルの方がより好ましい数値を示しており、かつ心理的安全性3項目モデルは全ての適合度指標の基準値を満たしている。さらに、情報量規準である AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Bayesian Information Criterion) は、心理的安全性3項目モデルの方が小さい値となった。これらの結果より、心理的安全性3項目 ($\alpha = .66$, $\omega = .66$) の平均値を算出し、尺度得点化することが妥当であることが窺える。

表3 適合度指標

モデル	χ^2	df	χ^2/df	CFI	SRMR	RMSEA	GFI	AGFI	AIC	BIC
心理的安全性 3項目モデル	53.66	24	2.24	0.96	0.05	0.08	0.95	0.90	95.66	164.60
心理的安全性 4項目モデル	80.21	32	2.51	0.93	0.07	0.09	0.93	0.88	126.21	201.72

次に、再度、収束的妥当性を確認したところ（表4）、全ての項目において標準化推定値の値が 0.5 以上かつ有意であった。心理的安全性の AVE が基準値である 0.5 を下回っているが、AVE が 0.5 未満でも CR が 0.6 以上であれば構成概念の収束的妥当性が認められる (Fornell & Larcker, 1981) ことから、収束的妥当性が確保されているといえる。

表 4 構成概念の妥当性

潜在変数と観測変数	λ	AVE	CR
〈心理的安全性〉 ($\alpha = .66, \omega = .66$)		0.40	0.66
あなたのゼミでは、ゼミでの活動において、自分ならではのスキルと能力が高く評価され、活用されていると感じている。	.66***		
あなたのゼミでは、安心してリスクを取ることができる。	.62***		
あなたのゼミでは、メンバーが困難や難題を提起することができている。	.61***		
〈集団凝集性〉 ($\alpha = .85, \omega = .86$)		0.66	0.85
あなたのゼミでは、仲良く和気あいあいとしている。	.88***		
あなたのゼミでは、ゼミ生の仲は親密である。	.83***		
あなたのゼミでは、メンバー間の人間関係は良い。	.73***		
〈創造性〉 ($\alpha = .74, \omega = .75$)		0.51	0.75
私は、ゼミでの発表の質を向上させるための新しいやり方を模索している。	.84***		
私は、ゼミメンバーと話し合う中で新しいアイデアを提案することがある。	.65***		
私は、新しいアイデアを実現するための計画やスケジューリングを行っている。	.64***		

*** $\rho < .001$

また、表 5 に示したとおり、HTMT 相関比は 0.30 ~ 0.87 となり、0.90 より小さく HTMT_{.90} 基準を充足しており、弁別的妥当性が認められた。以上の結果より、表 4 の尺度構成をもとに以降の分析を実行する。

表 5 HTMT 相関比

	心理的安全性	集団凝集性	創造性
心理的安全性			
集団凝集性	.87		
創造性	.73	.30	

全変数の記述統計量および相関係数を示したものが表6である。

表6 分析で使した各変数の基本統計量と相関行列

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 年齢	20.60	0.68	1.00								
2. 女性	—	—	.02	1.00							
3. 社会科学	—	—	-.01	-.23 **	1.00						
4. 工学	—	—	-.14 *	-.19 **	-.26 ***	1.00					
5. 人文科学	—	—	.00	.20 **	-.61 ***	-.61	1.00				
6. 教育	—	—	.06	.12	-.46 ***	-.05	-.11	1.00			
7. 心理的安全性	3.46	0.84	.06	.07	-.12	.00	.00	.05	1.00		
8. 集団凝集性	3.81	0.89	.06	.03	-.22 **	.12	.04	.19 **	.65 ***	1.00	
9. 創造性	3.13	0.96	.05	-.03	.18 *	.01	-.10	-.27 ***	.51 ***	.24 ***	1.00

* $\rho < .05$, ** $\rho < .01$, *** $\rho < .001$

3. コモン・メソッド・バイアス

本研究では一時点において同一回答者に全質問項目に対して自己報告式で回答してもらう形式を採用しており、構成概念間の共変動は真の分散ではなく、共通の測定手法に起因する系統誤差であるコモン・メソッド・バイアス（Common Method Bias: 以下、CMB）によるものである可能性がある。それらのバイアス・リスクを軽減する目的で、手続き上と統計上の措置を講じた（Podsakoff, MacKenzie, Lee & Podsakoff, 2003; Podsakoff, MacKenzie & Podsakoff, 2012）。

手続き上では、以下の3つの対処策を適用した。第1に、収集されたデータは研究目的以外には利用されないこと、統計的な処理を施すことにより回答者の匿名性を担保する旨を質問票の冒頭に明記し、意図的な回答の誤りや虚偽を抑制するようにした。第2に、独立変数と従属変数を測定する項目の配置をできる限り分離し、今回のモデルの検証に直接的には関連しない尺度（個人の多様性や意見の相違）を含め、独立変数と従属変数の関連を想起させない工夫を行った。第3に、質問項目の文言に構文上の問題がないか、項目の意味内容を理解できるかという観点から、今回の調査対象者には含まれない6名の3年次学生にワーディングを求め、質問文の長さを極力短くし、曖昧さを排除することを試みた。

