

知的好奇心と認知的態度との関連

汀 逸 鶴

問題と目的

知的好奇心には拡散的好奇心と特殊的好奇心という2つのタイプの下位概念が存在し、認知的態度に対してそれぞれ異なった影響を及ぼすと考えられる。

本研究の目的は、拡散的好奇心・特殊的好奇心と他の特性や課題との関連を検討し、その特徴や役割の差を明らかにすることで、研究上で両者を区別する意義について結論を得ることである。

本研究では具体的に以下の2点について検討を行う。

1. 拡散的好奇心・特殊的好奇心と他の認知的特性との関連を明らかにする。
2. 新奇な情報の評価を行うとき、拡散的好奇心・特殊的好奇心が評価に及ぼす影響を明らかにする。

研究1

目 的

研究1の目的は拡散的好奇心・特殊的好奇心と知的活動にかかわる他の認知的特性との関連について検討することである。

方 法

調査対象 第1回質問紙調査：2016年11月に245名（男性68名、女性157名、不明20名）、平均年齢19.14（SD=1.16）歳を対象に実施された。知的好奇心尺度、BAROCO Short、二分法的思考尺度、日本語版 Ten Item Personality Inventory が実施された。

第2回質問紙調査：2017年11月に192名（男性56名、女性117名、不明19名）、平均年齢19.59（SD=1.42）歳を対象に実施された。知的好奇心尺度、批判的思考尺度、成人用メタ認知尺度、情報処理スタイル（合理性－直観性）尺度が実施された。

使用尺度 知的好奇心：知的好奇心尺度（西川・雨宮，2015）、知能：BAROCO Short（Shikishima et al., 2011）BAROCO II. 3 から知能指数と相関が高かった5問を抽出して作成された三段論法課題テスト、二分法的思考：二分法的思考尺度（Dichotomous Thinking Inventory; DTI; Oshio, 2009）、Big-Five：日本語版 Ten Item Personality Inventory; TIPI-J; 小塩・阿部・カトローニ，2012）、批判的思考：批判的思考態度尺度（平山・楠見，2004）、メタ認知：成人用メタ認知尺度（阿部・井田，2010）、合理性－直観性：情報処理スタイル（合理性－直観性）尺度（内藤・鈴木・坂元，2004）を用いた。

結 果

まず確認的因子分析を行った結果、適合度指標は $\chi^2 = 126.823$ 、 $df = 53$ 、 $p < .001$ 、GFI = .946、

AGFI = .920、RMSEA = .066、AIC = 197.421であった。第1因子と第2因子の信頼性係数はともに $\alpha = .87$ であり、十分な内的整合性も示された。この結果から、知的好奇心尺度は西川・雨宮（2015）の通りに2因子からなる尺度であることが支持された。

次に拡散的好奇心と特殊的好奇心の差異を検討するために、各尺度およびそれらの下位尺度との相関を算出した（Table 1）。

Table 1. 知的好奇心尺度と各尺度の相関

	拡散的好奇心	特殊的好奇心
BAROCO Short ($n = 222$)	.02	.11
二分法的思考尺度 ($n = 222$)	.24 **	.42 **
二分法の選好	.33 **	.48 **
二分法的信念	.15 *	.23 **
損得思考	.19 **	.42 **
TIPJ ($n = 222$)		
外向性	.39 **	.07
協調性	.11	.09
勤勉性	.19 **	.41 **
神経症傾向	-.17 *	.08
開放性	.61 **	.33 **
批判的思考態度尺度 ($n = 179$)		
論理的思考への自覚	.16 *	.24 **
探求心	.61 **	.26 **
客観性	.29 **	.29 **
証拠の重視	.11	.26 **
成人用メタ認知尺度 ($n = 179$)		
モニタリング	.26 **	.48 **
コントロール	.29 **	.33 **
メタ認知的知識	.19 *	.37 **
情報処理スタイル（合理性-直観性）尺度 ($n = 179$)		
合理性	.32 **	.32 **
能力	.09	.22 **
態度	.46 **	.34 **
直観性	.18 *	-.13
能力	.21 **	-.05
態度	.12	-.18 *

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

考 察

分析の結果から考察される2つの好奇心の特徴をまとめると、拡散的好奇心が新奇な情報の探索を優先するのに対して、特殊的好奇心は根拠や論理性への志向が比較的強いことがわかった。特に批判的思考やメタ認知、合理性-直観性との関連を見ると、既に西川・雨宮（2015）で指摘されていた特殊的好奇心の論理的思考への志向性や曖昧さへの否定的な態度といった性質はより強調されたと考えられる。翻って、拡散的好奇心には論理的思考へのこだわりが欠ける傾向が示され、この点が特殊的好奇心のもっとも顕著な違いと言える。また、今回の検討では知能とは拡散的好奇心と特殊的好奇心のどちらもが有意な関連を示さなかった。この結果は先行研究での好奇心と知能の関連の薄さを裏付けるものと考えられるが、測定や対象となったサンプルの性質が関わっているという可能性も完全には排除できない。

