



子どもの外見がその子の能力評価に及ぼす影響

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2012-03-08 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 戸田, 弘二, 芳賀, 信太郎, 川村, 遼, 大滝, 幸佳, 館山, 莉奈 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.32150/00006023

子どもの外見がその子の能力評価に及ぼす影響¹

戸田 弘二・芳賀信太郎・川村 遼・大滝 幸佳・館山 莉奈

北海道教育大学札幌校社会心理学研究室

The Influence of Children's Appearance on Ability Ratings

TODA Koji, HAGA Shintaro, KAWAMURA Ryo, OHTAKI Yukika and TATEYAMA Rina

Department of Social Psychology, Sapporo Campus, Hokkaido University of Education

概 要

本研究の目的は、教育経験が豊富な者ほど子どもの能力を評価する際にその子の外見的魅力の影響を受けにくいであろうという仮説を検討することであった。教育大学の学生220名（男66名，女154名）に対して、女子児童の顔写真と作文を添付した質問紙を配布し、作文に対する評価と児童の印象評価を求めた。そして、教育実習を経験した3年生以上をシニア群，経験していない1，2年生をジュニア群とし，各群ごとに作文評価と印象評価を従属変数に，外見的魅力（高・低）×作文の質（優・劣）を要因とした二元配置分散分析を行った。その結果，作文評価では評価項目は異なるが，ジュニア群，シニア群ともに外見の主効果が認められ，両群とも外見的魅力の低い児童の作文の方が高い児童の作文よりも高く評価されていた。一方，印象評価の結果は先行研究と同様に外見的魅力の低い児童はそうでない児童よりも能力をはじめとする諸特性が低いと評価されていた。以上より，同じ水準の作文なら，能力の高いと思われる（外見的魅力が高い）児童が書いた作文よりも能力が低いと思われる（外見的魅力が低い）児童が書いた作文の方が高く評価されるという評価バイアスの存在が確認された。この評価バイアスが何故生じるのかについて教職への志向性や教育的配慮の観点から議論を行った。

Key words：外見的魅力，能力評価，印象評価，評価バイアス

¹ 筑波大学の松井豊教授には先行論文の資料を提供いただいただけでなく，貴重なアドバイスをいただきました。心より感謝の意を表します。

映画やドラマなどでは、外見的魅力の高い人物は仕事ができる、性格が良い等の人物として描かれていることが多い。漫画やアニメの世界でも主人公やその仲間の登場人物は外見的魅力が高く、また能力や性格の観点でも好意的に描かれている場合がほとんどである。これらは、「外見的魅力の高い人物は、そうでない人物よりも社会的に望ましいパーソナリティを有する」(垣内, 1996)という暗黙のパーソナリティ観 (implicit personality theory : IPT) に由来するものと思われる。この IPT は「美人ステレオタイプ」(physical attractiveness stereotype) と呼ばれており、これまでも外見的魅力が人の評価や判断に強く影響を及ぼしていることが数多く報告されている。

例えば Dion (1972) は女子大学生を被験者にして、女子児童 (小学校2年生) の顔写真といたずら行動についての調書を提示し、その子の性格やいたずら行動についての評価を求めた。その結果、外見的魅力の低い子どもは高い子どもに比べてより素質的に反社会的性格を持っていると、一方、外見的魅力の高い子どもはそうでない子どもよりもいたずらの再犯可能性は低い等の評価がなされていた。また、日本でも松井・塚田 (1982) が現役の小学校教師を対象にして、小学校4年生の女子児童の顔写真と通知表の素行欄の記述を提示し、その子の印象評価などを求めた。その結果、外見的魅力の影響を否定する意見が多いにも関わらず、在職期間に関わりなく外見的魅力が子どもの印象評価に影響していることが確認された。最近では猪八・深田・樋口・井邑 (2009) が大学生を対象に裁判員裁判を想定した実験を行い、裁判員の判断に及ぼす被告人の外見的魅力の影響について検討している。その結果、被告人の外見的魅力が量刑を軽くする、情状酌量の認知を高める、犯行の性格への帰属を低める等の行為が認められ、被告人の身体的魅力が裁判員の判断に影響を及ぼす可能性を指摘している。このように、外見的魅力は行動や性格評価 (印象評価) に対して一貫して正の効果をもつことが確認されている。

一方、Landy & Sigall (1974) は、外見的魅

力が能力評価にも影響していることを報告している。彼らは、男子学生に女子学生の写真とレポートを提示し、そのレポートについての評価を求めた。その結果は、性格・行動評価が外見的魅力に影響されていたのと同様に、レポートの評価でも魅力的な女性ほど好意的な評価が与えられる傾向にあり、特にレポートの水準が低い場合に外見の影響が大きくなることが確認された。すなわち、外見的魅力は行動評価や印象評価だけでなく、能力評価にも影響を及ぼしていることが示された。