統計上の事後的措置として、以下の3種類の技法に基づいてCMBのリスクを検討することにした。

第1に、ハーマンの単一因子検定（Harman's single-factor test）（Podsakoff, et al., 2003; Podsakoff, et al., 2012）である。全観測変数を投入した探索的因子分析（最尤法、回転なし）をした結果、固有値1以上の因子が2つ抽出され、単一の支配的因子が存在しないことが確認さ

れた。また、固有値が最大の第1因子は累積分散(54.42%)のうち、38.10%を説明し、CMB判断基準の50%(Podsakoff, et al., 2003)を下回った。

なお、ハーマンの単一因子検定において、探索的因子分析に加え、確証的因子分析による単一因子モデルと多因子モデルの比較が推奨されている(Craighead, Ketchen, Dunn & Hult, 2011)。単一因子モデル適合度は $\chi^2(27) = 215.34$ ($p < .001$)、 $\chi^2/df = 7.98$ 、CFI = .72、SRMR = .13、RMSEA = .19、GFI = .77、AGFI = .61で悪く、心理的安全性、集団凝集性、創造性の3つの潜在変数からなる3因子モデル(表3の心理的安全性3項目モデル)の方が全指標において良好な適合を示した。また、両モデルの χ^2 差の検定結果は、 $\Delta\chi^2 = 161.68$ 、 $\Delta df = 3$ で有意($p < .001$)であった。 χ^2 差の値が有意であれば、パラメータが多く自由度が小さい「大きい」(larger)モデルの方が、パラメータが少なく自由度が大きい「小さい」(smaller)モデルよりもデータによく適合していると解釈できる(Werner & Schermelleh-Engel, 2010)。3因子モデルのパラメータ数は21、自由度は24、単一因子モデルのパラメータ数は18、自由度は27であるため、単一因子モデルが3因子モデルに比べて有意に望ましくないことを表している。加えて、3因子モデルと1因子モデルの適合度指標の変化は、 $\Delta CFI = .24$ 、 $\Delta SRMR = .08$ 、 $\Delta RMSEA = .11$ であった。サンプル・サイズが小さい場合($N \leq 300$)、CFIで.005以上、SRMRで.025以上、またはRMSEAで.010以上の変化が確かめられれば両モデルは不変ではないとみなされる(Chen, 2007)。以上の結果から、単一因子を想定することは妥当ではないと考えられる。

第2に、共通潜在因子(Common Latent Factor:以下、CLF)法(Podsakoff, et al., 2003)あるいはULMC法(Unmeasured Latent Method Construct Technique)(Richardson, Simmering & Sturman, 2009)と呼ばれる手法である。CLF法やULMC法には複数の解析手順が存在するが、ここでは以下の2種類を取り上げる。1つ目は、Lowry, Gaskin, Twyman, Hammer & Roberts (2013) および Eichhorn (2014) に即した手順である。次のような2つのモデルを構築し、両者の適合性が評価される。表4の3つの潜在変数で構成されるモデル(Model 1)とModel 1に単一の測定されていないCLFを加えたモデル(Model 2)を構築する。Model 2においては、CLFから全ての観測変数にパスが引かれ、小さなモデルを識別できるようにするために因子負荷量に等置制約がかけられる。その際、CLFの分散を1に固定し、CLFとModel 1に含まれる潜在変数との共変関係は設定されない。もし、このようなCLFが存在すれば、この因子を含まないモデル(Model 1)と比較して、CLFを含むモデル(Model 2)はより適合度が高くなるはずである。

まず、CLFの非標準化負荷量の2乗値は0.20(等置制約がかけられているため、全観測変数に対して同じ値になる)であった。この値はモデル中の全ての観測変数に共通する分散の割合であり、共通手法によるバイアスの程度を表す。今回の結果は、全分散の20%が共通手法バイアスに起因する可能性があることを示している。共通分散は閾値50%(Eichhorn, 2014)より小さく、共通手法バイアスの懸念が少ないことが示唆される。

表7 3 因子モデルと CLF を含むモデルの適合度指標

適合度指標	Model 1 (3 因子)	Model 2 (3 因子 +CLF)	差分 (Δ) (Model 2- Model 1)
χ^2	53.657	51.537	2.12
df	24	23	1
χ^2/df	2.236	2.241	
CFI	0.956	0.958	0.002
SRMR	0.053	0.054	0.001
RMSEA	0.079	0.079	0.000
GFI	0.947	0.949	
AGFI	0.901	0.901	
AIC	95.657	95.537	
BIC	164.604	167.767	