研究 2

目 的

研究 2 の目的は新奇な情報への評価に拡散的好奇心・特殊的好奇心がそれぞれどのような影響を及ぼすのかを検討することである。

方 法

調査対象 2016年11月に245名（男性68名、女性157名、不明20名）、平均年齢19.14（SD=1.16）歳を対象に質問紙調査が実施された。

使用尺度 知的好奇心：知的好奇心尺度（西川・雨宮，2015）、文章のもっともらしさ評価：Weisberg, Keil, Goodstein, Rawson & Gray（2008）で使用された心理学的現象の提示文と説明文の例を参考に、心理学的現象である「1：知識の呪い」「2：シミュラクラ現象」「3：カクテルパーティー効果」に関する日本語の文章を作成し使用した。各現象の理由の説明文として、理由として適切な情報が含まれたもの（以下、適切な説明）と言い換えを使用した不適切なもの（以下、不適切な説明）を作成し、それぞれに脳科学の情報を付加したものと付加していないものを作り、1つの現象に対して4通りの説明文を作成した。Weisberg et al.（2008）にしたがって適切な説明、不適切な説明は被験者内要因、脳科学の情報の有無は被験者間要因として扱い、調査においてはカウンターバランスをとるためにランダムに質問冊子を配布した。被験者には現象の文章を読んだ後、理由の説明文それぞれに対してどのくらいもっともらしいと感じるか7件法で評定させた。

結 果

まず3つの現象に対する説明文の適切さが弁別されているかどうかを検討するために、適切な説明文と不適切な説明文のもっともらしさの得点を用いて最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。固有値1以上の因子は2つ認められたことから、2因子が妥当であると判断した。 α 係数を用いて内的一貫性を検討したところ、第1因子は $\alpha = .62$ 、第2因子は $\alpha = .56$ とやや低い値であったが、項目が3つずつと少なかったことを考慮すれば十分な内的一貫性を示していると考えられる。この結果から、以降では3通りの適切な説明文のもっともらしさの得点と不適切な説明文のもっともらしさの得点をそれぞれ合計し、「適切な説明のもっともらしさ」と「不適切な説明のもっともらしさ」として扱う。

説明文に対する評価への拡散的好奇心と特殊的好奇心の影響を検討するために、説明文のもっともらしさを従属変数、年齢と性別を第1ステップ、拡散的好奇心と特殊的好奇心と脳科学の情報の有無を第2ステップ、2つの好奇心と脳科学の情報の有無の交互作用を第3ステップの独立変数として階層的重回帰分析を行った。なお、変数は強制投入とした。

まず、適切な説明のもっともらしさに対する独立変数の影響を検討した（Table 2）。第2ステップの決定係数は $R^2 = .06$ であり、第1ステップからの決定係数の変化量が $\Delta R^2 = .06$ （ $p < .01$ ）で有意であった。第3ステップの決定係数の変化量は有意ではなかった。Table 2 から明らかなように、特殊的好奇心のみが適切な説明のもっともらしさに有意な影響を及ぼしていた。脳科学情報を含む交互作用はいずれも有意な影響が認められなかった。

Table 2. 適切な説明のもっともらしさに対する影響

	第1ステップ		第2ステップ		第3ステップ	
	β	信頼区間	β	信頼区間	β	信頼区間
年齢	.01	[-0.13, 0.15]	-.04	[-0.18, 0.10]	-.05	[-0.19, 0.10]
性別	-.01	[-0.15, 0.13]	-.01	[-0.14, 0.13]	-.01	[-0.15, 0.12]
拡散的好奇心			.03	[-0.12, 0.19]	.05	[-0.11, 0.20]
特殊的好奇心			.23 **	[0.07, 0.39]	.24 **	[0.08, 0.39]
脳科学情報の有無			.05	[-0.08, 0.19]	.04	[-0.09, 0.18]
拡散的好奇心×脳科学情報					.03	[-0.13, 0.19]
特殊的好奇心×脳科学情報					-.14	[-0.30, 0.02]
R^2	.00		.06 *		.08 *	
ΔR^2			.06 **		.02	

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

次に、不適切な説明のもっともらしさに対する影響を検討した (Table 3)。第2ステップの決定係数は $R^2 = .09$ であり、第1ステップからの決定係数の変化量が $\Delta R^2 = .04$ ($p < .05$) で有意であった。第3ステップの決定係数の変化量は有意ではなかった。Table 3 から明らかなように、年齢と性別、拡散的好奇心が適切な説明のもっともらしさに有意な影響を及ぼしていた。脳科学情報を含む交互作用はいずれも有意な影響が認められなかった。

Table 3. 不適切な説明のもっともらしさに対する影響

	第1ステップ		第2ステップ		第3ステップ	
	β	信頼区間	β	信頼区間	β	信頼区間
年齢	-.15 *	[-0.29, -0.02]	-.16 *	[-0.30, -0.02]	-.16 *	[-0.30, -0.02]
性別	.13	[0.00, 0.27]	.14 *	[0.00, 0.27]	.13	[0.00, 0.27]
拡散的好奇心			.16 *	[0.01, 0.31]	.17 *	[0.02, 0.32]
特殊的好奇心			-.02	[-0.17, 0.14]	-.02	[-0.17, 0.14]
脳科学情報の有無			.11	[-0.03, 0.24]	.10	[-0.03, 0.23]
拡散的好奇心×脳科学情報					.04	[-0.12, 0.20]
特殊的好奇心×脳科学情報					-.11	[-0.27, 0.05]
R^2	.05 **		.09 **		.10 **	
ΔR^2			.04 *		.01	

