

授業中に質問する人に対する大学生の印象： 自分の印象と他の学生に予測する印象の差異

村 瀬 俊 樹*

College students' impressions about the students asking questions: Differences between their own impressions and the impressions they infer for other students

Toshiki MURASE

要 旨

本研究は、授業において大学生が質問することが少ないことの背景にある要因を検討した。まず、質問をする人に対して、大学生は、自分が抱く印象より他の学生が抱く印象はよりネガティブなものと予測しているのかどうかを検討した。次に、質問する人に対して他の学生が抱くと予測する印象が、大学生自身の質問行動に影響を与えているのかどうかを検討した。78名の大学生がウェブ調査に参加した。その結果、授業中に質問する人に対して、大学生は、自分が抱く印象より他の学生が抱く印象はネガティブなものと予測していた。しかし、他の学生に予測する印象は、大学生自身の質問する傾向を説明しておらず、むしろ、質問することに対して、大学生自身が人柄のよさの印象を抱く程度が、自分自身の質問する傾向を説明していた。また、授業中に質問する傾向の高い学生は、質問する傾向が低い学生よりも、自分自身が抱く印象と他の学生が抱くと予測する印象の差異を大きく認知していることが明らかとなった。

【キーワード：社会的ニッチ構築アプローチ、多元的無知、関係流動性、アクティブラーニング】

問 題

大学教育において、アクティブラーニングを取り入れることの重要性が広く言われている。溝上(2014)は、「一方向的な知識伝達型講義を聴くという(受動的)学習を乗り越える意味での、あらゆる能動的な学習のこと。能動的な学習には、書く・話す・発表するなどの活動への関与と、そこで生じる認知プロセスの外化を伴う。」と、アクティブラーニングを定義している。

アクティブラーニングがもたらすポジティブな効果は数多くあるが、他者のことを考慮して自分の考えを表現しにくくなり、アクティブラーニングの遂行に困難さが生じることもある。実際に、公的自己意識の高さがアクティブラーニングの効果を低めること(山地・川越, 2020)、外向性や開放性などのパーソナリティ特性の低さがアクティブラーニングへの取り組みの質を低下させるこ

と(田口, 2023)、コミュニケーション不安の高さがアクティブラーニングにおける積極的な参加の度合いを低下させること(田村, 2018)が報告されており、他者を考慮することがアクティブラーニングへの取り組み方とどう関係しているのか、知見を積み重ねる必要がある。

ところで、従来から行われてきた講義型の授業においてもアクティブラーニング的な要素が含まれている。その一つは学生が行う質問である。質問といっても、授業中に行うもの、授業後に個別に聞くもの、ミニッツペーパーに記載するものなど様々な形式のものがあるが、授業という社会的な場で自分の認知プロセスを他者に表現するという特徴を最も強く持つものは、授業中に行う質問である。そこで、本研究では、大学生が授業中に行う質問を取り上げ、そこで生じている心理過程を明らかにする。

大学生が授業中に質問をすることが少ないことは、アクティブラーニングが広く奨励される以前

*島根大学人間科学部

から注目され、その要因が検討されてきた（無藤他、1980）。しかし、現在も授業中の質問が少ない状況は継続しており、どのような授業経験が質問行動や質問への態度に影響するのかを検討する実践的な研究もなされている（道田、2011；野村・丸野、2017）。

それでは、授業中の質問が少ないことが長く継続している背景には、どういった心理過程が働いているのだろうか。まず、これまでの研究から、授業中の質問を抑制・促進する要因を見てみる。無藤他（1980）は、質問することで理解を深められるなど質問の情動的機能の理解や、話し手にフィードバックをしてよい印象を与えたいということが質問することを促進している一方、シャイであるなどのパーソナリティ的要因、でしゃばりだと思われたくないなどまわりの人との調和を志向することが質問を抑制することを明らかにしている。藤井・山口（2003）は、他者の目を気にすることや、自分の能力が露見することへの懸念、授業の雰囲気や乱すことへの懸念が質問を抑制している。また、シンガポール・香港・米国の大学生を対象とした研究では、いずれの文化圏においても、他者の前で失敗したり恥ずかしい思いをしたりするという面子を失うことへの懸念が、授業中の質問を抑制している（Hwang et al., 2003）。以上の研究はいずれも、他者からネガティブな評価を受けることへの懸念が、授業中の質問を抑制することを示している。

授業は、学生自身と他の学生、そして教員から構成されるが、他の学生は、授業以外でもかわる可能性の高い人々であり、その人々からのネガティブな評価は特に避けたい存在であると考えられる。ただ、他の学生からの評価は、必ずしも明示的に与えられるわけではなく、各学生が行動に対する反応として予測したものである。しかも、その予測は、実際に他の学生が行う反応と一致しているとは限らない。ここに、授業中の質問に対する反応に関して、多元的無知が生じる可能性がある。

多元的無知とは、集団のそれぞれの成員が自分では規範を受け入れていないが、他の成員のほとんどが規範を受け入れていると信じている状態である（Allport, 1924; Miller & McFarland, 1987）。多元的無知は、アルコール摂取（Prentice & Miller, 1993）、男性の育児休業取得（宮島・山口, 2018）、ダイバーシティ信念（正木・村本, 2021）、地域活動への参加・不参加に対する評判（岩谷他, 2016）など、多くの事柄で見られている。授業中の質問に対する反応に多元的無知が生じているとは、たとえば、それぞれの学生が、自分では授業中の質問に対してネガティブな評価をしていないにも関わらず、他の学生のほとんど

は、授業中の質問に対してネガティブな評価をすると予測しているといったことである。

多元的無知から人々の行動パターンが維持される仕組みを、社会的ニッチ構築アプローチでは、人々の間で、ある信念・態度が共有されているという信念が共有されており、それに人々が適応的な行動をとるということで説明している。詳しく説明すると、私たちは、社会の中で人々がある信念・態度（たとえば、質問することに対するネガティブな評価）を共有しているであろうという信念を持っている。これは、実際に人々が信念・態度を共有しているというわけではなく、人々が信念・態度を共有しているという信念が共有されているということである。そして、人々に共有されていると信じている信念・態度から人々の反応を予測し、それに適応するように自分が採用する行動を決定する。その行動は必ずしも自分の信念・態度と一致したものではなく、人々から好ましい反応を引き出す、もしくは、好ましくない反応を引き出さないと自分が予測する行動である。しかし、他の成員から見れば、自分も人々の中の一員となるので、自分の行動も、人々に共有されているとその成員が考えている信念・態度を反映したものに見なされる。このように、私たちは互いに他の人々が共有しているであろうと考える信念・態度から他の人々の反応を予測して自分の行動を決定し、互いにそうやって採用された行動は、人々に共有されていると考えている信念・態度を反映しているのであろうと見なすことにより、循環的に、信念・態度、および、それを反映した行動パターンが維持されるのである（橋本, 2014; Yamagishi, 2011）。

橋本（2011）は、この考えに基づいて、文化的自己観が維持される仕組みについて検討し、日本の大学生は、自分では相互協調的であるより相互独立的であることが望ましいと考えているが、自分の考えとは異なり、人々には相互独立的であるよりも相互協調的であることが望ましいという信念が共有されているだろうと推測していることを明らかにしている。同様の現象は、米国南部の男性における「名誉の文化」が継続していることにおいても確認されている。すなわち、自分が挑発的な行動を受けたら暴力行為も辞さないという覚悟を持っていることを示すということに対する価値判断が、人々の間で実際に共有されているというよりも、そのような価値判断が人々の間で共有されているという信念を人々は共有している（Vandello & Cohen, 2004）。