次に、表7を見ると、CLFの効果をコントロールしたModel 2の適合度はわずかにしか改善されていない。また、Model 1とModel 2の χ^2 差の検定を行ったところ $\Delta\chi^2 = 2.12$ 、 $\Delta df = 1$ で非有意 ($p = .15$) となった。 $\Delta\chi^2$ が有意でない場合、複雑なモデルも儉約なモデルも統計的に等しく適合するため、「より小さい」モデル（儉約なモデル）を受け入れることが可能となる（Werner & Schermelleh-Engel, 2010）。すなわち、Model 1の妥当性が確認されたと判断できる。さらに、両モデルの適合度指標の差は、 ΔCFI が0.002、 $\Delta SRMR$ が0.001、 $\Delta RMSEA$ が0.000であった。各指標の差分は、上述したChen（2007）が提示するカットオフ基準を下回っていることから、両モデルの不変性が示されている。すなわち、CLFを使用するか否かによって結果には実質的な差はなく、CLFを考慮に入れる積極的意義はないといえる。

追加的に、Model 1とModel 2の潜在変数から観測変数への影響を表す標準化推定値を比較した（表8）。CLFを統制した後（Model 2）も全ての因子負荷量は有意であり、係数の重みの差は0.061～0.195の範囲にあった。CLFを投入したモデルにおいて仮説モデルのパス係数の標準化解が有意なまま、あるいは仮説モデルの因子負荷量の値との差が0.20を下回っている場合、CMBが大きな問題でないことが指摘されている（Battistelli, Galletta, Portoghese, Pohl & Odoardi, 2013; Archimi, Reynaud, Yasin & Bhatti, 2018）。したがって、以降の分析でCMBによる過大推定が生じる可能性は低いと考えられる。

2つ目に、Richardson, et al. (2009)に従った手順である。表9に示すように、「trait-only model」(M1)、「method-only model」(M2)、「trait/method model」(M3)、「trait/method-R model」(M4)の4つの構造モデルについて比較が行われる。trait-only modelは、仮説モデル（表4・表7・表8の3因子モデル）である。method-only modelは、1つの未測定の方法因

表 8 3 因子モデルと CLF を含むモデルの標準化推定値

測定項目	Model 1 (3 因子)	Model 2 (3 因子 +CLF)	変化 (Δ) (Model 2- Model 1)
〈心理的安全性〉			
あなたのゼミでは、ゼミでの活動において、自分ならではのスキルと能力が高く評価され、活用されていると感じている。	.664***	.497***	.167
あなたのゼミでは、安心してリスクを取ることができる。	.616***	.435***	.181
あなたのゼミでは、メンバーが困難や難題を提起することができている。	.608***	.437***	.171
〈集団凝集性〉			
あなたのゼミでは、仲良く和気あいあいとしている。	.875***	.778***	.097
あなたのゼミでは、ゼミ生の仲は親密である。	.828***	.711***	.117
あなたのゼミでは、メンバー間の人間関係は良い。	.726***	.531***	.195
〈創造性〉			
私は、ゼミでの発表の質を向上させるための新しいやり方を模索している。	.838***	.777***	.061
私は、ゼミメンバーと話し合う中で新しいアイデアを提案することがある。	.647***	.504***	.143
私は、新しいアイデアを実現するための計画やスケジューリングを行っている。	.639***	.557***	.082

*** $p < .001$

表 9 4 モデルの適合度と比較

	CFI	SRMR	RMSEA	GFI	AGFI	AIC	BIC	χ^2	df	p	モデル比較	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
M1 trait-only model	0.96	0.05	0.08	0.95	0.90	95.66	164.60	53.66	24	0.00	—	—	—	—
M2 method-only model	0.72	0.13	0.19	0.77	0.61	251.34	310.44	215.34	27	0.00	M1	161.69	3	0.00
M3 trait/method model	0.97	0.03	0.08	0.97	0.90	93.39	191.89	33.39	15	0.00	M1	20.27	9	0.02
M4 trait/method-R model	0.97	0.03	0.08	0.96	0.90	91.98	183.91	35.98	17	0.01	M3	2.59	2	0.27

子 (ULMC) から全ての観測変数へのパスのみを推定するモデルである。trait/method model には、M1 に潜在方法因子から全観測変数へのパスが追加される。trait/method-R model は、潜在変数間の相関が M1 で得られた値に制約される以外は M3 と同じである。

表 9 に示すように、method-only model (M2) は、trait-only model (M1) に比べ有意にモデルの適合度が悪く ($\Delta\chi^2(3) = 161.69, p < .001$)、観察された分散は潜在方法因子のみによるものではないことを表している。ただし、trait/method model (M3) は、trait-only model (M1) よりも有意に改善された ($\Delta\chi^2(9) = 161.69, p < .05$) ため、仮説モデルの分散の他に潜在方法因子による分散がデータ中にいくらか存在することに留意する必要がある。しかし、trait/method-R model (M4) のモデル適合は trait/method model (M3) と比較して有意に悪くなく ($\Delta\chi^2(2) = 2.59, p = .27$)、因子間相関を有意に偏らせることはない結論づけられる。