ところで、Landy & Sigall (1974) の研究は男子学生が同年代の女子学生のレポートを評価するものであり、Dion (1972) や松井・塚田 (1982) のように大人 (あるいは教師) が子ども (あるいは児童) を評価するものではない。一般に、大学生が大学生のレポートを評価することは少ないであろうし、男子学生が女子学生のレポートを評価する場合にはレポートの質以外の要因 (例えば、恋愛感情など) が関与する可能性もある。実際の実験現場では大人 (教師) が子ども (児童・生徒) を評価する機会が多いが、大人による子どもの能力評価を検討した研究は、調べた限りでは見あたらなかった。松井・塚田 (1982) は、現役の小学校教師であっても、子どもの外見的魅力が子どもの印象評価に影響を及ぼすことを報告している。このことは、教師が行う子どもの能力評価にも子どもの外見的魅力が影響する可能性があることを示唆している。しかし印象評価とは違い、学校での能力評価は学習指導要領など、一定の評価基準に沿って行われており、教育経験や教育評価に関する知識によって能力評価に対する外見的魅力の効果は異なるものと思われる。つまり、教育経験や教育評価に関する知識の豊富な者ほど、子どもの能力評価に対する外見的魅力の影響は少ないと予想される。教育実習は大学で学んだ教育評価や教育活動に関する知識を実践できる貴重な機会である。したがって、教育実習を経験した学生と教育実習経験のない学生の間では、子どもの外見的魅力がその子の能力評価に及ぼす影響も異なるものと考えられる。

Table 1 作文評価項目の平均値とSD, 及び t 検定の結果

評 価 項 目	N	平均 (SD)	t 値
内容的に面白い (優)	32	5.28(2.01)	0.48
内容的に面白い (劣)	32	5.50(1.81)	
よく考えられた文章である (優)	32	6.72(1.91)	8.15***
よく考えられた文章である (劣)	32	3.94(1.81)	
文章全体の組み立てが整っている (優)	32	6.47(2.13)	7.67***
文章全体の組み立てが整っている (劣)	32	3.63(1.98)	
文章表記 (誤字・脱字・文法的な誤り) 等に注意している (優)	32	6.44(2.08)	8.45***
文章表記 (誤字・脱字・文法的な誤り) 等に注意している (劣)	32	2.75(1.34)	
総合的にみて, よい作文である (優)	32	6.44(1.72)	4.93***
総合的にみて, よい作文である (劣)	32	4.56(1.83)	

*** p<.001

以上より, 本研究では子どもの外見的魅力がその子の能力評価にどのように影響するかについて, 教育大学での教育経験 (特に, 教育実習) との関わりから検討することを目的とする。本研究における仮説は以下の通りである。

仮説: 教育実習を経験した3年生以上の学生 (以後, シニア群) は, 経験していない2年生以下の学生 (以後, ジュニア群) よりも, 子どもの能力を評価する際にその子の外見的魅力の影響を受けにくいであろう。

予備実験 1

目 的

本調査で用いる作文に想定通りの質的差異が見られるかどうかを検討する。あわせて作文を評価する際の評価項目の適切さを確認する。

方 法

被験者

北海道教育大学札幌校の学生32名 (男性10名, 女性22名)。平均年齢は21.75歳 (SD=1.06)。

材 料

(1) 作 文

小学4年生の児童が書いた文集の中から, 比較的質の高い作文 (以後, 優れた作文) と低い作文

(以後, 劣った作文) を選別した²。作文は, 著者らが文法, 文章構成, 内容から判断して選んだものである。また, 字体を統制するために, 原文を小学6年生の児童に書き直してもらった。作文の文字数は, 優れた作文が308文字, 劣った作文が264文字であった。

(2) 質問紙

それぞれの作文について, 小学校学習指導要領 (文部科学省, 2009), 吉川・岸 (2006) を参考に, 評価項目を5項目作成した (「内容的に面白い」, 「よく考えられた文章である」, 「文章全体の組み立てが整っている」, 「文字表記 (誤字・脱字・文法的な誤り) 等に注意している」, 「総合的にみて, よい作文である」)。回答形式は「非常にそう思う」 (9点) から「全くそう思わない」 (1点) の9件法であった。

手続き

被験者に小学4年生の児童が書いた作文2種類を読んでもらい, それぞれを5つの観点から評価をしてもらった。被験者はランダムに優れた作文から始まる群と, 劣った作文から始まる群に分けて実験を行った。

2 文集は著者の一人が小学校4年生の時のものであり, 選別した作文の作者にはこの著者が心理学の実験に用いることを電話で伝え, 了承を得た。

結果と考察

2つの作文の評価に想定したとおりの差があるかどうかを検討するために、2種類の作文評価の平均値を対応のあるt検定により分析した。その結果、「内容的に面白い」という項目以外の4項目すべてにおいて0.1%水準での有意差がみられた。Table 1に示すように、4項目いずれにおいても優れた作文の方が評価が高かった。一方、「内容的に面白い」という項目では、作文間で有意差はみられず、平均値はむしろ劣った作文の方が高かった。「内容的に面白い」という項目は、「内容が優れている」という意味で用いたものであるが、実験後の被験者の感想から、「思わず笑ってしまう内容」と解釈されてしまった可能性が高く、このような結果になってしまったと考えられる。そこで、本調査での評価項目の修正が必要であると判断した。

予備実験 2

目的

本調査で用いる写真を選定することを目的とする。なお、松井・塚田(1982)では2人の女子児童の写真を用いているが、子どもにより若干結果が異なっていた。このことは外見的魅力の操作の効果以外にも、もともとの子どもの外見的魅力が結果に影響していることを示唆しているものと思われる。そこで、本調査ではもともとの子どもの外見的魅力の効果を相殺するために、4名の顔写真を用いて、その平均値をそれ以降の分析に用いることとした。