授業中の質問が少ないことの継続を、社会的ニッチ構築アプローチから考えるとどのようになるだろうか。それぞれの学生は、1) 授業中に質問することに対して自分はネガティブに評価してい

ないが、他の受講生たちはネガティブな評価を共有しているであろうという信念を持っており、自分が質問をすると、他の学生からネガティブな評価を受けるだろうと予測している。2) 予測されたネガティブな評価を避けるため、それぞれの学生は授業中に質問することを控えるようになる。3) それぞれの学生が授業中の質問を控えることにした結果、授業中に受講生が質問しないという状況が生まれ、そのことは、授業中に質問することに対するネガティブな評価を受講生が共有していることを反映していると考えられる。

本研究では、上記の1)の部分、すなわち、授業中に質問をすることに対して、自分はそれほどネガティブに評価しているわけではないが、他の学生は自分よりもネガティブに評価しており、他の学生からネガティブな評価を受けてしまうと大学生が予測しているのかどうかを明らかにすることを第1の目的とする。また、2)の部分、すなわち、授業中の質問に対する他の学生からのネガティブな評価を避けるため、大学生は質問することを控えるのかどうかを明らかにすることを第2の目的とする。

第1の目的を検討するため、授業中に質問をする人に対する印象を自分はどのように抱くか、他の学生はどのように抱くと予測するかを調べることとする。印象は、様々なポジティブ・ネガティブな次元から構成されるため、他の学生からの評価の予測を多方面から検討できると考えられる。上記の1)が成り立っているとすると、質問する人に対する自分の印象よりも他の学生が抱くと予測した印象は、ネガティブなものであり、ポジティブなものではないだろう(仮説1)。あわせて、授業中に質問をしない人についても自分の印象と他の学生が抱くと予測する印象を比較検討する。授業中に質問をしないことは明確な行動表現ではないため、自分と他の学生の印象予測に差異が見られるかどうか仮説は立てられないが、探索的に検討することとする。

次に、第2の目的を検討するため、本研究では、学生が自分で授業中に実際に質問するかどうか、質問する人・質問しない人に対する自分の抱く印象や他の学生に抱かれると予測された印象によって説明できるのかどうかを検討する。

社会的ニッチ構築アプローチから考えると、自分が授業中に質問する傾向は、質問する人に対して他の学生に抱かれると予測するネガティブな印象と負の関連性、ポジティブな印象と正の関連性が見られるだろう(仮説2)。また、質問しないことに対する他者からの評価予測も自分が質問するかどうかに影響を与える可能性が考えられるため、質問しない人に対して他の学生に抱かれると予測する印象と質問する傾向との関連性も探索的に

に検討する。

ただし、他の学生が抱く印象の予測に沿う形で自分の実際の質問傾向が影響を受けるだけでなく、自分が質問行動をとるということが、自分と他の学生の印象の抱き方の認知に影響を与えるという方向での影響過程もありえる。実際、無藤他(1980)では、質問をすることについて、自分がどの程度望ましいと思うかということと日本社会でどの程度望ましいと考えられていると思うかを調べ、その差異を検討したところ、質問をよくする人の方が質問をしない人よりも差異を大きくとらえていた。この現象は、自分が質問行動をとることが、自分の印象と他の学生の印象予測の差異をより大きく認知させている可能性を示している。そこで、本研究は、質問する人・質問しない人に対する自分の印象と他の学生の印象予測の差異が、自分で実際に質問する傾向の高い人と低い人とで異なるのかどうかをあわせて検討する。

本研究は、さらに授業中に質問することが社会生態学的环境としての関係流動性と関連しているのかどうか併せて検討することを第3の目的とする。関係流動性とは、その社会の中で人がどれくらい自由に自分の好みで対人関係を選択でき、その選択肢が豊富にあるかということである(Yuki & Shug, 2020)。関係流動性が高いと、互いに対人関係を選び・選ばれるので、よい相手との関係を維持しよう、よりよい関係を持てる人を得ていこうとし、多少のリスクをとっても自分を表現していくことが適応的である。これに対し、関係流動性が低いと、既存の対人関係を壊すことのコストが大きいため、そのようなリスクをとらないことが適応的であり、自分をあえて表現する傾向は低くなると考えられる(Yuki & Shug, 2020)。以上のことから、自分の考えの表現の一種である授業中に質問することは、関係流動性を高く認知していることと正の関連性を持っていると考えられる(仮説3)。

方法

調査協力者

地方にある大学の学生78名(女性50名、男性27名、性別回答しない1名、年齢範囲18歳~22歳、平均年齢18.8歳)が調査に回答した。

実験計画

印象の抱き手(自分・他の学生)×人物(質問する人・質問しない人)を要因とする調査協力者内2要因実験計画であった。それぞれの調査協力者は、質問する人、および、質問しない人それぞれについて、自分の持つ印象、他の学生が持つと予測する印象を回答した。

人物のプロフィール

質問する人 質問する人のプロフィールは、「○さんは、多人数で先生が講義をしているときも、ゼミで学生が発表しているときも、何かわからないことがあったり、もう少し聞きたいことがあると、『質問ありませんか?』とみんなに対して聞かれたときによく質問します。これは対面授業の場合もオンライン授業の場合もそうです。」と記述した。

質問しない人 質問しない人のプロフィールは、「*さんは、多人数で先生が講義をしているときも、ゼミで学生が発表しているときも、何かわからないことがあったり、もう少し聞きたいことがあっても質問することはほとんどありません。『質問ありませんか?』とみんなに対して問われても質問しません。全員が1つは質問するよう促されると、最後の方で少し質問します。これは対面授業の場合もオンライン授業の場合もそうです。」と記述した。

印象の抱き手

自分の印象については、調査協力者自身が持つ印象について回答を求めた。他の学生の印象予測は、調査協力者と同一大学の学生は一般的にどのように答えると思うかについて回答を求めた。

印象評定項目

予備調査として、本調査の調査協力者とは異なる12名の大学生を対象に、質問する人、質問しない人それぞれのプロフィールをあげ、その人について持つ印象を、ポジティブな面から、ネガティブな面から、ポジティブ・ネガティブに限定しない面から、形容語で挙げてもらった。挙げられた形容語を分類し、質問する人、質問しない人それぞれにポジティブと思われる形容語、ネガティブと思われる形容語を偏らないように選択した結果、19の項目を選び、一般的な評価語としての「よい」を加えた20項目を印象評定語とした。

「よい」を除く19の評定語の望ましきについて、16名の大学生に7件法で評定を求めた。「全く望ましくない」を1点～「非常に望ましい」を7点と点数化した結果、各評定語（望ましきの平均値）は、しつこい（1.50）、でしゃばりな（2.06）、流されやすい（2.06）、自己中心的な（2.19）、自己顕示的な（2.94）、人の目を気にする（3.00）、気が強い（3.00）、謙虚な（5.38）、空気を読む（5.44）、柔軟な（5.94）、真面目な（5.94）、協調性のある（6.06）、明るい（6.13）、知的な（6.19）、積極的な（6.25）、意欲的な（6.25）、主体性のある（6.31）、優しい（6.44）、親しみやすい（6.63）となった。平均点が3以下の評定語はいずれも中点の4よりも有意に点数が低くネガティブな評定