第3に、完全共線性検定（Full Collinearity Test）（Kock & Lynn, 2012; Kock, 2015）である。通常、共線性は重回帰モデルで起こる予測変数と予測変数の縦方向の現象を指すが、縦方向の共線性と予測変数と基準変数の横方向の共線性の両方を評価可能にする統計的手法が完全共線性検定である。完全共線性検定は、縦方向の共線性だけを考慮する伝統的な共線性検定を凌駕するとされている（Kock, 2023）。Kock（2015）は確証的因子分析を用いた手法はCMBの識別に有効ではないとし、代替案として完全共線性検定を提示している。具体的には、心理的安全性、集団凝集性、創造性を予測変数とし、それらが0以上1未満の乱数を発生させて生成したランダムな値を取る基準変数に影響するモデルを部分最小二乗構造方程式モデリング（Partial Least Squares Structural Equation Modeling）を適用して推定を行い、完全共線性分散拡大係数（Full Collinearity Variance Inflation Factors：以下、Full Collinearity VIFs）（Kock & Lynn, 2012）を算出する。推定の結果、Full Collinearity VIFsはそれぞれ心理的安全性が1.92、集団凝集性が1.62、創造性が1.25を示した。Full Collinearity VIFs > 3.3の場合に、病的な（pathological）CMBの兆候とみなされている（Kock, 2015）。心理的安全性、集団凝集性、創造性のFull Collinearity VIFsは全て3.3以下であるため、CMBは大きな問題とはならないことが示唆される。

伝統的に多くの研究で使用されてきたハーマンの単一因子検定がCMB検出に十分な感度を有さない場合があることが指摘されている（Fuller, Simmering, Atinc, Atinc & Babin, 2016）。本研究では、ハーマンの単一因子検定の他に、CLF法・ULMC法、完全共線性検定を併用し、複数の指標に基づいてCMBの評価を行った。総合的に見て、本調査の結果はCMBによる深刻な影響を受けていないと結論づけられる。

4. 集団レベルの変数の検討

心理的安全性、集団凝集性について集団レベルの変数として扱うことの妥当性を検討するため、級内相関係数（Intra-class Correlation Coefficient: 以下、ICC(1)）および集団平均の信頼性（ICC(2)）、デザインエフェクト（Design Effect: 以下、DE）を算出した。ICC(1)は集団内類似性を評価するための指標（清水, 2014）であり、以下の式で表される（Bartko, 1976）。

$$ICC(1) = (MSB - MSW) / (MSB + (n-1)MSW)$$

MSBは群間の平均平方、MSWは群内の平均平方、そしてnは集団内の人数である。すなわち、MSBが集団間分散を、MSWは集団内分散を示している。ICC(1)の推定値の範囲は-1から1を取り、中央値は約0.12であることから、0.12以上であれば級内相関が確認できる（James, 1982）。ここで、MSBには個人レベルの変動も含まれていることから、純粋な集団レベルの分散を τ_{00} 、純粋な個人レベルの分散を σ^2 とすると、

$$ICC(1) = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2)$$

と表すことができる(清水, 2014)。つまり, ICC(1) は全体分散に占める集団レベルの分散の割合を表しており, 値が大きいほど集団間の差異が大きいことを意味している。また, ICC(2) は, 以下の式で算出される(Bartko, 1976)。

$$ICC(2) = (MSB - MSW) / MSB$$

上記の数式から読み取れるように, 集団間分散を指すMSBが小さいほど一貫性は高い。ICC(2) は真の集団がもつ情報を示しており, ICC(2) \geq 0.7であれば許容できるとされている(e.g., Klein, Bliese, Kozolowski, Dansereau, Gavin, Griffin, Hofmann, James, Yammarino & Bligh, 2000)。

最後に, DEの値は,

$$DE = 1 + (n-1) ICC(1)$$

によって算出され, DE \geq 2の場合, データに階層性があると判断できる(清水, 2014)。

これら3つの指標による検討の結果, 心理的安全性はICC(1) = .36かつ有意, ICC(2) = .73, DE = 2.35より全てにおいて基準を満たしていることを確認できた。集団凝集性はICC(1) = .33かつ有意, ICC(2) = .70, DE = 2.22であり, 3つの指標全てにおいて基準をクリアしていた。以上より, 心理的安全性と集団凝集性の双方とも全ての基準を充足しているため, 集団内類似性が確認される。したがって, 両変数ともにゼミごとに平均値を算出し, 集団レベルの変数として集約することにした。

5. 推定の結果

図1の分析モデルに基づき, ゼミ生の創造性を従属変数とした分析を行った(表10)。なお, 推定にあたっては, 集団レベルの変数(心理的安全性と集団凝集性)に対して, 全体平均中心化の処理を加えた。