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

考 察

重回帰分析の結果から、まず拡散的好奇心は適切な説明文の評価には影響を持たず、不適切な説明文への評価に影響を及ぼしていることが明らかになっている。研究1の結果も踏まえ、拡散的好奇心は提示された情報の信憑性に関わらずそれを受け入れることを促す働きがあると結論付けられる。また、特殊的好奇心は適切な説明文に対する評価に影響を及ぼし、不適切な説明文の評価には影響しないことが明らかになっている。

研究2を総括すると、拡散的好奇心は情報の無批判に受容し、特殊的好奇心は情報を論理的に評価するはたらきをすることが分かった。研究2では実際に新奇な情報に対して判断を下す際に特殊的好奇心が論理的な思考を促す可能性が示唆された。

総合考察

本研究では知的好奇心の2つのタイプである拡散的好奇心と特殊的好奇心について、他の心理特性との関連と、実際に情報を呈示された時の振る舞いからその役割を特定し、両者の違いをより明確にすることを目的に検討を行った。

研究1では、拡散的好奇心と特殊的好奇心の違いに関して、関連する認知的特性との関連から両者の特徴をより明確にすることができた。拡散的好奇心は新奇な情報の探索を優先し、論理的思考への関連は薄いのに対して、特殊的好奇心は既に持っている情報へ着目し、また論理的思考への志向性と関連していることが明らかになった。

研究2では実際に情報を提示されたときはたらきについて、拡散的好奇心は情報を無批判に受容し、特殊的好奇心は情報を論理的に評価するはたらきをすることが示唆された。研究1で示されていた拡散的好奇心と特殊的好奇心の概念としての差異は、そのまま新奇な情報を判断する場面での行動にも反映されるようである。

以上の差異を踏まえると、拡散的好奇心と特殊的好奇心はそれぞれに明確な特徴を有しており、研究上では両者を区別して検討する方が妥当であると結論付けることができる。

今後の課題

本研究の限界として、知的好奇心と知能との関連および年齢による推移を厳密に検証できなかったことが挙げられる。本研究で知能検査の代理として用いた Shikishima et al. (2011) の BAROCO Short は知能指数との関連が指摘され、知能検査の代わりに用いることが開発者ら自身によって提案されているものの、正式な知能検査を用いた妥当性はまだ十分に検討されていない。そのため、本研究で得られた知的好奇心と知能との関連はあくまで示唆に過ぎないことに留意する必要がある。また、調査の対象が大学生に限定されているため、今後さらに幅広い年齢や集団を対象とした調査を行い、知的好奇心の発達に伴う変化を包括的に捉えることが求められる。

Bandura の道徳的解放尺度の検討

平塚 将

目的

なぜ普通の人が非行や犯罪を行ってしまうのか、そしてその様な事を行いながら自分自身をどのように保つのか、その理解には Bandura の道徳的解放が適している。道徳的解放とは人が普段持っている道徳的基準を違反し、非道徳的な行為を行ってしまう際に働くプロセスのことである。道徳的解放は四つのクラスターに分けられる八つの心理機制を持っている。八つとは道徳的正当化、婉曲的言い回し、有利な比較、責任転嫁、責任の拡散、結果の歪曲化、非難の帰属、非人間化である。これらの心理機制は4つの地点で機能する (Figure 1)。道徳的正当化、婉曲的言い回し、有利な比較が行動地点に、責任転嫁、責任の拡散は主体地点に、結果の歪曲化が結果地点に、非難の帰属、非人間化が被害者地点において作用する。

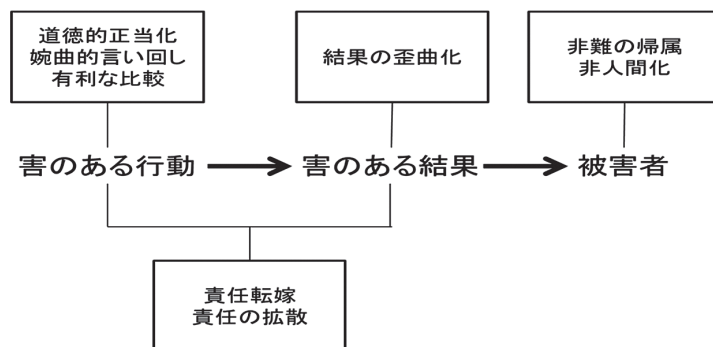


Figure 1 道徳的自己制御の4地点において作用する8つの心理機制

本研究は、この考えに基づいた Bandura の Moral Disengagement Scale を参考に日本語版道徳的解放尺度を作成し、その因子構造を確認することが目的である。同時に道徳的解放が、主張されているようなプロセス性を保持しているのかを検証することも目的とする。

方法と仮説

二部構成の質問紙による調査を実施した。調査協力者は、ネット調査会社で募集した20代の142名(男性69名、女性73名)で、平均年齢は25.81歳(標準偏差=2.68)であった。質問紙の第一部では、道徳的解放が生じるであろう場面を想定した三つのシナリオで構成されている。三つとは、満員電車のシナリオ、いじめのシナリオ、傘盗難のシナリオである。また、シナリオを四つのパートにわけた。区分は Figure 1 の四つの四角に該当する。道徳的正当化や婉曲的言い回し、有利な比較が作用する行動パー