方法

被験者

北海道教育大学札幌校の学生34名(男性12名、女性22名)。平均年齢は21.77歳(SD=1.03)。

材料

(1) 写真

写真は、小学校4、5年生の女子児童に「外見的魅力の高い顔」と「外見的魅力の低い顔」を撮

りたいと伝えて撮影した³。「外見的魅力の高い顔」の条件としては笑顔であること、髪や服装などの身だしなみが整っていることとした。「外見的魅力の低い顔」の条件としては、髪や服装が乱れていること、口角を下げた無愛想な表情であることとした。

(2) 質問紙

それぞれの写真について、評価基準とする形容詞対を4項目作成した(「魅力的な-魅力的でない」、「美しい-美しくない」、「好きな-嫌いな」、「かわいい-かわいくない)。回答形式は左右に「非常に」、中央に「どちらともいえない」を配置した9件法によるSD法形式である。

手続き

小学4、5年生の女子8人の写真を見て、それぞれの子どもの印象を回答してもらった。写真は、一人の子どもにつき「外見的魅力の高い顔」と「外見的魅力の低い顔」の2種類を用意した(刺激人物8人×2種類の16種類)。写真は上半身のカラー写真でフォトアルバムに入れて提示した。写真のサイズは10.0cm×7.2cmであった。前後の子どもの写真が見えないように、写真は見開きの片側にだけ入れた。写真は同一人物の写真が続かないこと以外はランダムに並べた。さらに順序効果を防ぐために提示順序を入れ替えた冊子を4種類用意した。

実験では実験者と被験者が向かい合い、実験者が一枚ずつ写真をめくり、その都度写真を評価してもらった。写真を見返すことや、前のページに戻って評価し直すことはできないことを実験前に被験者に教示した。

結果と考察

写真の人物に関する魅力尺度4項目内の整合性を検討するために、信頼性分析を行ったところ、 α 係数を下げている項目は認められなかった。そ

3 写真の児童及びその保護者に研究の目的と質問紙に添付して調査を行うことを文面で伝え、了承を得た上で写真の撮影を行った。

こで4項目の合計値を算出し、魅力度得点とした。4項目での α 係数は.82と充分な内的一貫性が認められた。

写真刺激が想定したとおりに「外見的魅力の高い顔」もしくは「外見的魅力の低い顔」と評価されるかどうか検討するために、同一人物の間で「外見的魅力の高い顔」と「外見的魅力の低い顔」の魅力度得点について対応のあるt検定を行った。その結果、すべての刺激人物において0.1%水準での有意差が認められた。Table 2に示すように、いずれの刺激人物においても「外見的魅力の高い顔」の方が「外見的魅力の低い顔」よりも魅力度得点が高かった。そこで、同一人物間における魅力写真と非魅力写真の平均値の差が大きいものから順にA, J, F, Gの4人の写真を採択し、計8種類の写真を本調査で使用することとした。

Table 2 写真人物の魅力の平均値とSD, 及びt検定の結果

人物	外見	N	平均 (SD)	t 値
A	魅力高	34	24.24 (4.75)	8.52***
	魅力低	34	13.59 (5.69)	
B	魅力高	34	23.00 (5.53)	7.38***
	魅力低	34	16.62 (4.77)	
C	魅力高	34	27.41 (4.89)	5.55***
	魅力低	34	22.91 (5.33)	
F	魅力高	34	26.59 (5.26)	7.20***
	魅力低	34	18.47 (5.24)	
G	魅力高	34	26.15 (4.83)	7.20***
	魅力低	34	18.68 (6.39)	
H	魅力高	34	24.74 (5.03)	4.11***
	魅力低	34	20.56 (5.18)	
I	魅力高	34	26.52 (5.06)	5.46***
	魅力低	34	20.18 (7.05)	
J	魅力高	34	26.03 (4.85)	7.77***
	魅力低	34	16.82 (5.93)	

*** p<.001

注) ○印のついた刺激人物の写真を本調査で用いた。

本調査

目的

子どもの外見的魅力が子どもの能力評価にどのように影響するかについて教育大学での教育経験との関わりから検討する。仮説は以下の通りである。

仮説：教育実習を経験した3年生以上の学生（以後、シニア群）は、経験していない2年生以下の学生（以後、ジュニア群）よりも、子どもの能力を評価する際にその子の外見的魅力の影響を受けにくいであろう。

方法

被調査者

北海道教育大学札幌校の学生220名（男66名、女154名）。平均年齢は、20.11歳であった（SD=1.39）。

質問紙構成

質問紙は、被調査者の性別、年齢、学年、教職希望の有無、希望する学校種、取得予定免許状の他、以下の5つの内容から構成されている。なお、質問紙は下記に示す8種類の顔写真と2種類の作文の組み合わせから16種類の質問紙をほぼ同数になるように用意した。

(1) 教育に関する意見項目

松井・塚田（1982）より7項目を選び、表現について若干の修正を行った（「私はかわいい子どもの面倒をついついみたくなる」、「教師のひいきによって子どもはひねくれると思う」（ダミー項目）、「子どもがいたずらをして、かわいい子どもなら大目に見てしまう」、「私は教師としてやっていく自信がある」（ダミー項目）、「外見的にかわいい子の方が先生の受けがよいと思う」、「宿題は子どもの能力に合わせて出すべきである」（ダミー項目）、「教師は子どもを評価する時、外見に左右されるべきではない」。さらに「子ども同士のいざこざに教師は介入するべきではないと思う」（ダミー項目）を独自に作成し、計8項目について「そう思う」から「そう思わない」までの5件法で回答を求めた。8項目中4項目は外見と教育活動に関する意見項目、残りの4項目はその他の教育活動に関する意見を尋ねる項目（ダミー項目）である。