まず, 従属変数のみを投入した, nullモデルを検討した。nullモデルにおける回帰式は以下のとおりである。 β_{0j} は切片, r_{ij} はゼミ生の創造性の集団内変動を意味する。また, γ_{00} は切片の全体平均(固定効果)であり, u_{0j} はゼミ生の創造性の集団間変動を表している。

<レベル1>

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

<レベル2>

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$$

表 10 ゼミ生の創造性を従属変数とした HLM による推定結果

	ゼミ生の創造性		
	null Model	Model 1	Model 2
固定効果	<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B</i>
個人レベル			
切片	3.05 ***	3.09 ***	2.94 ***
年齢		.03	.03
女性ダミー		-.07	-.02
集団レベル			
社会科学ダミー			.35 **
人文科学ダミー			-.01
教育ダミー			-.73 ***
工学ダミー			.37 *
心理的安全性			.90 ***
集団凝集性			-.14
変量効果			
切片			
個人内分散 (σ^2)	.69	.69	.64
集団間分散 (τ_{00})	.23 ***	.23 ***	.00
逸脱度	524.01	523.63	469.51
AIC	530.01	533.64	491.51
BIC	539.86	550.05	527.63
R^2_{within}		.00	
$R^2_{between-intercept}$			1.00

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

注) *B* は非標準化係数である。

null model では、 y_{ij} の全分散を個人内分散と集団間分散に分割することで、 y_{ij} の全分散に占める集団間分散の割合を ICC(1) によって評価することができる。検証した結果、ICC(1) は 0.25 となり、切片の集団間分散は 0.1% 水準で有意であった。ICC(1) が基準値である 0.12 を超え、かつ有意であることから、ゼミ生の創造性にはゼミごとにばらつきがあるといえる。このことから、HLM に基づく分析を行うことは妥当であるといえる。

次に、個人レベルの統制変数（年齢、女性ダミー）のみを独立変数として投入した Model 1 を検討した。Model 1 の回帰式は、 β_{1j} 、 β_{2j} をそれぞれの統制変数に対する回帰係数として次のように表される。

<レベル 1 >

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{年齢}_{ij} + \beta_{2j} \text{女性ダミー}_{ij} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

<レベル 2 >

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$$

個人レベルの統制変数のみを投入した Model 1 の結果を見ると、切片の変量効果の分散は 0.1%水準で有意であった。これは、ゼミ生の創造性の集団間分散が個人レベルの統制変数以外の要因によって説明される分散が残っていることを意味する。また、個人レベルの独立変数による分散説明率 (R^2_{within}) は .00 であり、従属変数の個人内分散を個人レベルの統制変数ではほとんど説明できていないことが明らかとなった。Model 1 の結果より、個人属性を統制した上でも、ゼミ生の創造性における分散成分が統計的に有意であることが確認された。よって、Model 2 では集団レベルの変数を投入し、それらが残されたゼミ生の創造性の集団間分散を説明するのに妥当かを検証する。

Model 2 では、個人レベルの統制変数に加えて集団レベルの統制変数 (学部系統)、集団レベルの変数である心理的安全性と集団凝集性を投入した。Model 2 における回帰式は以下のとおりである。 β_{1j} 、 β_{2j} はそれぞれの統制変数に対する回帰係数を意味し、 $\gamma_{01} \sim \gamma_{06}$ はそれぞれ、集団レベルの統制変数である学部、心理的安全性、集団凝集性における回帰係数である。

<レベル 1 >

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{年齢}_{ij} + \beta_{2j} \text{女性ダミー}_{ij} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

<レベル 2 >

$$\begin{aligned} \beta_{0j} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{社会科学ダミー}_j + \gamma_{02} \text{人文科学ダミー}_j + \gamma_{03} \text{教育ダミー}_j + \gamma_{04} \text{工学ダミー}_j \\ & + \gamma_{05} \text{心理的安全性}_j + \gamma_{06} \text{集団凝集性}_j + u_{0j} \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \end{aligned}$$

Model 2 を検討したところ、切片の変量効果の分散は統計的に非有意となった。また、集団レベルの独立変数による分散説明率 ($R^2_{between-intercept}$) は 1.00 であり、残された集団間分散は全く見られず、ゼミごとの創造性の集団差の大部分が集団レベルの変数を投入することによって説明されていることが確認できた。固定効果の係数を見ると、ゼミ生の創造性と心理的安全性は正の有意な関連を持っていた ($B = .90, p < .001$) のに対し、集団凝集性は非有意 ($B = -.14, p = .19$) であった。

さらに、情報量規準の値 (AIC, BIC) (表 10) および尤度比検定の結果 (表 11) より、AIC,

表 11 尤度比検定の結果

Model	パラメータ数	逸脱度	パラメータ数の差 (<i>df</i>)	逸脱度の差	<i>p</i> 値
null Model	3	524.01			
Model 1	5	523.64	2	0.37	.83
Model 2	11	469.51	6	54.13	$p < .001$