ト（パート1）、責任転嫁や責任の拡散が作用する主体性パート（パート2）、結果の歪曲化が作用する結果パート（パート3）、非難の帰属と非人間化が作用する被害者パート（パート4）。それぞれ心理機制に対応する8項目を設定した。第二部はBanduraのMoral Disengagement Scaleを基に新たに作成した道徳的解放尺度を用いた。8つの心理機制にそれぞれ6項目作成し、ダミー項目2項目を含む全50項目の尺度を用いた。第一部のシナリオは四件法を、第二部の尺度では六件法を使用した。

道徳的解放がプロセス性を有しているのならば、シナリオ条件において以下の四つの仮説が立てられる。

仮説1. 道徳的正当化、婉曲的言い回し、有利な比較の項目の得点は、パート2・パート3・パート4よりも、パート1において最も高い。

仮説2. 責任転嫁、責任の拡散の項目の得点は、パート1・3・4よりも、パート2において最も高い。

仮説3. 結果の歪曲化の項目の得点は、パート1・2・4よりも、パート3において最も高い。

仮説4. 非難の帰属、非人間化の項目の得点は、パート1・2・3よりも、パート4において最も高い。

結 果

まず道徳的解放の全項目の平均と標準偏差を算出し、天井効果や床効果がないかを検討した。その結果、9項目に床効果が見られたため、その後の分析から削除した。削除された項目は、「婉曲的言い回し」を想定して作成した1項目、「責任の拡散」の4項目、「結果の歪曲化」の3項目、「非難の帰属」の1項目である。

その後、最尤法による因子分析を行った。固有値やその他指標を鑑み、7因子構造が提案された。そしてそこから因子負荷量が.35以上を示した項目を選び出した。その結果、7因子35項目の尺度が完成した（Table 1）。因子1を「非人間化」と命名した。この因子は事前の予想通りの項目、5項目で構成されている（ $\alpha = .907$ ）。因子2を「身近さへの帰属」と命名した。この因子は主に本来、責任の拡散や結果の歪曲化を想定していた項目、6項目で構成されている（ $\alpha = .856$ ）。因子3を「責任転嫁」と命名した。この因子は事前の予想通りの項目、6項目で構成されている（ $\alpha = .867$ ）。因子4を「有利な比較」と命名した。この因子は事前の予想通りの項目、5項目で構成されている（ $\alpha = .866$ ）。因子5を「婉曲的な言い回し」と命名した。本来、婉曲的な言い回しを想定していた項目、4項目とその他2項目で構成されている（ $\alpha = .800$ ）。因子6を「道徳的正当化」と命名した。この因子は事前の予想通りの項目、3項目で構成されている（ $\alpha = .727$ ）。因子7を「非難の帰属」と命名した。この因子は事前の予想通りの項目、4項目で構成されている（ $\alpha = .736$ ）。1因子構造と4因子構造も確認したが、1因子構造では適合度指標がCFI = .595, RMSEA = .128, 4因子構造ではCFI = .821, RMSEA = .080であったのに対し、7因子構造では、CFI = .909, RMSEA = .068であったため、7因子構造を採用した。

次に道徳的シナリオについて、分析には1要因4水準の分散分析を行った。3つのシナリオにおけるパート間の項目得点の比較結果をTable 2に記した。

考 察

道徳的解放尺度作成において、元々「責任の拡散」の項目であった項目13, 30, 39, 47に床効果が見られた。それら項目では、違法駐車やスピード違反など、身近な違反行動を扱っている。違法駐車などは