(2) 顔写真

予備実験2より選定した小学校4、5年生の女子4名の写真で、外見的魅力の高低の2条件、計

8種類のカラー写真を用いた。写真のサイズは5.4cm×4.0cmであった。

(3) 作文

予備実験1で検討した優劣2種類の作文を使用した。予備実験により、2条件間に優劣の差があることを確認してある。

(4) 作文評価項目

予備実験1で用いた作文評価項目で優劣2条件間で有意差の見られた4項目に、新たに「伝えたい内容がしっかり書かれている」を加えた計5項目を用いて、「非常にそう思う」から「全くそう思わない」までの7件法で回答を求めた。

(5) 印象評価項目

飯島(1961)、上田・谷口(1974)、垣内(1966)から38組のSD法形式の形容詞対を選び、さらに独自に12組の形容詞対を追加し、計50組の形容詞対の中から、向性5組、能力5組、魅力5組、人格的望ましさ6組の計21組を選定し、写真人物の印象評定項目とした。回答形式は「どちらともいえない」を中間点として、左右に「非常にあてはまる」「あてはまる」「ややあてはまる」を配置した7件法によるSD法形式であった。

実施時期・実施方法

平成22年12月から平成23年1月にかけて、講義

時間中に集団実施したほか、個別に質問紙を配布して回答してもらった。

結果

外見的魅力の影響に対する考え方・態度

外見と教育活動に関する意見項目への賛成率（「そう思う」＋「ややそう思う」の比率）を算出したところ、「教師は子どもを評価する時、外見に左右されるべきではない」は全体で94.5%、ジュニア群96.1%、シニア群92.4%であった。また、「子どもがいたずらをして、かわいい子どもなら大目にみてしまう」は、全体では20.5%、ジュニア群17.9%、シニア群23.9%であった。子どもを評価するときの外見的魅力的影響に関しては道徳的に否定し、実際の影響力の存在を否定する者が多い。しかし、「私はかわいい子の面倒をついついみたくなる」では、全体で84.5%、ジュニア群84.4%、シニア群84.7%、「外見にかわいい子のほうが先生の受けが良いと思う」では、全体で38.6%、ジュニア群47.2%、シニア群33.7%となっており、個人的な体験では外見的魅力的影響を認める者も多かった（Table 3）。

なお、全ての項目に関してジュニア群とシニア群の間での χ^2 検定を行ったが、有意差は見られ

Table 3 外見と教育活動に関する意見

項目		そう思う	やや そう思う	どちらとも いえない	あまりそう 思わない	そう 思わない	χ^2 値
教師は子どもを評価する時、外見に左右されるべきではない	ジュニア	97 (75.8)	26 (20.3)	4 (3.1)	1 (0.8)	0 (0.0)	2.61
	シニア	70 (76.1)	15 (16.3)	5 (5.4)	1 (1.1)	1 (1.1)	
私はかわいい子どもの面倒をついつい見たくなる	ジュニア	24 (36.7)	54 (47.7)	29 (10.2)	20 (3.9)	3 (1.6)	3.27
	シニア	15 (39.6)	42 (45.1)	18 (9.9)	13 (4.4)	4 (1.1)	
外見にかわいい子の方が先生の受けが良いと思う	ジュニア	9 (7.0)	45 (35.2)	35 (27.3)	26 (20.3)	13 (10.2)	4.38
	シニア	6 (6.5)	25 (27.2)	27 (29.3)	27 (28.3)	8 (8.7)	
子どもがいたずらをして、かわいい子どもなら大目にみてしまう	ジュニア	4 (3.1)	19 (14.8)	27 (21.1)	56 (43.8)	22 (17.2)	3.27
	シニア	1 (1.1)	21 (22.8)	20 (21.7)	36 (39.1)	14 (15.2)	

なかった。

作文評価に対する外見的魅力的影響

外見的魅力によって、作文の評価に違いが見られるか検討するために外見（高・低）と作文（優・劣）を要因とした二元配置分散分析を行った（Table 4）。

その結果、「伝えたい内容がしっかり書かれている」については、ジュニア群では作文の主効果が有意であり（ $F_{(1,124)} = 5.72, p < .05$ ）、シニア群でも有意傾向がみられた（ $F_{(1,88)} = 3.33, p < .10$ ）。この評価に関してはジュニア群、シニア群ともに外見による影響は認められなかった。

「よく考えられた文章である」については、ジュニア群では作文の主効果のみが有意だったが（ $F_{(1,124)} = 36.43, p < .001$ ）、シニア群では作文の主効果だけでなく（ $F_{(1,88)} = 12.77, p < .01$ ）、外見の主効果も有意であった（ $F_{(1,88)} = 4.09, p < .05$ ）。シニア群は外見的魅力的低い子どもの作文を高い子どもの作文よりも「よく考えられた文章」と評価していたが、ジュニア群では外見の影響は認められなかった（Figure 1）。

「文章全体の組み立てが整っている」については、ジュニア群では作文の主効果が有意であり（ $F_{(1,123)} = 69.73, p < .001$ ）、外見の主効果（ $F_{(1,123)} = 3.19, p < .10$ ）と交互作用（ $F_{(1,123)} = 3.41, p < .10$ ）がそれぞれ有意傾向を示していた。一方、シニア群では作文の主効果のみが有意