語、平均点が5.38以上の評定語はいずれも中点の4よりも点数が有意に高くポジティブな評定語であることが確認された。

各人物について、各印象の抱き手の立場からの印象を、これら20項目の評定語にあてはまるかどうか、7件法（全くあてはまらない～非常にあてはまる）で回答を求めた。

授業中の自分の質問傾向

自分が授業中に質問するということについて、対面講義で教員に対して、オンライン講義で教員に対してチャットで、対面ゼミで学生発表に対してという3つの状況での質問傾向を尋ねた。対面講義状況は、30名程度の対面講義で教員が「質問ありませんか」と皆に尋ねた時、オンライン講義状況は、30名程度の同期型オンライン講義で教員が「質問があったらいつでも全員向けチャットに書き込んでください」と言った時、学生発表状況は、5名程度の対面ゼミで発表学生が「質問ありませんか?」と尋ねた時とした。調査協力者自身がどの程度質問をするかについて5件法（全く質問しない～しばしば質問する）で回答を求めた。

関係流動性

Thomson et al. (2018) の関係流動性に関する12項目（日本語版）を用い、6件法で（全くあてはまらない～非常にあてはまる）回答を求めた。

手続き

Google フォームによるウェブでの調査を行った。eラーニングプラットフォームの授業コースに調査協力を依頼する文書を載せ、調査の目的を記載するとともに、調査は無記名で行い、調査に協力するかどうかは授業とは関係なく学生の自由意志によるものであり、回答を始めてからでもいつでも取りやめることができることを記載した。その上で、当該授業を受講している学生が授業時間外で調査に協力してもよいと判断した場合、文書に記載したURLをクリックして調査用のGoogle フォームに進めるようにした。調査用のGoogle フォームの最初には、調査に協力することに同意するかどうかにはチェックを入れる質問項目があり、同意しない場合は打ち切るように記載した。調査協力者は、自分の都合のよい時間に自分のペースで回答を行った。

最初に授業中の自分の質問傾向を尋ね、次に人物の印象に関する質問への回答を求めた。人物の印象については、半数の調査協力者は質問する人の印象から、残り半数の調査協力者は質問しない人の印象から回答した。印象の抱き手については、他の学生の印象予測をまず答えることは困

難であると考えられ、実際、予備的な実施の結果、他の学生の印象予測から回答することは難しいという意見が寄せられたため、自分の印象をまず回答し、次に他の学生の印象予測への回答を求めた。最後に関係流動性の質問項目への回答を求めた。

結 果

人物の印象の因子構造

質問する人についての自分の印象および他の学生の印象予測、質問しない人についての自分の印象および他の学生の印象予測それぞれについて、20の評定項目の回答を、「全くあてはまらない」を1点～「非常にあてはまる」を7点と得点化し、最尤法・プロマックス回転を用いて因子分析した。質問する人と質問しない人を込みにして、自分の抱く印象と他の学生の印象予測をそれぞれ因子分析したところ、どちらも3因子解が適切とみなされ、類似した因子が抽出された。そこで、質問する人と質問しない人を込みにし、自分の印象も他の学生の印象予測も込みにして、再度、最尤法で因子分析を行った。

いずれの因子にも高い因子負荷量を示さない項目を削除して因子分析を繰り返した結果、3因子が抽出され、プロマックス回転後の結果より、第1因子は、「積極的な」などのポジティブな評価語が高い正の因子負荷量を示し、「人の目を気にする」などのネガティブな評価語が高い負の因子負荷量していることから能動性の因子、第2因子は、「でしゃばりな」などのネガティブな評価語が高い因子負荷量を示していることから私の強さの因子、第3因子は、「優しい」などのポジティブな評価語が高い因子負荷量を示していることから人柄のよさの因子と命名した (Table 1)。因子間相関の結果から、能動性の因子と私の強さ因子は強い正の相関が見られている。

各因子に .50 以上の高い因子負荷量を持つ項目間の信頼性係数 α は能動性 .96、私の強さ .91、人柄のよさ .72 であり、これらの項目の平均値 (負の因子負荷量を示している項目は値を逆転した) を、能動性得点、私の強さ得点、人柄のよさ得点とした。

Table 1. 人物の印象因子分析結果 因子負荷量

| | 能動性 | 私の強さ | 人柄のよさ | 共通性 |
|----------|------|------|-------|-----|
| 積極的な | .94 | .06 | -.08 | .94 |
| 意欲的な | .93 | .06 | -.04 | .94 |
| よい | .91 | -.20 | .09 | .65 |
| 主体性のある | .89 | .07 | -.01 | .89 |
| 人の目を気にする | -.89 | -.07 | .17 | .87 |
| 流されやすい | -.87 | .02 | .29 | .75 |
| 真面目な | .76 | -.07 | .18 | .59 |
| 知的な | .71 | -.01 | .19 | .57 |
| 明るい | .62 | .27 | .12 | .70 |
| しつこい | -.06 | .83 | -.03 | .63 |
| 自己中心的な | -.15 | .81 | -.06 | .53 |
| でしゃばりな | .17 | .79 | .05 | .83 |
| 自己顕示的な | .23 | .68 | .02 | .73 |
| 気が強い | .38 | .58 | .02 | .78 |
| 優しい | -.13 | .12 | .73 | .48 |
| 協調性のある | -.07 | -.16 | .69 | .55 |
| 柔軟な | .18 | -.10 | .61 | .45 |
| 親しみやすい | .42 | .09 | .52 | .55 |
| 因子間相関 | 能動性 | .70 | .15 | |
| | 私の強さ | | -.22 | |

自分の印象と他の学生の印象予測の違い

第1の目的を検討するために、能動性得点、私の強さ得点、人柄のよさ得点それぞれについて、印象の抱き手 (自分・他の学生) × 人物 (質問する人・質問しない人) を独立変数とする調査協力者内2要因分散分析を行った。

その結果、能動性得点については、人物の主効果 ($F(1, 77) = 1060.68, p < .001, \eta_p^2 = .93$) が見られ、質問する人の方が質問しない人よりも能動性得点が高かった。印象の抱き手の主効果、および、印象の抱き手 × 人物の交互作用は見られなかった (Figure 1)。

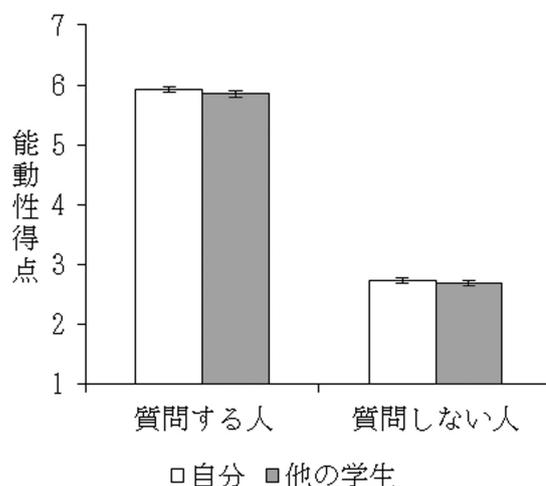


Figure 1. 能動性得点 (平均値・標準誤差)