BIC が最も低く、逸脱度が最小かつ有意である Model 2 の適合度が最も良好だといえる。Model 2 では、統制変数および集団レベルの変数として心理的安全性と集団凝集性を投入したが、心理的安全性のみ、ゼミ生の創造性に有意な影響を与えることが確認された。したがって、仮説 1 は支持され、仮説 2 は支持されなかった。

IV. 考察

本稿では、ゼミを対象に大学生の創造性を促進させる集団特性として、心理的安全性と集団凝集性に着目して HLM によって定量的に検証してきた。以下では、発見事実を整理しながら、本研究から得られる示唆について論じることとする。

第 1 に、心理的安全性の高いゼミほど、ゼミ生の創造性は有意に高かったことである。従来、大学生の創造性を向上させるために、創造的問題解決力を育成する教材活用といった学生個人に目を向けた教育実践が展開されることが多かった。一方、本研究では、大学生の創造性促進には気兼ねなく意見を率直に述べられるゼミという集団環境の整備が不可欠であることが明らかとなった。特に、個人属性をコントロールしても心理的安全性はゼミ生の創造性に有意に関連していたことから、創造性の高い大学生を養成するためには大学教員は学生個々人に対する教育支援に注力するだけでなく、心理的安全性の高いゼミ形成という集団へのアプローチも有用であることが示唆される。

第 2 に、ゼミの集団凝集性は、ゼミ生の創造性とは有意な関連が認められなかったことである。親密度が高い集団ほど一人当たりの責任感が失われ、組織の緊張感が保たれないことが推測できる。集団凝集性の高いゼミでは、コミュニケーションは活発に取られているかもしれないが、創造性の促進に繋がるような議論や協働による新たなアイデアの提案が行われにくい可能性もある。ただし、ゼミの集団凝集性はゼミ生の創造性と有意な関連を持たないとの今回の結果は、ゼミの集団凝集性を高めることに必ずしも意味がないということを示しているわけではない。新入生の交流を深め、学生同士の親密な関係づくりを促す学習共同体に基づく教育プログラムは、大学入学移行期の能力を向上させることが指摘されている (Hoffman, Richmond, Morrow & Salomone, 2002)。このことから、初年次教育においては学生の仲間意識に配慮し、集団凝集性を助長する取り組みは効果を発揮すると考えられる。しかし、専門教育を基礎としてゼミ生自らが課題を設定し、自律的に創造的な問題解決を目指すゼミではそれだけでは不十

分で、メンバー同士が正直かつ率直に意見を出し合うことのできる心理的に安全な集団環境を整える教育サポートが不可欠であることが示唆される。特に、本研究の分析にあたってはHLMを適用しており、従来の集団間分散が十分に考慮に入れられていない解析手法に基づいて得られた結果をもとに判断する場合と比較して、そうした解釈には一定の妥当性があるといえる。

最後に、本研究の限界と今後の課題として以下の3点が挙げられる。第1に、本研究は横断的な研究であるため、厳密な因果関係を推測することはできていない点である。独立変数である心理的安全性や集団凝集性と従属変数である創造性を異なる時点で測定することで因果推論に迫ることができるであろう。第2に、心理的安全性の先行要因が解明されていないことである。ゼミ生の創造性に寄与する効果的な教育実践に繋げていくには、次のステップとしてゼミの心理的安全性を促進する具体的なアプローチを検討することが課題である。第3に、創造性に関する測定尺度について、回答者本人の主観的な創造性の認知に留まっている点である。実際に生み出されたアイデアが創造的であるかを客観的に評価する尺度を設定し、今回の検証結果の妥当性を高める必要がある。

【謝辞】

本研究はJSPS 科研費 21K01675 の助成を受けたものです。

参考文献

- Albert, R. S., & Runco, M. A. (1999) "A history of research on creativity," In R. J. Sternberg, (Ed.), *Handbook of creativity*, New York: Cambridge University Press, pp.16-31.
- Anderson J. C., & Gerbing, D. W. (1988) "Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach," *Psychological Bulletin*, 103(3), pp.411-423.
- Archimi, C. S., Reynaud, E., Yasin, H. M., & Bhatti, Z. A. (2018) "How perceived corporate social responsibility affects employee cynicism: The mediating role of organizational trust," *Journal of Business Ethics*, 151(4), pp.907-921.
- Bartko, J. J. (1976) "On various intraclass correlation reliability coefficients," *Psychological Bulletin*, 83(5), pp.762-765.
- Battistelli, A., Galletta, M., Portoghese, I., Pohl, S., & Odoardi, C. (2013) "Promoting organizational citizenship behaviors: The mediating role of intrinsic work motivation," *Le Travail Humain: A Bilingual and Multi-Disciplinary Journal in Human Factors*, 76(3), pp.205-226.
- Chen, F. F. (2007) "Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance," *Structural Equation Modeling*, 14(3), pp.464-504.
- Chen, H. L., & Chen, Y. J. (2019) "Influence of a creative problem-solving approach on college students' creativity and its relation with team cohesion," *Journal of Research in Education Sciences*, 64(3), pp.169-201.