であった。一方、シニア群では作文の主効果のみが有意

Table 4 作文評価に関するジュニア群・シニア群別分散分析結果

項目	外見	ジュニア		外見 作文 交互作用	シニア		外見 作文 交互作用
		作文優 (SD)	作文劣 (SD)		作文優 (SD)	作文劣 (SD)	
伝えたい内容が しっかり書かれて いる	魅力高	5.76 (1.09)	5.47 (0.91)	0.68 5.72*	5.65 (0.78)	5.47 (0.96)	2.75 3.33†
	魅力低	6.00 (0.63)	5.50 (1.00)	0.43	6.04 (0.77)	5.62 (0.58)	0.53
よく考えられた 文章である	魅力高	4.94 (1.14)	3.89 (1.17)	0.00 36.43***	4.74 (1.14)	4.26 (1.49)	4.09* 12.77**
	魅力低	5.10 (1.17)	3.71 (1.11)	0.68	5.58 (0.90)	4.38 (0.97)	2.39
文章全体の組み 立てが整ってい る	魅力高	4.38 (1.16)	3.08 (1.00)	3.19† 69.73***	4.74 (1.14)	3.84 (1.50)	1.83 15.54***
	魅力低	5.10 (1.04)	3.07 (1.27)	3.41†	5.27 (1.80)	4.04 (1.43)	0.38
文字表記（誤 字・脱字・文法 的な誤り）等に 注意している	魅力高	4.88 (1.19)	2.89 (1.04)	1.93 92.84***	5.22 (1.04)	3.00 (1.20)	1.46 67.72***
	魅力低	5.26 (1.37)	3.11 (1.26)	0.14	5.31 (1.29)	3.50 (1.10)	0.70
総合的にみて、 良い作文である	魅力高	5.25 (1.02)	4.08 (1.00)	5.34* 44.61***	5.48 (0.90)	4.53 (1.40)	1.50 28.82***
	魅力低	5.77 (0.76)	4.43 (1.03)	0.23	5.88 (0.82)	4.62 (0.88)	0.56
全体評価得点	魅力高	25.03 (4.53)	19.42 (3.10)	3.50† 87.94***	25.83 (4.05)	21.11 (4.70)	4.35* 44.85***
	魅力低	27.23 (3.93)	19.82 (3.95)	1.66	28.08 (3.24)	22.17 (3.21)	0.56

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

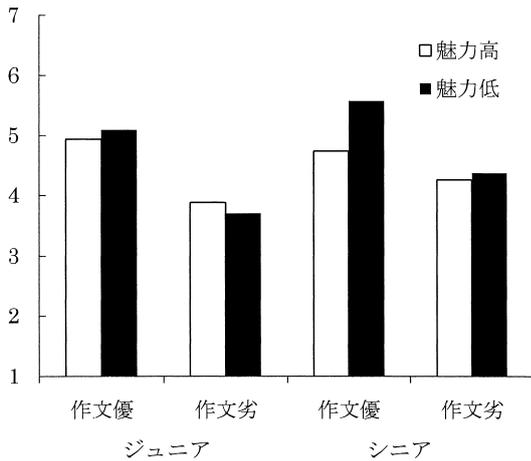


Figure 1 「よく考えられた文章である」の平均値

であった ($F_{(1,88)} = 15.54, p < .001$)。単純主効果の検定を行ったところ、ジュニア群での交互作用は劣った作文では外見的魅力の影響はみられないが、優れた作文では外見的魅力の低い子どもの作文の方が高い子どもの作文よりも「文章全体の組み立てが整っている」と評価されていることを示していた。しかし、シニア群では外見の影響は認められなかった (Figure 2)。

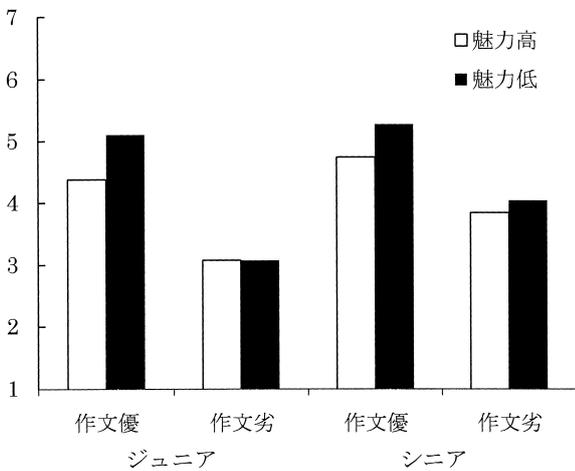


Figure 2 「文章全体の組み立てが整っている」の平均値

「文字表記 (誤字・脱字・文法的な誤り) 等に注意している」については、ジュニア群、シニア群ともに作文の主効果のみが有意であった ($F_{(1,124)} = 92.84, p < .001$ と $F_{(1,88)} = 67.72, p < .001$)。この評価に関してはジュニア群、シニア群ともに外見による影響は認められなかった。

「総合的にみて、良い作文である」では、ジュニア群で外見の主効果 ($F_{(1,123)} = 5.34, p < .05$)、作文の主効果 ($F_{(1,123)} = 44.61, p < .001$) が有意であった。一方、シニア群では作文の主効果のみが有意であった ($F_{(1,88)} = 28.82, p < .001$)。ジュニア群は作文の優劣以外にも、外見的魅力の低い子どもの作文を高い子どもの作文よりも「総合的にみて、良い作文」だと評価していたが、シニア群では外見の影響は認められなかった (Figure 3)。