私の強さ得点については、人物の主効果が見られ ($F(1, 77) = 354.25, p < .001, \eta_p^2 = .82$)、質問する人の方が質問しない人よりも私の強さ得点が高かった。また、印象の抱き手の主効果も見られ ($F(1, 77) = 36.25, p < .001, \eta_p^2 = .32$)、自分よりも他の学生の印象予測の方が私の強さ得点が高かった。さらに、人物×印象の抱き手の交互作用が見られた ($F(1, 77) = 29.02, p < .001, \eta_p^2 = .27$)。下位検定の結果、質問する人について印象の抱き手の単純主効果が見られ、自分よりも他の学生の印象予測の方が点数が高かった。質問しない人については、印象の抱き手の単純主効果は見られなかった (Figure 2)。

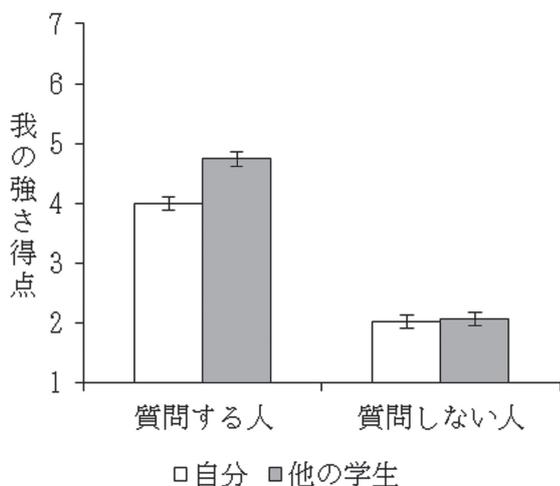


Figure 2. 私の強さ得点 (平均値・標準誤差)

人柄のよさ得点については、いずれの主効果、交互作用とも見られなかった (Figure 3)。

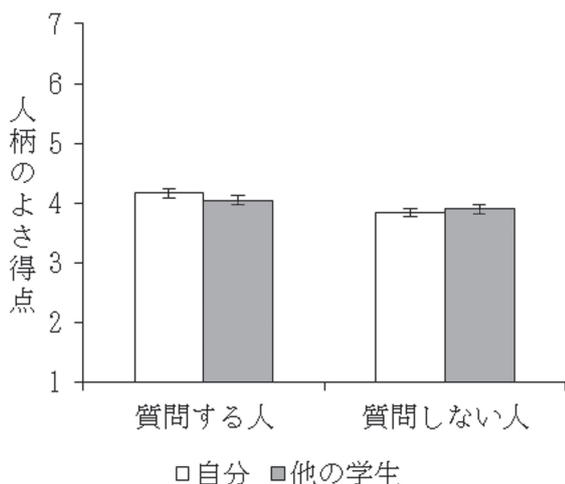


Figure 3. 人柄のよさ得点 (平均値・標準誤差)

以上のことから、質問する人は質問しない人よりも、能動性が高いというポジティブな印象を持たれている一方、我が強いというネガティブな印象も持たれていることが明らかとなった。

また、質問する人に対するネガティブな印象に

ついては、自分よりも他の学生の方が我が強いという印象を予測しており、仮説1は支持された。一方、ポジティブな印象については、人柄のよさも能動性も自分と他の学生で有意な差は見られず、仮説1は支持されなかった。

質問しない人については、いずれの印象についても自分と他の学生の印象予測で差異があるとは言えなかった。

授業中の自分の質問傾向

3つの状況での自分の質問傾向を、それぞれ、「全く質問しない」を1点～「しばしば質問する」を5点と得点化し、状況(対面講義・オンライン講義・学生発表)を独立変数とする調査協力者内1要因分散分析を行ったところ、状況の主効果が見られ ($F(2, 154) = 46.91, p < .001, \eta_p^2 = .38$)、下位検定の結果、学生発表 ($M = 2.83, SD = 1.28$)、オンライン講義 ($M = 2.08, SD = 1.17$)、対面講義 ($M = 1.56, SD = 0.88$)の順に質問を行っていた。また、各状況間の質問傾向は、いずれも.40～.60程度の有意な正の相関を示していた(対面講義とオンライン講義 $r = .55$; 対面講義と学生発表 $r = .49$; オンライン講義と学生発表 $r = .42$)。

自分の質問傾向と印象の関連性

第2の目的を検討するため、まず、3つの状況における自分の質問傾向と、質問する人・質問しない人に関する自分の印象得点・他の学生の印象予測得点のピアソンの相関係数を求めた (Table 2)。

その結果、他の学生の印象予測得点が質問傾向と有意な相関を示したのは、質問する人の私の強さが、対面講義と学生発表における質問傾向と正の、質問する人の能動性が、オンライン講義と学生発表における質問傾向と正の、質問しない人の能動性が、オンライン講義における質問傾向と負の相関を示すとどまった。

一方、自分の抱く印象得点は、質問する人の人柄のよさが、対面講義とオンライン講義における質問傾向と正の、質問する人の能動性が学生発表における質問傾向と正の有意な相関を示した。また、質問しない人の能動性と人柄のよさがいずれの質問状況とも負の有意な相関を示した。

Table 2. 自分の質問傾向と人物の印象との相関係数

| | 対面講義 | オンラインの講義 | 学生発表 |
|-----------|--------|----------|-------|
| 他の学生の印象予測 | | | |
| 質問する人 | | | |
| 能動性 | .13 | .28* | .25* |
| 私の強さ | .30** | .15 | .24* |
| 人柄のよさ | -.20 | .01 | -.15 |
| 質問しない人 | | | |
| 能動性 | -.16 | -.28* | -.17 |
| 私の強さ | .09 | .11 | .19 |
| 人柄のよさ | .02 | -.13 | .10 |
| 自分の抱く印象 | | | |
| 質問する人 | | | |
| 能動性 | .17 | .22 | .24* |
| 私の強さ | .15 | .12 | .14 |
| 人柄のよさ | .33** | .37** | .17 |
| 質問しない人 | | | |
| 能動性 | -.29** | -.32** | -.28* |
| 私の強さ | .08 | .09 | .08 |
| 人柄のよさ | -.41** | -.43** | -.24* |

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

次に、3つの状況における自分の質問傾向をそれぞれ従属変数とし、質問する人・質問しない人に関する自分の印象得点・他の学生の印象予測得点を独立変数として、ステップワイズ法で重回帰分析を行った。

Table 3. 対面講義での質問傾向に対する重回帰分析

| | β | VIF |
|--------------|---------|------|
| 質問しない人 | | |
| 人柄のよさ (自分) | -.56** | 1.32 |
| 質問しない人 | | |
| 人柄のよさ (他の学生) | .30* | 1.32 |
| R^2 | .24** | |

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

その結果、対面講義での質問傾向では、回帰モデルは有意となり ($F(2, 75) = 11.80$, $p < .001$, $R^2 = .24$)、質問しない人に対する自分の印象における人柄のよさから負の、他の学生の印象予測における人柄のよさから正の標準偏回帰係数が見られた (Table 3)。

オンライン講義での質問傾向でも、回帰モデルは有意となり ($F(2, 75) = 12.83$, $p < .001$, $R^2 = .24$)、質問しない人に対する自分の印象における人柄のよさから負の、質問する人に対する自分の印象における人柄のよさから正の標準偏回帰係数が見られた (Table 4)。

Table 4. オンライン講義での質問傾向に対する重回帰分析

| | β | VIF |
|------------|---------|------|
| 質問しない人 | | |
| 人柄のよさ (自分) | -.56** | 1.11 |
| 質問する人 | | |
| 人柄のよさ (自分) | .30* | 1.11 |
| R^2 | .24** | |