- Craighead, C. W., Ketchen, D. J., Dunn, K. S., & Hult, G. T. M. (2011) "Addressing common method variance: Guidelines for survey research on information technology, operations, and supply chain management," *IEEE Transactions on Engineering Management*, 58(3), pp.578-588.
- Csikszentmihalyi, M. (1996) *Creativity: Flow and the psychology of discovery and invention*, HarperCollins Publishers. (須藤祐二・石村都夫訳『クリエイティヴィティーフロー体験と創造性の心理学—』世界思想社, 2016年).
- Edmondson, A. (1999) "Psychological safety and learning behavior in work teams," *Administrative Science Quarterly*, 44(2), pp.350-383.
- Edmondson, A. C. (2019) *The fearless organization creating psychological safety in the workplace for learning innovation, and growth*, Hoboken: New Jersey, Wiley. (野津智子訳『恐れのない組織—「心理的安全性」が学習・イノベーション・成長をもたらす—』英治出版, 2021年).
- Eichhorn, B. R. (2014) *Common method variance techniques*, SAS Institute Inc., Department of Operations and Supply Chain Management, Cleveland State University, Cleveland, OH (URL : <https://www.lexjansen.com/mwsug/2014/AA/MWSUG-2014-AA11.pdf>, 2023年11月7日閲覧).
- Enders, C. K., & Tofighi, D. (2007) "Centering predictor variables in cross-sectional multilevel models: A new look at an old issue," *Psychological methods*, 12(2), pp.121-138.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981) "Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error," *Journal of Marketing Research*, 18(1), pp.39-50.
- Fuller, C. M., Simmering, M. J., Atinc, G., Atinc, Y., & Babin, B. J. (2016) "Common methods variance detection in business research," *Journal of Business Research*, 69(8), pp.3192-3198.
- Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010) *Multivariate Data Analysis*, 7th ed., Upper Saddle River N. J.: Pearson Prentice Hall.
- Hennessey, B. A. (2019) "Motivation and creativity," In J. C. Kaufman & R. J. Sternberg (Eds.), *The Cambridge handbook of creativity*, 2nd ed., Cambridge: Cambridge University Press, pp.374-395.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015) "A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling," *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), pp.115-135.
- Hoffman, M., Richmond, J., Morrow, J., & Salomone, K. (2002) "Investigating 'sense of belonging' in first-year college students," *Journal of College Student Retention: Research, Theory and Practice*, 4(3), pp.227-256.
- James, L. R. (1982) "Aggregation bias in estimates of perceptual agreement," *Journal of Applied Psychology*, 67(2), pp.219-229.
- Klein, K. J., Bliese, P. D., Kozolowski, S. W. J., Dansereau, F., Gavin, M. B., Griffin, M. A., Hofmann, D. A., James, L. R., Yammarino, F. J., & Bligh, M. C. (2000) "Multilevel analytical techniques: Commonalities, differences, and continuing questions," In K. J. Klein & S. W. J. Kozlowski (Eds.), *Multilevel theory, research, and methods in organizations: Foundations, extensions, and new directions*, San Francisco: Jossey-Bass, pp.512-553.