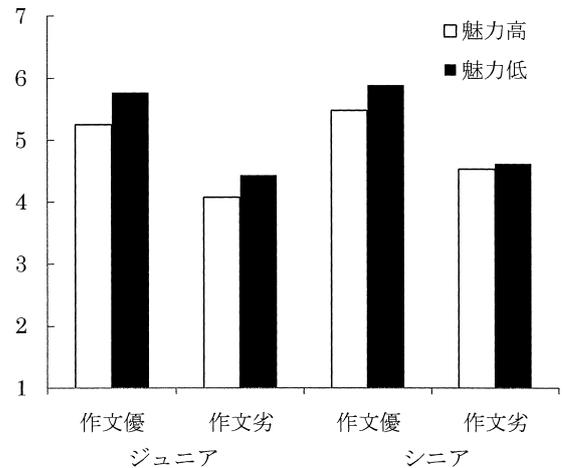


Figure 3 「総合的に見て、良い作文である」の平均値

作文評価に関する 5 項目間の相関係数は $r = .21 \sim .68 (p < .01 \sim .001)$ といずれも有意な正の相関を示していた。また、 α 係数も .83 と十分な内的一貫性を示していたので 5 項目の合計値を全体評価得点として、同様の二元配置分散分析を行った。その結果、ジュニア群では作文の主効果が有意であり ($F_{(1,122)} = 87.94, p < .001$)、外見の主効果は有意傾向にあった ($F_{(1,122)} = 3.50, p < .10$)。一方、シニア群では作文の主効果、外見の主効果ともに有意であった ($F_{(1,88)} = 44.85, p < .001$ と $F_{(1,88)} = 4.35, p < .05$)。全体評価得点からはジュニア群、シニア群ともに外見的魅力の低い子どもの作文を高い子どもの作文よりも優れた作文だと評価していた (Figure 4)。

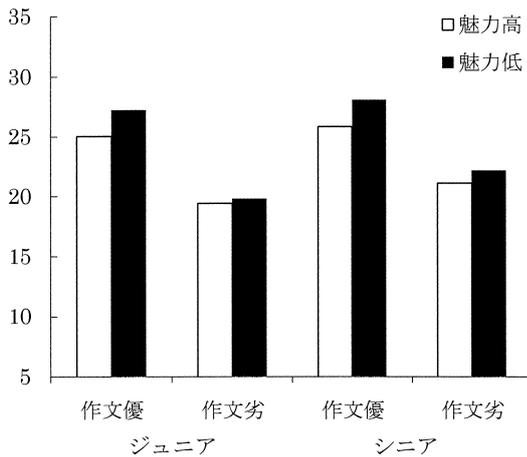


Figure 4 全体評価得点の平均値

印象評価に対する外見的魅力の影響

印象評価に関する21項目の平均値、標準偏差を算出し、平均値±1標準偏差を基準に検討したところ、天井効果およびフロア効果のみられる項目はなかった。そこで21項目に対して最尤法による因子分析を行った。固有値の変化は8.30, 2.36, 1.58, 1.11, 0.94・・・というものであり、4因子構造が妥当であると考えられた。そこで再度4因子を仮定して最尤法・Promax回転による因子分析を行った。その結果、どの因子にも十分な因子負荷量を示さなかった「愛嬌のない-愛嬌のある」、「誠実な-不誠実な」、「感情的な-理性的な」の3項目を分析から除外し、再度最尤法・Promax回転による因子分析を行った。Promax回転後の最終的な因子パターンと因子間相関をTable 5に示す。なお、回転前の4因子解での累積寄与率は68.1%であった。

第1因子は5項目で構成されており、「不真面目な-真面目な」、「怠慢な-勤勉な」、「不親切な-親切な」など、人格的望ましさを内容とする項目に高い負荷量を示していた。そこで「人格的望ましさ」因子と命名した。第2因子は5項目で構成されており、「外向的な-内向的な」、「無口な-おしゃべりな」、「積極的な-消極的な」など、外向性を内容とする項目に高い負荷量を示していた。そこで「外向性」因子と命名した。第3因子は5項目で構成されており、「魅力のある-魅力のない」、「好きな-嫌いな」、「美しい-美しくない

Table 5 印象評定項目の因子分析結果（最尤法・Promax回転後）

項目内容	I	II	III	IV
不真面目な-真面目な	.87	.03	.20	-.19
怠慢な-勤勉な	.81	.09	.18	-.23
不親切な-親切な	.66	.02	-.27	.02
思いやりのない-思いやりのある	.65	-.06	-.20	-.01
ひねくれた-素直な	.51	-.03	-.43	.18
外向的な-内向的な	.10	.83	.02	.15
無口な-おしゃべりな	.13	-.80	.15	.17
積極的な-消極的な	.15	.72	.03	.18
暗い-明るい	.21	-.65	-.14	.19
元気な-元気がない	.18	.49	.31	.02
魅力のある-魅力のない	.15	.03	.79	.19
好きな-嫌いな	.06	.09	.75	.09
美しい-美しくない	.07	-.02	.68	.19
にくらしい-かわいい	.31	.04	-.66	.04
暖かい-冷たい	-.20	.07	.50	.01
頭の良い-頭の悪い	-.15	-.08	.26	.59
知的である-知的でない	-.10	-.05	.16	.49
頼りない-頼もしい	.30	-.28	.07	-.47
因子間相関	I	II	III	IV
I	—	-.40	-.60	-.17
II		—	.65	.21
III			—	.25