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

学生発表への質問傾向でも、回帰モデルは有意となり ($F(3, 74) = 10.40$, $p < .001$, $R^2 = .25$)、質問しない人に対する他の学生の印象予測における私の強さから正の、質問する人に対する他の学生の印象予測における能動性から正の、質問する人に対する他の学生の印象予測における人柄のよさから負の標準偏回帰係数が見られた (Table 5)。

Table 5. 学生発表への質問傾向に対する重回帰分析

| | β | VIF |
|--------------|---------|------|
| 質問しない人 | | |
| 私の強さ (他の学生) | .42** | 1.27 |
| 質問する人 | | |
| 能動性 (他の学生) | .49** | 1.30 |
| 質問する人 | | |
| 人柄のよさ (他の学生) | -.27* | 1.06 |
| R^2 | .25** | |

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

以上のように、自分が授業中に質問する傾向は、質問する人に対して他の学生に予測するネガティブな印象と負の関連性、ポジティブな印象と正の関連性が見られるというわけではなかった。単純相関の分析では、能動性というポジティブな印象を他の学生が抱いているという予測は、オンライン講義や学生発表での質問傾向と正の相関を示していたものの、私の強さというネガティブな印象も、対面講義や学生発表での質問傾向と正の相関を示していた。

さらに、重回帰分析の結果からは、質問する人に対する他の学生の印象予測は、教員に対する質問傾向とは関連性を示さず、学生発表への質問ではポジティブな印象である能動性の印象予測は正の関連性を示したものの、やはりポジティブな印象である人柄のよさの印象予測は負の関連性を示していた。

むしろ、自分が授業中に質問する傾向は、自分が抱く印象と関連性を示していた。質問しない人に関するポジティブな印象の能動性と人柄のよさを自分が抱くことは、いずれも質問傾向と負の相関があり、質問する人に対して自分が抱く人柄の

よさの印象は教員に対する質問傾向では正の相関であった。重回帰分析の結果も、教員に対する質問傾向では、質問しない人に関する人柄のよさの印象を自分が抱くことは負の関連性を示し、オンライン講義での質問傾向は、質問する人に関する人柄のよさの印象を自分が抱くことと正の関連性を示していた。

以上のことから、仮説2は支持されなかった。仮説2とは異なり、自分自身の質問傾向は、むしろ、自分が質問する人・質問しない人に抱く印象と関連していること、特に、人柄のよさの印象との関連性が見られることが明らかとなった。

また、他の学生にネガティブな印象である私の強さの印象を予測する程度は、単純相関の分析では、仮説とは逆に、質問傾向と負の相関を示していた。このように、他の学生に抱かれる印象予測と自分の質問傾向に仮説とは逆方向の関連性が見られたのはなぜだろうか。本研究で測定している印象と自分の質問傾向は相関関係であるので、印象が自分の質問傾向に影響を与えるだけでなく、自分の質問傾向の高低によって、印象のとらえ方が影響を受けたのかもしれない。そこで、自分の質問傾向の高低によって、印象の抱き方が異なるのかどうかを検討した。

自分が質問する傾向の高低による印象の持ち方の違い

自分の質問傾向の回答選択肢の中で表現が否定形となっている「全く質問しない」・「めったに質問しない」を選んだ人を低質問傾向、表現が肯定形となっている「たまに質問する」・「ときどき質問する」・「しばしば質問する」を選んだ人を高質問傾向と分類し、以下の分析に用いた。対面講義は、低質問傾向69名(88.5%)、高質問傾向9名(11.5%)、オンライン講義は、低質問傾向56名(71.8%)、高質問傾向22名(28.2%)、学生発表は、低質問傾向30名(38.5%)、高質問傾向48名(61.5%)と分類された。

3つの状況での質問傾向の高低をそれぞれ独立変数として組み込み、質問傾向(高・低)×印象の抱き手(自分・他の学生)×人物(質問する人・質問しない人)の混合3要因分散分析を、能動性得点、私の強さ得点、人柄のよさ得点それぞれについて行った。質問傾向は調査協力者間要因、印象の抱き手と人物は調査協力者内要因であった。

以下、質問傾向×印象の抱き手の交互作用が関係する結果について報告を行う。

人柄のよさに関する印象の質問傾向による違い
対面講義での質問傾向を要因とした分散分析では、質問傾向×印象の抱き手の交互作用 ($F(1, 76) = 6.23, p < .05, \eta_p^2 = .08$)、質問傾向×印象の抱き手×人物の2次の交互作用 ($F(1, 76) = 21.10, p < .001, \eta_p^2 = .22$) が見られた。2次の交

互作用が見られたので、印象の抱き手の単純単純主効果を調べたところ、高質問傾向の人では、質問する人については、自分の方が他の学生よりも人柄がよいという印象を抱いていたのに対し、質問しない人については、他の学生の方が自分よりも人柄がよい印象を抱いていると予測していた。低質問傾向の人では、質問する人にも質問しない人にも印象の抱き手の単純単純主効果は見られなかった (Figure 4)。

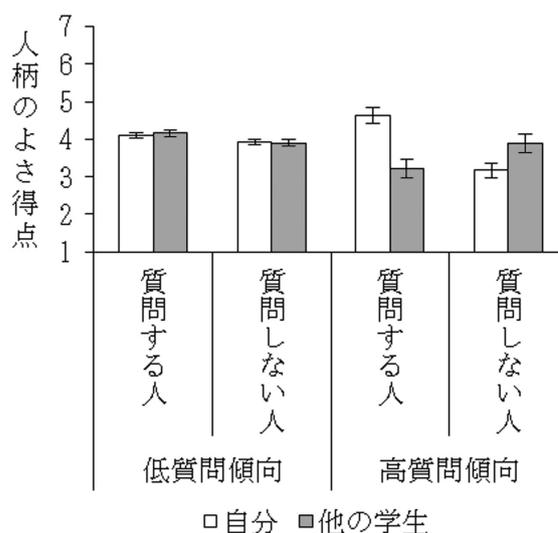


Figure 4. 対面講義での質問傾向別の人柄のよさ得点 (平均値・標準誤差)

オンライン講義での質問傾向を要因とした分散分析では、質問傾向×印象の抱き手×人物の2次の交互作用 ($F(1, 76) = 6.53, p < .05, \eta_p^2 = .08$) が見られた。印象の抱き手の単純単純主効果を調べたところ、対面講義の場合と同様に、高質問傾向の人では、質問する人に対して、自分の方が他の学生よりも人柄がよいという印象を抱いており、質問しない人については、他の学生の方が自分よりも人柄がよい印象を抱いていると予測する傾向が見られた。また、低質問傾向の人では、質問する人にも質問しない人にも印象の抱き手の単純単純主効果は見られなかったことも対面講義の場合と同様だった (Figure 5)。

学生発表への質問傾向を要因とした分散分析でも、質問傾向×印象の抱き手×人物の2次の交互作用 ($F(1, 76) = 4.71, p < .05, \eta_p^2 = .06$) が見られた。印象の抱き手の単純単純主効果を調べたところ、高質問傾向の人では、質問する人について、自分の方が他の学生よりも人柄がよいという印象を抱いていた。その他では、印象の抱き手の単純単純主効果は見られなかった (Figure 6)。