優秀修士論文概要

Table 1 道徳的解放尺度の因子分析の結果

		因子負荷量	
F1 非人間化			
$\alpha = .907$	33	社会の迷惑となるような人は、粗末に扱われるリスクがある	.916
	16	非常識で自己中心的な人は、粗末に扱われるリスクがある	.862
	42	社会のルールから外れている人は、ぞんざいに扱われるリスクがある	.813
	50	配慮や思いやりがない人は、粗末に扱われるリスクがある	.787
	25	見た目が汚らしい人は、ぞんざいに扱われるリスクがある	.682
F2 身近さへの帰属			
$\alpha = .856$	26	信号無視をしても、それが大事な約束に間に合うためなら仕方ない	.762
	5	みんなが信号無視をしているならば、自分も信号に従わなくても構わない	.738
	23	駆け込み乗車で出発を後らせてしまっても、それは大したことではない	.724
	22	本来並ぶべき場所に他の人が並んでいないならば、そこに並ばなくても構わない	.672
	6	歩きスマホをしたとしても、他人にぶつかなければ、それは大したことではない	.650
	35	駆け込み乗車をしても、それが遅刻しないためなら仕方ない	.522
F3 責任転嫁			
$\alpha = .867$	46	先輩から無理強いされて不正行為をしてしまった場合、悪いのは先輩である	.829
	12	未成年が先輩から進められ飲酒をしてしまった場合、悪いのは先輩である	.815
	29	友達から強要されて不正行為をしてしまった場合、悪いのは友達である	.736
	4	上司に唆されて不正な行為をしてしまった場合、悪いのは上司である	.648
	38	親に命令されて万引きを行った場合、悪いのは親である	.621
	21	他人に害を与えてしまったとしても、それが人からの指示通りに行動した結果なら、悪いのはそれを指示した人である	.545
F4 有利な比較			
$\alpha = .866$	37	カンニング行為は、人を殴ることよりもましである	.789
	45	不法投棄は、傷害のような他の違法行為よりもましである	.748
	28	置きっぱなしの物を盗ることは、怪我を負わせる他の違法行為よりもましである	.728
	3	公共の場所で騒ぎ他人に迷惑をかけることは、人に危害を加える行為よりもましである	.579
	11	万引きは、傷害のような他の違法行為よりもましである	.418
F5 婉曲的言い直し			
$\alpha = .800$	2	叩いたり、小突いたりすることは、軽い“ちょっかい”のようなものである	.693
	10	同級生がうとうとしいことをしている時に叩くことは、嫌がらせではなく、うとうとしい行為に気づかせるため“注意”しているだけである	.668
	14	友達が馬鹿にしても、友達が傷ついた様子がなければ、それは大したことではない	.571
	36	おちゃらけている同級生を叩いたり馬鹿にしたりすることは、いじめているのではなく、“いじっている”だけだ	.536
	19	その場にはいない人のことで場を盛り上げることは、陰口ではなく、ちょっとした“遊び”のようなものである	.466
	15	仲間からのけ者にされるような人は、たいていその人自身にも責任がある	.414
F6 道徳的正当化			
$\alpha = .727$	18	決まりを破っても、それが友達を守るためなら仕方ない	.911
	9	嘘をついても、それが友達をトラブルから守るためなら仕方ない	.602
	1	喧嘩をしても、それが友達を守るためなら仕方ない	.563
F7 非難の帰属			
$\alpha = .736$	49	施錠していない部屋に泥棒が入ったとしても、それは施錠しなかった人にも責任がある	.620
	24	深夜の繁華街をぶらぶらしていたせいで喧嘩に巻き込まれても、それはぶらぶらしていた人にも責任がある	.588
	41	見知らぬ人についていったせいでトラブルに巻き込まれても、それはついていった人にも責任がある	.499
	7	荷物が盗まれたとしても、置いておいた場所に被害者が注意を向けていなかった場合は、その人にも責任がある	.453

Table 2 三つのシナリオにおけるパート(p)ごとの各項目得点の分散分析

	地点1の心理機制			地点2の心理機制		地点3の心理機制	地点4の心理機制	
	道徳的正当化	婉曲的言い回し	有利な比較	責任転嫁	責任の拡散	結果の歪曲化	非難の帰属	非人間化
シナリオ1 満員電車	p2>p3 p4>p3	p4>p3	n.s.	p1>p2 p1>p3 p1>p4	p2>p1 p2>p3	p4>p1 p4>p2 P4>p3	p4>1 p4>2 p4>3	p4>1
シナリオ2 いじめ	n.s.	p1>p2	p1>p2 p1>p3 p1>p4 p4>p3	n.s.	n.s.	p1>p3 p3>p4	n.s.	n.s.
シナリオ3 傘盗難	p3>p1 p3>p2	n.s.	n.s.	p2>p1 p4>p1	n.s.	n.s.	p4>p1 p4>p2 p4>p3	p4>p3

※表に記している大小の結果 (>) は1%水準、あるいは5%水準で有意なものを記している。

車の免許を持っていない人や普段車を使用しない人にとって、身近であり想像しやすいものの、自身がそこに責任を解放する機会や必要はない。そのため身近さ故の厳しい視点だけが残り、低い得点傾向になり、床効果が見られたと考えられる。元々「結果の歪曲化」の項目であった項目31, 40, 48に床効果が見られた。項目31と40はごみのポイ捨てとエリア外での喫煙という行動を扱っているが、それらは大々的に社会問題として扱われてきた背景があるため、厳しい視点が向けられ、低い得点傾向になり、床効果が見られたと考えられる。また項目48は落し物の横領という重い行動を扱っているため、低い得点傾向になり、床効果が見られたと考えられる。元々「婉曲的言い回し」の項目であった項目27でも、他の項目と比べて重い盗難という行動を扱ったため、床効果が見られたと考えられる。また、元々「非難の帰属」の項目であった項目32であるが、他の「非難の帰属」項目では被害者が人であったのに対し、項目32では被害者が店という人ではなく大きな対象になっているため、なかなかそこへの帰属が起こらず、床効果が見られたと考えられる。

その結果、8因子を想定した作成した道徳的解放尺度であったが、最終的に7因子となった。また「責任の拡散」と「結果の歪曲化」の因子がつぶれ、新たに「因子2: 身近さへの帰属」が入る形になった。この大きな理由としてはやはり「責任の拡散」と「結果の歪曲化」の項目において、床効果を示した項目が多かったことが挙げられる。「責任の拡散」は元々6項目であったものが項目削除により2項目に、「結果の歪曲化」は3項目に減った。またそうして残った項目も「身近さ」という点が共通しており、そこでくっついてしまった可能性が高い。今後尺度内容を吟味し、床効果が出にくい項目を作成することで、「責任の拡散」や「結果の歪曲化」というものを捨てる可能性があるだろう。