い」など、魅力を内容とする項目に高い負荷量を示していた。そこで「魅力」因子と命名した。第4因子は3項目で構成されており、「頭の良い-頭の悪い」、「知的である-知的でない」など、能力を内容とする項目に高い負荷量を示していた。そこで「能力」因子と命名した。

内的整合性を検討するために逆転項目を修正し、信頼性分析を行ったところ、「人格的望ましさ」で $\alpha = .87$ 、「外交性」で $\alpha = .85$ 、「魅力」で $\alpha = .86$ 、「能力」で $\alpha = .70$ とほぼ十分な値が得られた。そこで各項目の平均値をそれぞれ、人格的望ましさ得点、外向性得点、魅力得点、能力得点とした。いずれも得点が高いほど、各特性が高いことを意味する。

次にジュニア群、シニア群別に4種類の印象得点を従属変数に、作文（優・劣）と外見（高・低）を独立変数とした二元配置分散分析を行った（Table 6）。

その結果、「人格的望ましさ」については、ジュ

Table 6 印象評価に関するジュニア群・シニア群別分散分析結果

項目	外見	ジュニア		外見 作文 交互作用	シニア		外見 作文 交互作用
		作文優 (SD)	作文劣 (SD)		作文優 (SD)	作文劣 (SD)	
人格的望ましさ	魅力高	5.30 (0.80)	5.06 (0.70)	22.98*** 5.85*	5.30 (0.56)	5.28 (0.82)	40.34*** 0.44
	魅力低	4.73 (0.88)	4.28 (0.77)	0.55	4.36 (0.76)	4.17 (0.91)	0.29
外向性	魅力高	5.14 (0.97)	4.88 (1.03)	5.63* 0.79	5.14 (0.82)	5.25 (0.60)	31.01*** 0.79
	魅力低	4.61 (1.15)	4.54 (0.93)	0.29	4.24 (0.89)	4.18 (0.96)	0.29
魅力	魅力高	4.93 (0.79)	4.79 (0.73)	19.15*** 1.66	4.97 (0.74)	5.24 (0.75)	43.94*** 1.66
	魅力低	4.37 (0.90)	4.15 (0.59)	0.09	4.12 (0.80)	3.99 (0.72)	0.09
能力	魅力高	4.79 (0.79)	4.11 (0.56)	5.39* 28.64***	4.99 (0.77)	4.53 (0.86)	9.14** 5.10*
	魅力低	4.54 (1.00)	3.69 (0.84)	0.38	4.40 (0.69)	4.10 (0.89)	0.22

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

ニア群では外見と作文の主効果がそれぞれ有意 ($F_{(1,122)} = 22.98, p < .001$ と $F_{(1,122)} = 5.85, p < .05$) であり、シニア群では外見の主効果のみが有意であった ($F_{(1,88)} = 40.34, p < .001$)。ジュニア群、シニア群ともに外見的魅力の高い児童は人格的に望ましいという印象を持ち、加えてジュニア群は作文が優れている方が人格的に望ましいという印象を持っていた。

「外向性」については、ジュニア群、シニア群ともに外見の主効果が有意であった ($F_{(1,123)} = 5.63, p < .05$ と $F_{(1,88)} = 31.01, p < .001$)。ジュニア群、シニア群ともに外見的魅力の高い児童の方が低い児童よりも外向的であるという印象を持っていた。

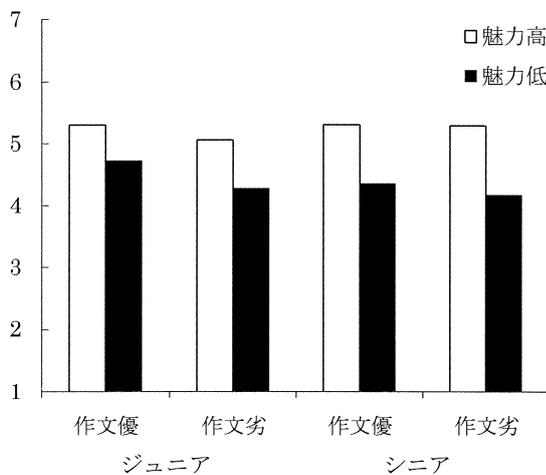


Figure 5 「人格的望ましさ」得点の平均値

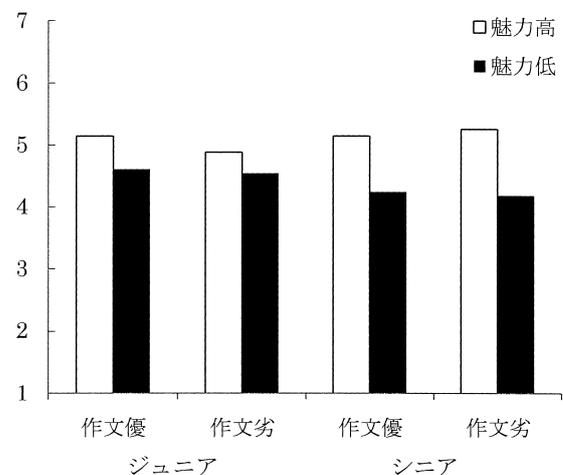


Figure 6 「外向性」得点の平均値

「魅力」についても、ジュニア群、シニア群ともに外見の主効果が有意であった ($F_{(1,122)} = 19.15, p < .001$ と $F_{(1,87)} = 43.94, p < .001$)。ジュニア群、シニア群ともに外見的魅力的な高い児童は魅力的であるという印象を持っていた。