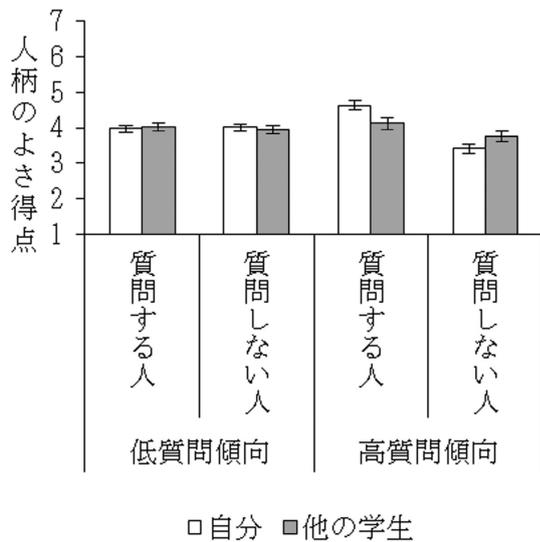


Figure 5. オンライン講義での質問傾向別の人柄のよさ得点 (平均値・標準誤差)

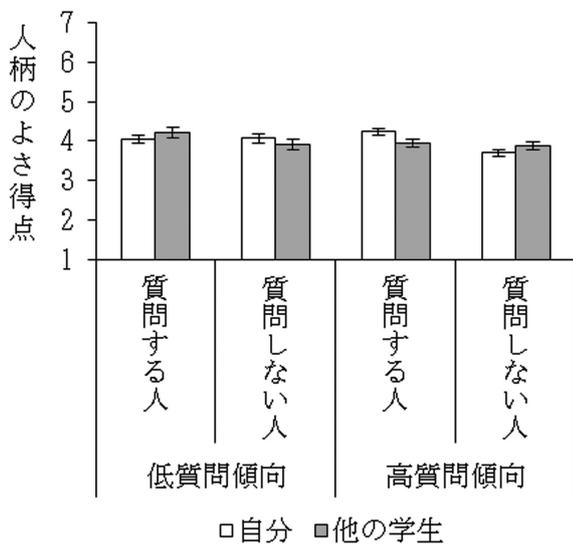


Figure 6. 学生発表への質問傾向別の人柄のよさ得点 (平均値・標準誤差)

印象の抱き手の単純単純主効果の分析結果のまとめを Table 6 に示した。

Table 6. 人柄のよさに関する印象の抱き手の単純単純主効果のまとめ

| | 質問する人 | 質問しない人 |
|---------|--------|--------|
| 低質問傾向 | | |
| 対面講義 | n.s. | n.s. |
| オンライン講義 | n.s. | n.s. |
| 学生発表 | n.s. | n.s. |
| 高質問傾向 | | |
| 対面講義 | 自>他 ** | 他>自 ** |
| オンライン講義 | 自>他 ** | 他>自 + |
| 学生発表 | 自>他 * | n.s. |

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

自>他：自分が他の学生の予測より得点が高い

他>自：他の学生の予測が自分より得点が高い

以上のように、高質問傾向の人は、質問する人に、自分の方が他の学生よりも人柄がよい印象を抱いていると考えており、質問しない人には、他の学生の方が自分よりも人柄がよい印象を抱いていると予測していた。これは教員に対する質問の場合に顕著であった。一方、低質問傾向の人には、自分の印象と他の学生の印象予測とに違いは見られなかった。

私の強さに関する印象の質問傾向による違い
対面講義での質問傾向を要因とした分散分析では、質問傾向×印象の抱き手×人物の2次の交互作用 ($F(1, 76) = 4.90, p < .05, \eta_p^2 = .06$) が見られた。2次の交互作用が見られたので、印象の抱き手の単純単純主効果を調べたところ、高質問傾向の人でも低質問傾向の人でも、他の学生の方が自分よりも我が強いという印象を抱くと予測していた。ただし、高質問傾向の人の方が、低質問傾向の人よりも、自分と他の学生についての予測との差が大きい。質問しない人については、高質問傾向の人でも低質問傾向の人でも、印象の抱き手の単純単純主効果は見られなかった。質問傾向の単純単純主効果についても調べてみると、高質問傾向の人の方が低質問傾向の人よりも、質問する人に対して他の学生が我が強いという印象を抱いていると予測していた。それ以外には質問傾向の単純単純主効果は見られなかった (Figure 7)。

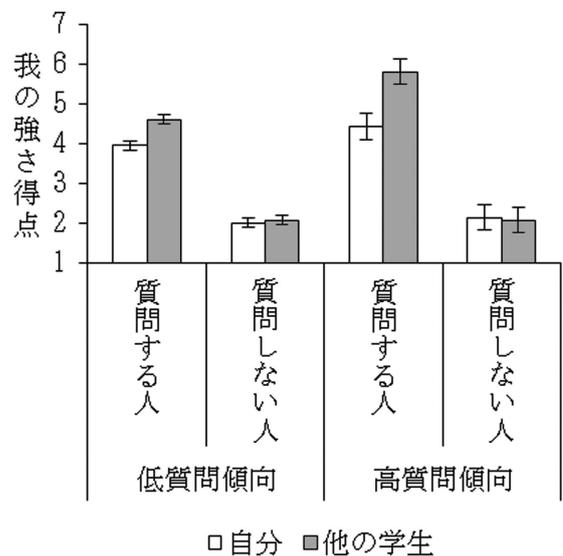


Figure 7. 対面講義での質問傾向別の私の強さ得点 (平均値・標準誤差)

オンライン講義での質問傾向、学生発表への質問傾向を要因とした分散分析では、質問傾向×印象の抱き手が関連する効果は見られなかった。

能動性に関する印象の質問傾向による違い
対面講義、オンライン講義、学生発表いずれの質問状況での質問傾向を要因として組み込んだ分散分析でも、質問傾向×印象の抱き手の交互作用が関連する効果は見られなかった。

関係流動性

因子分析 関係流動性の12の質問項目への回答を、「全くあてはまらない」を1点～「非常にあてはまる」を6点と得点化し、最尤法で因子分析を行った。どの因子にも因子負荷量が低い項目を除外して因子分析を繰り返した結果、2因子が抽出された。プロマックス回転後の因子負荷量が高い項目から、第1因子は関係選択のできなさ因子、第2因子は出会いの少なさ因子と解釈された。因子負荷量絶対値が.50以上の項目は関係選択のできなさ因子は4項目、出会いの少なさ因子は5項目であり、それらの項目で信頼性係数 α を求めたところ、関係選択のできなさは.85、出会いの少なさは.82であった。そこで、因子負荷量絶対値が.50以上の質問項目の得点について負の因子負荷量を示した項目は値を逆転した上で平均値を求め、それぞれ関係選択のできなさ得点、出会いの少なさ得点とした (Table 7)。

Table 7. 関係流動性因子分析結果 因子負荷量

| | M | SD | F1 | F2 | 共通性 |
|---|------|------|------|------|-----|
| ・たとえ現在の対人関係に満足してなくても彼らはそこに留まり続けるしかないことがよくある | 3.51 | 1.02 | .87 | -.02 | .76 |
| ・たとえ所属する集団に満足していなかったとしても彼らはたいいていそこに居続けることになる | 3.72 | 1.06 | .83 | -.10 | .69 |
| ・たとえ現在所属する集団から離れたいと思っても彼らはそこに留まらざるを得ないことがよくある | 3.49 | 1.09 | .78 | .02 | .61 |
| ・彼らにとって付き合う相手を自由に選べないことはよくある | 2.99 | 1.05 | .58 | .15 | .38 |
| ・彼らには人々と新しく知り合いになる機会がたくさんある | 4.36 | 1.03 | .22 | -.86 | .75 |
| ・彼らは初対面の人と会話を交わすことがよくある | 4.19 | 1.17 | .09 | -.69 | .46 |
| ・彼らが新しい人たちと出会うのは簡単なことだ | 3.86 | 1.18 | -.03 | -.68 | .47 |
| ・彼らにとって見知らぬ人と会話することはそうあることではない | 3.00 | 1.18 | .19 | .64 | .48 |
| ・彼らには新しい友人を見つける機会があまりない | 3.00 | 1.14 | .25 | .61 | .47 |
| 因子間相関 | | | .12 | | |