次に、道徳的解放シナリオが意図した役割を持っているかを確認した。つまり、シナリオにより活性化される地点(パート)においてそれに対応する心理機制が反応できているのかを確認した。対応関係は以下の通りである。パート1: 「道徳的正当化」、「婉曲的言い回し」、「有利な比較」。パート2: 「責任転嫁」、「責任の拡散」。パート3: 「結果の歪曲化」。パート4は「非難の帰属」、「非人間化」。

まず電車シナリオであるが、「責任転嫁」、「責任の拡散」、「非難の帰属」、「非人間化」において、パート間に得点の差があり、仮説通り、対応する項目がその他項目よりも得点が高かった(仮説2, 仮説4)。また「道徳的正当化」ではパート2とパート4での得点が、パート3の得点よりも高かった。これはパート1時点では抑えられていた「道徳的正当化」が、パート2で「責任転嫁」や「責任の拡散」が行える

優秀修士論文概要

状況になったことで、状況や他人が悪いと考えられるようになり、行動地点に立ち戻り自己の正当性を表出できるような基盤が形成されたのではないかと考えられる。このことにより、道徳的解放心理機制のプロセス性に加え、循環性が存在している可能性が考えられる。

次にいじめシナリオについてであるが、「婉曲的言い回し」、「有利な比較」、「結果の歪曲化」において、パート間に得点の差があり、仮説通り、対応する項目がその他項目よりも高かった（仮説1、仮説3）。その他の項目「道徳的正当化」、「責任転嫁」、「責任の拡散」、「非難の帰属」、「非人間化」においてはパート間に差がなかった。この理由として、いじめ対象や周囲の人が知人であるという点があげられる。例えば「非難の帰属」や「非人間化」に関して、いじめ対象が知人である場合、それまで同じ時を過ごしてきた、同じ場所で活動している、といった自身との関係性や共通性が存在する。このような関係性や共通性が存在していると、その相手に非難を帰属させることや、非人間化を行うことが難しくなる。

次に傘シナリオであるが、「道徳的正当化」、「責任転嫁」、「非難の帰属」、「非人間化」において、パート間に得点の差があった。このうち、「責任転嫁」、「非難の帰属」、「非人間化」において、仮説通り、対応する項目がその他の項目よりも高かった（仮説2、仮説4）。

以上、一つのストーリーにおいて仮説1、2、3、4の全てが支持されることはなかった。電車ストーリーでは仮説2、4が、いじめストーリーでは仮説1、3が、傘ストーリーでは仮説2、4が支持された。これにより道徳的解放の心理機制のプロセス性については、確認ができた部分もあるが、ストーリーの違いによる影響や循環性の可能性など、さらに検証していく必要があるだろう。

応答方法による音の大きさの恒常性の相違

安河内 鮎 美

目 的

音の大きさは、音源と聴取者の距離が変化しても、一定に知覚される傾向がある。この現象を音の大きさの恒常性と呼ぶ。どのような情報が利用されることで音の大きさの恒常性が生じているのかは十分に明らかになっていない。

音の大きさの知覚には、聴覚以外に視覚の情報も用いられていることがわかっている (Rosenblum & Fowler, 1991)。また、動作の情報が知覚に影響を与えていることも示されてきた (Repp & Knoblich, 2007)。音の大きさの恒常性にも、視覚の情報や動作の情報が影響を与える可能性がある。

本研究では、他者が生成した音を聞く時に、自身が音を生成する動作のシミュレーションを行い、その結果を元にして他者が生成した音の大きさを推定していると仮定し、視覚の情報と、音を生成するために行う動作の情報の有無が、音の大きさの恒常性の強さに影響を与えるかどうかを検討した。また、高齢者は一般的に聴力が低下し、音の大きさの知覚に変化が生じている可能性がある。そこで、高齢者を対象に同様の実験を行い、音の大きさの恒常性の強さを調べた。

実験 1

【方法】

大学生14名が実験に参加した。奏者が鍵盤ハーモニカを2秒間吹いて音刺激を呈示した。実験参加者は奏者が吹いた音の大きさを推定し、答えるために2つの異なる方法を用いた。音生成条件では、音刺激と同じ音の大きさになるように鍵盤ハーモニカを吹かせた。吹いた音のピークの音圧レベル (dB(A)) を測定し、その試行の音圧として記録した。音量調整条件では、奏者が吹いた音を標準刺激、スピーカから呈示する音を比較刺激とし、調整法を用いた測定を行った。比較刺激は録音した鍵盤ハーモニカの音であった。実験参加者はスピーカのつまみを回して比較刺激の音の強さを調整した。調整が終わったときのピークの音圧レベル (dB(A)) を測定し、その試行の音圧として記録した。実験参加者と奏者との距離は2、8、32mの3種類であった。奏者が吹く音の音圧は60 (小条件)、75 (中条件)、86dB(A) (大条件) の3種類を用いた。各条件5試行ずつ、全90試行を行った。

【結果と考察】

実験参加者ごとに各条件の5試行の平均音圧を求め、その値について参加者全員の平均を求めた (Figure 1)。音生成条件では、奏者との距離が長くなっても、実験参加者が推定した音圧は比較的一定に保たれていた。一方で、音量調整条件では、距離が長くなるほど、参加者が推定した音圧が小さくなっていった。参加者が推定した音圧について、応答方法、刺激の音圧、距離の3要因の分散分析を行った。