- Kock, N. (2015) "Common method bias in PLS-SEM: A full collinearity assessment approach," *International Journal of e-Collaboration*, 11(4), pp.1-10.
- Kock, N. (2023) *WarpPLS user manual: Version 8.0*, ScriptWarp Systems (URL : https://scriptwarp.com/warppls/UserManual_v_8_0.pdf, 2023年11月7日閲覧) .
- Kock, N., & Lynn, G. S. (2012) "Lateral collinearity and misleading results in variance-based SEM: An illustration and recommendations," *Journal of the Association for Information Systems*, 13(7), pp.546-580.
- Lowry, P. B., Gaskin, J. E., Twyman, N. W., Hammer, B., & Roberts, T. L. (2013) "Taking 'fun and games' seriously: Proposing the hedonic-motivation system adoption model (HMSAM)," *Journal of the Association for Information Systems*, 14(11), pp.617-671.
- Paulus, P. B., & Kenworthy, J. B. (2018) "Overview of team creativity and innovation," In R. Reiter-Palmon (Ed.), *Team creativity and innovation*, New York: Oxford University Press, pp.11-38.
- Pi, Z., Yang, J., Hu, W., & Hong, J. (2022) "The relation between openness and creativity is moderated by attention to peers' ideas in electronic brainstorming," *Interactive Learning Environments*, 30(2), pp.344-352.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003) "Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies," *Journal of Applied Psychology*, 88(5), pp.879-903.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., & Podsakoff, N. P. (2012) "Sources of method bias in social science research and recommendations on how to control it," *Annual Review of Psychology*, 63 pp.539-569.
- Purnomo, Y. W. (2017) "A scale for measuring teachers' mathematics-related beliefs: A validity and reliability study." *International Journal of Instruction*, 10(2), pp.23-38.
- Richardson, H. A., Simmering, M. J., & Sturman, M. C. (2009) "A tale of three perspectives: Examining post hoc statistical techniques for detection and correction of common method variance," *Organizational Research Methods*, 12(4), pp.762-800.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003) "Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures." *Methods of Psychological Research*, 8(2), pp.23-74.
- Vaatstra, R., & De Vries, R. (2007) "The effect of the learning environment on competences and training for the workplace according to graduates," *Higher Education*, 53(3), pp.335-357.
- Werner, C., & Schermelleh-Engel, K. (2010) *Deciding between competing models: Chi-square difference tests*, Goethe University (URL : http://www.psychologie.uzh.ch/dam/jcr:fffff-b371-2797-0000-00000fda8f29/chisquare_diff_en.pdf, 2023年11月7日閲覧) .
- Woodman, R. W., Sawyer, J. E., & Griffin, R. W. (1993) "Toward a theory of organizational creativity," *Academy of Management Review*, 18(2), pp.293-321.
- Zhou, J., & George, J. M. (2001) "When job dissatisfaction leads to creativity: Encouraging the expression of voice," *Academy of Management Journal*, 44(4), pp.682-696.

- 池志保・池永真義（2017）「大学生の創造性を発揮させる教育とは—対話型鑑賞事例のCFBS分析—」『福岡県立大学心理臨床研究』9, 75-85 頁.
- 小林未季代・内田遼介・土屋裕陸（2016）「スポーツ集団の心理状態を評価する枠組みの提案—集合的効力感と集団凝集性による2次元アプローチ—」『体育学研究』61(1), 245-255 頁.
- 柴原宜幸（2017）「大学教育における文科系専門ゼミナールに関する一考察—専門教育とキャリア教育との接点—」『開智国際大学紀要』16, 163-178 頁.
- 清水裕士（2014）『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版.
- 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 頁.
- 杉山卓也・中村武彦・西井良（2021）「スポーツにおける集団凝集性尺度の作成」『体育学研究』66, 327-342 頁.
- 伏木田稚子・北村智・山内祐平（2011）「学部3, 4年生を対象としたゼミナールにおける学習者要因・学習環境・学習成果の関係（〈特集〉新時代の学習評価）」『日本教育工学会論文誌』35(3), 157-168 頁.
- 伏木田稚子・北村智・山内祐平（2014）「学部ゼミナールの授業構成が学生の汎用的技能の成長実感に与える影響」『日本教育工学会論文誌』37(4), 419-433 頁.
- 文部科学省（2012）「新たな未来を築くための大学教育の質的転換に向けて—生涯学び続け, 主体的に考える力を育成する大学へ—」中央教育審議会答申（URL: https://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2012/10/04/1325048_1.pdf, 2023年11月7日閲覧）.
- 文部科学省（2018）「教育振興基本計画」（URL: https://www.mext.go.jp/content/1406127_002.pdf, 2023年11月7日閲覧）.
- 文部科学省（2021a）「令和元年度の大学における教育内容等の改革状況について（概要）」（URL: https://www.mext.go.jp/content/20211104-mxt_daigakuc03-000018152_1.pdf, 2023年11月7日閲覧）.
- 文部科学省（2021b）「令和3年度学校基本調査学科系統分類表」（URL: https://www.mext.go.jp/content/20200330-mxt_chousa01-001412325_4.pdf, 2023年11月7日閲覧）.

Influence of Psychological Safety and Group Cohesiveness on Creativity in University Seminars: A Hierarchical Linear Modeling Approach

Naoyuki ZUSHI · Haruka DOUNISHI

Abstract

The purpose of this study is to examine how the creativity of seminar students is affected by psychological safety and group cohesiveness in university seminars. Although there is considerable research that attributed the source of creativity to individual traits and psychological factor, there is evidence that some group-specific traits are the main determinants of creativity rather than individual factors. In this study, a sample of 197 students and 41 seminars obtained from a questionnaire survey administered to a total of 230 third-year students belonging to 20 national and private universities in Japan is included in the analysis. The following two findings were revealed through the results using a hierarchical linear model: First, the creativity of seminar students was higher in seminars where the level of psychological safety was higher. Second, there was no statistically significant relationship between group cohesiveness of the seminar and the creativity of the seminar students. These findings suggest that, in seminars conducted in a professional education context, just increasing cohesiveness is insufficient and it is essential to provide educational support to create a psychologically safe group environment where seminar members can honestly and frankly exchange opinions. This supports seminar students to formulate their own ideas and solve problems creatively and autonomously.