関係流動性と自分の質問傾向との関連性 関係選択のできなさ得点、出会いの少なさ得点と、3つの状況での質問傾向の高さとの間のピアソンの相関係数を求めたところ、関係選択のできなさ得点と学生発表に対する質問傾向で弱い正の相関が見られたが ($r=.23, p < .05$)、他には有意な相関は見られなかった。関係選択ができないという関係流動性の低さを認知しているほど学生に対しては質問を行うという結果は、仮説3とは逆方向である。また、教員に対する質問傾向においては関係流動性との関連性は見られなかった。以上から、仮説3は支持されなかった。

考察

人物の印象の因子構造

人物の印象は、能動性、人柄のよさというポジティブな印象、および、私の強さというネガティブな印象の3因子が抽出された。この内、能動性と私の強さは強い正の相関を示していた。つまり、授業中に質問するかどうかに関する人物の印象は、能動性というポジティブな印象と私の強さというネガティブな印象が強い関連性を持って抱かれ、それらとは比較的独立に人柄のよさの印象が抱かれていると言える。

自分の印象と他の学生の印象予測の違い

質問する人に対するネガティブな印象については、自分よりも他の学生の方に我が強いという印象を予測しており、仮説1を支持していた。つまり、他の学生は、自分よりも、質問する人に対して我が強い印象を持つと予測する多元的無知が生じていると考えられる。

一方、質問する人に対するポジティブな印象については、人柄のよさも能動性も、自分と他の学生で違いがあるとはいえず、仮説1は支持されなかった。能動性については、自分の場合も他の学生の場合も得点が高く、天井効果を示しているとも言え、質問する人に対するポジティブな側面としての能動性は自他ともに認知している。人柄のよさについては、自分の質問傾向の高さを組み込んだ分析では、質問する傾向が高い学生には、自分の印象と他の学生の印象予測で違いが見られており、後に詳しく論ずることとする。

質問しない人に対する印象については、自分と他の学生の印象予測との間で違いがあるとは言えなかった。ただ、人柄のよさは、やはり自分の質問する傾向を組み込んだ分析では、質問する傾向が高い学生には、自分と他の学生で違いが見られており、質問する人に対する人柄のよさの印象と合わせて、後に詳しく論ずる。

他の学生の印象予測が自分の質問傾向に及ぼす影響

自分が授業中に質問する傾向には、質問する人に対して他の学生に抱かれると予測するネガティブな印象と負の関連性、ポジティブな印象と正の関連性が見られるだろうという仮説2は支持されなかった。他の学生の印象予測と自分の質問傾向との間にはあまり関連性が見られず、中には、質問する人に対して我が強いというネガティブな印象を他の学生に予測するほど質問傾向が高いという仮説とは逆方向の結果も見られた。

本研究の結果は、むしろ、質問する人・質問しない人に対して自分が抱く印象が、自分の質問傾向と関連性を示していた。特に、対面であれオンラインであれ、教員に対する質問傾向は、単純相関の結果では、質問する人に対する自分の印象における人柄のよさが正の相関を示しており、質問しない人に対する自分の印象における能動性と人柄のよさが負の相関を示していた。つまり、質問する人に自分がポジティブな印象を持つほど、質問しない人に自分がポジティブな印象を持たないほど、教員に対して質問する傾向が高いと言え、自分の行動と自分が抱く人物への印象は整合的である。

また、重回帰分析の結果でも、教員に対する自分の質問傾向は、人柄のよさの印象によってよく説明されていた。質問しない人について自分が抱く人柄のよさの印象は、質問傾向に負の関連性を示しており、質問する人に対して自分が抱く人柄のよさの印象は、オンライン講義での自分の質問傾向と正の関連性を示していた。したがって、質問する人や質問しない人に対する人柄のよさに関する印象を自分がどう抱くかが、質問行動に影響を及ぼす面が強いと言える。

これらの結果から、学生は、質問する人・質問しない人に対する自分の印象に整合的に自分で質問を行っており、社会的ニッチ構築アプローチから想定される、質問することで人々から受けると予測するネガティブな評価を避けるため質問を控えるという過程は、本研究では確認できなかった。

しかし、本研究の結果だけから、社会的ニッチ構築アプローチで想定される過程が否定されると結論付けることは早計であろう。本研究は印象予測と自分の質問傾向との間の相関関係を調べた研究であり、印象予測が質問傾向に影響を与えているかどうかについて結論付けるためには、印象予測を独立変数として実験的に操作することにより、質問傾向が変化するのかどうかを検討することが必要である。

印象の次元の中では、人柄のよさが、教員に対する自分の質問傾向ともっとも関連性を示していたことは注目に値する。授業という状況の中で自分が取る行動を決定するとき、人柄のよさという

対人関係志向的なことがもっとも影響を与えるのであろう。

質問傾向の高低による人物の印象の違い

学生自身の質問傾向の高低によって人物の印象の抱き方が異なるのかどうか検討したところ、高質問傾向の人は低質問傾向の人と比較して、自分の印象と他の学生の印象予測の差異を大きく認知していた。特に、人柄のよさに関しては、いずれの質問状況においても、高質問傾向の人は、自分よりも他の学生は質問する人の人柄のよさの印象が低いと予測し、教員に対する質問状況においては、高質問傾向人は、質問しない人に対する人柄のよさの印象を自分よりも他の学生の方が高いと予測していた。つまり、自分自身が比較的良好に質問する学生は、他の学生は自分よりも、質問する人をポジティブには評価しておらず、質問しない人をポジティブに評価していると予測していると言える。また、質問する人に対する私の強さというネガティブな印象について、自分よりも他の学生に私の強さを高く予測する傾向は、対面講義における質問傾向が低い人にも高い人にも見られたが、その差は、質問傾向が高い人の方が顕著だった。これらの結果は、質問をよくする学生の方が質問をしない学生よりも、質問することの望ましさについて、自分と日本社会での差異を大きくとらえていたという無藤他（1980）の結果と整合的なものである。

一般的に、授業中に質問をする学生が少ないことから、授業中には質問しないことが記述的規範となっていると考えられる。質問する傾向の高い学生は、自分がその規範から逸脱した行動をとっていると認知するため、他の学生はその規範に従っている人と認知して、両者の態度を対比的にとらえる傾向が強くなっているのではないだろうか。つまり、授業中に質問をすることがあまりなされないという状況の中で、質問傾向の高い人は、自分と他の学生を対比的に捉え、他の学生からはポジティブな評価を持たれない・ネガティブな評価を持たれるというリスクを認知しつつ、質問をしているのではないかと考えられる。

関係流動性との関連性

関係流動性の高さや教員への質問傾向との関連性は、仮説3に反して見られず、発表学生に対する質問傾向は、仮説3とは逆に、関係選択ができないと認知しているほど質問する傾向が弱いながらも見られた。