その結果、応答方法と距離の交互作用が有意であった ($F(2, 26) = 6.69, p < .01$)。下位検定の結果、音量調整条件における距離の単純主効果が有意であった ($F(2, 52) = 7.86, p < .01$)。

これらの結果から、楽器を吹いて音を生成したときに、音の大きさの恒常性がより強いことが示された。

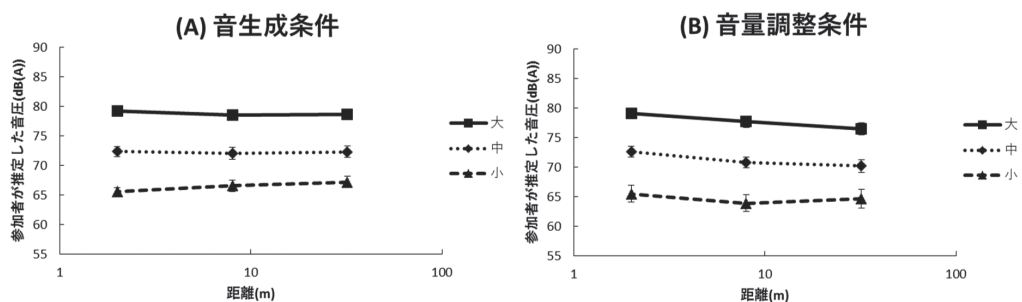


Figure 1. 実験1の結果。

実験2

【方法】

奏者が楽器を吹く動作の視覚的な情報が音の大きさの恒常性へ与える影響を検討するため、奏者の前に衝立を設置し、実験参加者が奏者の動作を観察することができないようにした。実験刺激、手続きは実験1と同様であった。大学生13名が参加した。

【結果と考察】

実験参加者ごとに各条件の平均音圧を求め、その値について参加者全員の平均を求めた (Figure 2)。

音生成条件と音量調整条件の両方で、奏者と参加者の距離が短いとき、参加者が推定した音圧が大きかった。参加者が推定した音圧について、応答方法、刺激の音圧、距離の3要因の分散分析を行った。その結果、距離の主効果が有意であった ($F(2, 24) = 3.62, p < .05$)。多重比較の結果、2mのときの音の大きさは8mと32mに比べて有意に大きく判断されていた ($p > .05$)。

この結果から、視覚情報が得られないときは、楽器を吹くときもスピーカを調整するときも、音の大きさの恒常性が弱かったことが示された。実験1では音生成条件のときの方が音量調整条件より音の大

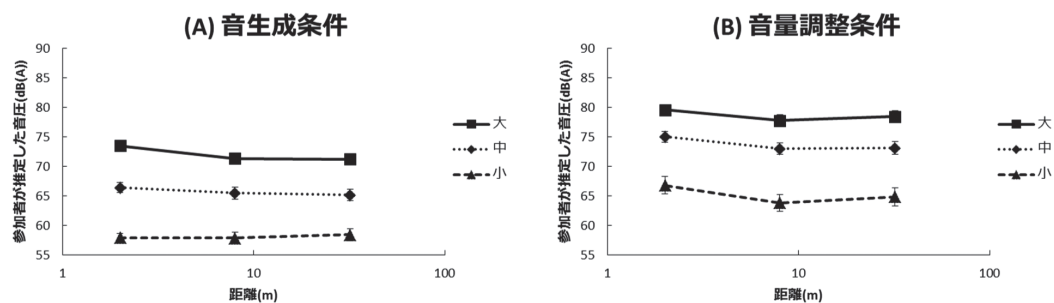


Figure 2. 実験2の結果。

きさの恒常性が強かった。これらの結果は、奏者が楽器を吹く動作の視覚情報と、自身が楽器を吹く動作の運動情報が両方得られるときに、音の大きさの恒常性が強くなることを示唆している。

実験3

【方法】

高齢者を対象とし、動作の情報が音の大きさの知覚に与える影響について検討した。実験刺激、手続きは実験1と同様であった。65歳以上の高齢者13名が実験に参加した。

【結果と考察】

実験参加者ごとに各条件の平均音圧を求め、その値について参加者全員の平均を求めた (Figure 3)。音生成条件では、奏者との距離が長くなっても、実験参加者が推定した音圧は比較的一定に保たれていた。一方で、音量調整条件では、距離が長くなるほど、参加者が推定した音圧が小さくなっていった。分散分析を行った結果、応答方法と距離の交互作用が有意であった ($F(2, 24) = 12.25, p < .001$)。下位検定を行った結果、距離の単純主効果が音量調整条件で有意であった ($F(2, 48) = 26.03, p < .001$)。多重比較の結果、2m条件の方が8m条件より大きく、8m条件のときの方が32m条件より大きく判断されていた ($p < .05$)。このことから、高齢者でも楽器を吹いて音を生成したときの方が、音の大きさの恒常性がより強いことが示された。先行研究では、高齢者では動作の情報が視覚に影響を与えにくいことが示されている (Costello, Bloesch, Davoli, Panting, Abrams & Brockmole, 2015)。高齢者の音の大きさの知覚は視覚に比べて変化しやすく、そのため若年成人と同じように動作による変化が起き、同じ音源の音の大きさを一定であると知覚することができたと考えられる。

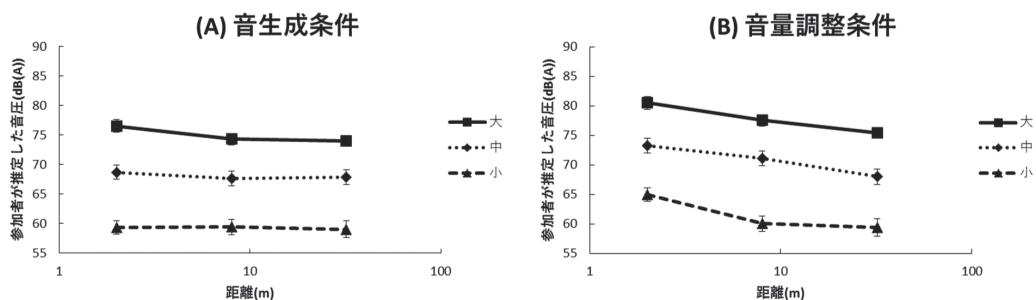


Figure 3. 実験3の結果。

実験4

【方法】

高齢者を対象に、奏者の動作の視覚的な情報が音の大きさの恒常性へ与える影響を検討するため、奏者の前に衝立を設置し、実験参加者が奏者の動作を観察することができないようにした。実験刺激、手続きは実験3と同様であった。65歳以上の高齢者13名が参加した。

【結果と考察】

実験参加者ごとに各条件の5試行の平均音圧を求め、その値について参加者全員の平均を求めた (Figure 4)。音生成条件と音量調整条件の両方で、奏者と参加者の距離が長くなると、参加者が推定した音圧が小さくなる傾向があった。また、音量調整条件に比べて、音生成条件では実験参加者が推定した音圧が全体的に小さかった。分散分析を行った結果、距離の主効果が有意であった ($F(2, 24) = 5.15, p < .05$)。多重比較の結果、距離が2mのとき32mのときに比べて有意に大きいと判断された ($p < .01$)。

この結果は、高齢者でも、奏者が楽器を吹く動作の視覚情報と、自身が楽器を吹く動作の運動情報が両方得られるときに、音の大きさの恒常性が強くなることを示唆している。

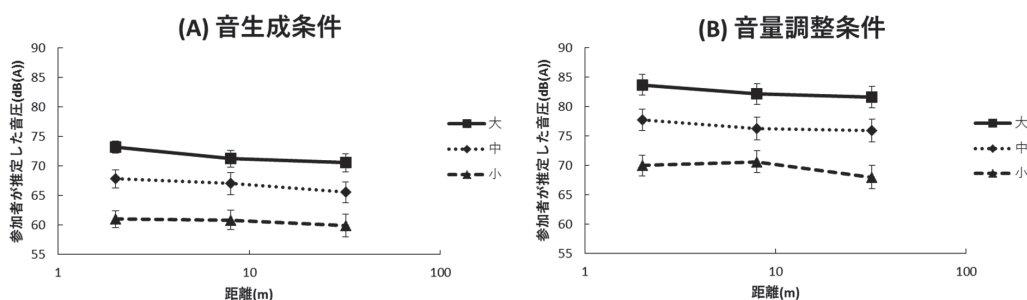


Figure 4. 実験4の結果。

総合的考察

音の大きさの恒常性についてこれまでに行われてきた研究では、どのような情報が利用されて音の大きさの恒常性が生じているのか、まだ十分に明らかになっていなかった。本研究では、他者が音を生成する動作の視覚的手がかりが得られる時、音を生成する動作を行うと、音の大きさの恒常性が強く見られることがわかった。

実験1では、実験参加者が楽器を吹くという動作の情報を利用することができる時、音の大きさの恒常性がより強く見られることが明らかになった。音を生成する動作を行うときに、距離が離れても音の大きさを一定に知覚することができ、音の大きさの恒常性が強く見られることを示している。

実験2では、奏者の動作を見ることができないようにした結果、2つの応答方法とも奏者との距離が短いとき音の大きさが大きく判断され、音の大きさの恒常性が弱かったことが示された。このことから、音の大きさの恒常性は、視覚的に示される他者の動作の手がかりに大きく依存していると考えられる。

実験3では高齢者でも大学生と同じように、動作の情報が利用できるとき音の大きさの恒常性が強くみられることが示された。聴覚と動作による手がかりが同等の重みづけで処理された結果、大学生と同じような動作の影響が見られたと考えられる。

実験4では、奏者の動作を見ることができないようにした結果、高齢者でも大学生と同じように、奏者との距離が短いとき音の大きさが大きく判断され、音の大きさの恒常性が弱くなっていた。高齢者でも、他者が音を生成する動作の推定は、視覚的に示される他者の動作の手がかりに大きく依存していると考えられる。

引用文献

- Costello, M. C., Bloesch, E. K., Davoli, C. C., Panting, N. D., Abrams, R. A., & Brockmole, J. R. (2015). Spatial representations in older adults are not modified by action: Evidence from tool use. *Psychology and aging*, **30**(3), 656.
- Repp, B. H., & Knoblich, G. (2007). Action can affect auditory perception. *Psychological Science*, **18**(1), 6-7.
- Rosenblum, L. D., Fowler, C. A. (1991). Audiovisual investigation of the loudness-effort effect for speech and nonspeech events. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, **17**, 976-985.