本研究で測定した関係流動性は、おもに学生間の関係の流動性の認知を反映していると考えられるため、教員への質問傾向と関係流動性には関連性が見られないのかもしれない。ただ、本研究

は、地方にある1つの大学の学生だけを対象としており、比較的等質の社会生態学的環境で学生生活を送る学生のみを対象としている。そのため、関係が見えにくかったのかもしれない。今後大都市圏の大学の学生の場合と比較するなど、さらなる検討をする必要がある。

関係選択ができないと感じている学生ほど、学生発表に対して質問する傾向があるという結果は、どのように考えればよいのだろうか。学生発表に対する質問は、疑問を解消するという情報的機能よりも、話し手にフィードバックをしてよい印象与えたい（無藤他, 1980）のように、友人関係を良好なものとして維持するためになされているのかもしれない。関係選択の自由度が低いと、対人関係を壊すことのコストは大きいと考えられる。そこで、他の学生が発表という発信を行った場合、質問という返信をして良好な関係を維持しようとしていると考えられるのではないか。本研究では、質問の内容までは検討していないので、この考察は暫定的なものであり、今後、学生が何を目的としどういった質問をしているのかを検討して明確にしていく必要があるだろう。

本研究の限界と今後の課題

本研究は、質問することに焦点をあてて検討を行ったが、ディスカッションなど他の形式のアクティブラーニングにおける発言に関しても多元的無知の状態が見られるのか、検討する必要がある。また、先に述べたように、誰に対して、どういう目的でどんな内容の質問かまで踏み込んで、その背後の心理過程を検討していく必要があるだろう。さらに、本研究の協力者は大学1年生の占める割合が高いと思われるが、学校教育段階によって質問行動を促進・抑制する仕組みがどのように変化するのかの検討も必要だろう。

なにより、質問することへの印象と自分の質問傾向との関連性について、本研究では明確な結論を出せなかった点については、今後、実験的な検討を含めて、さらに検討していく必要がある。

しかしながら、本研究では、質問することに対する多元的無知が存在していること、自分が教員に質問する傾向は、他の学生の印象予測よりもむしろ自分自身が質問する人・しない人の人柄のよさをどう捉えているかということと説明できるのではないかということ、質問する傾向の高い人たちは、質問しない人が多いという状況の下で自分と他の学生との違いをより強く認知しつつ質問を行っていることを明らかにできた。授業に限らず、相手を尊重しつつも自分の考えを表現していくことは今後ますます必要となってくると考えられる。そのための大学教育のあり方の一端を本研究は示すことができたと思う。

引用文献

- Allport, F. H. (1924). *Social psychology*. Houghton Mifflin.
- 藤井利江・山口裕幸 (2003). 大学生の授業中の質問行動に関する研究－学生はなぜ授業中に質問しないのか？ *九州大学心理学研究*, 4, 135-148. <https://doi.org/10.15017/898>
- 橋本博文 (2011). 相互協調性の自己維持メカニズム. *実験社会心理学研究*, 50(2), 182-193. <https://doi.org/10.2130/jjesp.50.182>
- 橋本博文 (2014). 「文化」への適応戦略. 山岸俊男 (編著) *文化を実験する－社会行動の文化・制度的基盤* (pp.141-166). 勁草書房.
- Hwang, A., Francesco, A. M., & Kessler, E. (2003). The relationship between individualism-collectivism, face, and feedback and learning processes in Hong Kong, Singapore, and the United States. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 34(1), 72-90. <https://doi.org/10.1177/0022022102239156>
- 岩谷舟真・村本由紀子・笠原伊織 (2016). 評判予測と規範遵守行動の関係－関係流動性に着目して. *社会心理学研究*, 32(2), 104-114. <https://doi.org/10.14966/jssp.0946>
- 正木郁太郎・村本由紀子 (2021). ダイバーシティ信念をめぐる多元的無知の様相－職場におけるズレの知覚と誤知覚. *社会心理学研究*, 37(1), 1-14. <https://doi.org/10.14966/jssp.2001>
- Miller, D. T., & McFarland, C. (1987). Pluralistic ignorance: When similarity is interpreted as dissimilarity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(2), 298-305. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.53.2.298>
- 道田泰司 (2011). 授業においてさまざまな質問経験をするのが質問態度と質問力に及ぼす効果. *教育心理学研究*, 59(2), 193-205. <https://doi.org/10.5926/jjep.59.193>
- 宮島健・山口裕幸 (2018). 印象管理戦略としての偽りの実効化－多元的無知のプロセスにおける社会的機能. *実験社会心理学研究*, 58(1), 62-72. <https://doi.org/10.2130/jjesp.1714>
- 溝上慎一 (2014). *アクティブラーニングと教授学習パラダイムの転換*. 東信堂.
- 無藤隆・久保ゆかり・大嶋百合子 (1980). 学生はなぜ質問をしないのか？ *心理学評論*, 23(1), 71-88. https://doi.org/10.24602/sjpr.23.1_71
- 野村亮太・丸野俊一 (2017). 質問と回答を取り入れた授業による認知的信念の変容. *教育心理学研究*, 65(1), 145-159. <https://doi.org/10.5926/jjep.65.145>
- Prentice, D. A., & Miller, D. T. (1993). Pluralistic ignorance and alcohol use on campus: Some consequences of misperceiving the social norm.

- Journal of Personality and Social Psychology*, 64(2), 243-256.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.64.2.243>
- 田口雅徳 (2023). 大学生におけるアクティブラーニング型授業に対する取り組み方と性格特性との関連性. *学習開発学研究*, 15, 3-10.
<https://doi.org/10.15027/53780>
- 田村美恵 (2018). コミュニケーション不安の個人差がアクティブ・ラーニング型授業の効果に及ぼす影響. *神戸外大論叢*, 69(2), 103-119.
- Thomson, R., Yuki, M., Talhelm, T., Schug, J., Kito, M., Ayanian, A. H., Becker, J. C., Becker, M., Chiu, C.-y., Choi, H.-S., Ferreira, C. M., Fülöp, M., Gul, P., Houghton-Illera, A. M., Joasoo, M., Jong, J., Kavanagh, C. M., Khutkyy, D., Manzi, C., . . . Visserman, M. L. (2018). Relational mobility predicts social behaviors in 39 countries and is tied to historical farming and threat. *PNAS Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 115(29), 7521-7526.
<https://doi.org/10.1073/pnas.1713191115>
- Vandello, J. A., & Cohen, D. (2004). When believing is seeing: Sustaining norms of violence in cultures of honor. In M. Schaller & C. S. Crandall (Eds.), *The psychological foundations of culture* (pp. 281-304). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- 山地弘起・川越明日香 (2020). 公的自己意識がアクティブラーニングの効果に及ぼしうる影響. *日本教育工学会論文誌*, 44(suppl), 205-208.
<https://doi.org/10.15077/jjet.S44120>
- Yamagishi, T. (2011). Micro-macro dynamics of the cultural construction of reality: A niche construction approach to culture. In M. J. Gelfand, C.-y. Chiu, & Y.-y. Hong (Eds.), *Advances in culture and psychology* (pp. 251-308). Oxford University Press.
- Yuki, M., & Shug, J. (2020). Psychological consequences of relational mobility. *Current Opinion in Psychology*, 32, 129-132.
<https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2019.07.029>

付 記

本研究は、島根大学人間科学部研究倫理審査委員会において承認を受けた。承認番号：2021-7