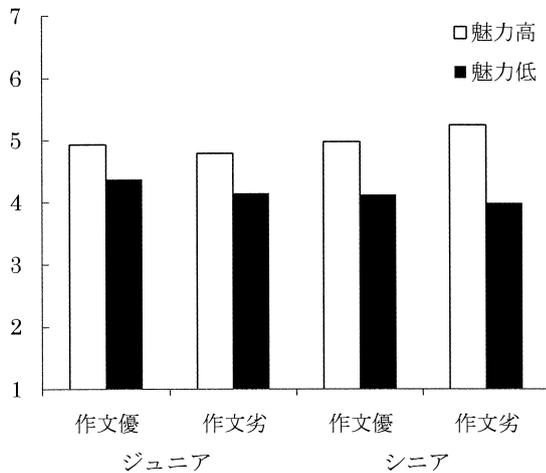


Figure 7 「魅力」得点の平均値

「能力」については、ジュニア群、シニア群ともに外見の主効果 ($F_{(1,123)} = 5.39, p < .05$ と $F_{(1,88)} = 9.14, p < .01$)、作文の主効果 ($F_{(1,123)} = 28.64, p < .001$ と $F_{(1,88)} = 5.10, p < .05$) が有意であった。ジュニア群、シニア群ともに外見的魅力的な高い児童、作文が優れている児童の能力を高く評価していた。

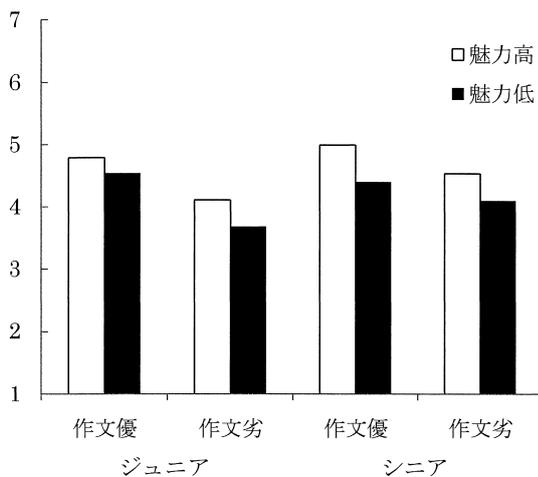


Figure 8 「能力」得点の平均値

考察

本研究では、教育経験が豊富な者ほど子どもの能力を評価する際にその子の外見的魅力的な影響を受けにくいであろうという仮説を検討することを目的とした。そこで、教育実習を経験した3年生以上をシニア群、経験していない1,2年生をジュニア群とし、各群ごとに作文評価を従属変数に、外見的魅力的な(高・低)×作文の質(優・劣)を要因とした二元配置分散分析を行った。その結果、評価項目は異なるが、ジュニア群、シニア群ともに外見の主効果が認められ、仮説は支持されなかった。平均値を見ると、いずれの場合も外見的魅力的な低い児童の作文が高い児童の作文よりも高く評価されており、また交互作用が見られた項目を見ると、特に外見的魅力的な低い児童が優れた作文を書いた時により高く評価されていることがわかった。この結果は、外見的魅力的な高い女性の方がレポートをより高く評価されるというLandy & Sigall (1974)の知見とは反対の結果であった。

一方で、印象評価の結果は、先行研究(松井・塚田, 1982; Dion, 1972)と同様に外見的魅力的な低い児童はそうでない児童よりも能力をはじめとする諸特性が低いと評価されていた。すなわち、作文評価(能力評価)では外見的魅力的な低い児童の作文の方が高く評価されているのに対して、印象評価では外見的魅力的な高い児童の方が能力が高いと評価されていた。これらのことから、同じ水準の作文なら、能力の高いと思われる(外見的魅力的な高い)児童が書いた作文よりも能力が低いと思われる(外見的魅力的な低い)児童が書いた作文の方が高く評価されるという評価バイアスの存在がうかがわれる。

何故、このような評価バイアスが生じたのであろうか。この点に関しては二つの可能性が考えられる。ひとつは、被調査者の教職への志向性や児童への肯定的態度が影響したのではないかということである。Landy & Sigall (1974)では一般大学の男子学生を対象に女子学生の写真を用いていた。一方、本研究では教育大学の男女学生を対象に小学校4~5年の女子児童の写真を用いた。

このように、両研究では被調査者の教育に対する志向性や児童に対する肯定的態度が大きく異なっていた可能性が高い。このため、同じ成果に対する評価であっても、そこに至る過程での努力の程度（同じ成果に対しては能力の低い子どもの方がより多くの努力を要する）も含めて評価するという教育的配慮が影響したのではないかと考えられた。試みに、教職を希望するかないかで被験者を群分けし、両群での作文評価得点を比較したところ、教職を希望する群では「文章全体の組み立てが整っている」、「文字表記（誤字・脱字・文法的な誤り）等に注意している」、「総合的にみて、良い作文である」及び全体評価得点の4つの指標で、有意な外見の主効果が見られたのに対し、教職を希望しない群ではいずれの項目でも外見の主

効果は有意ではなかった（Table 7）。このように本研究で認められた外見による評価バイアスは、教員を志望する学生の教育的配慮によるものかもしれない。

もう一つの可能性は、質問項目の提示順序による効果である。本調査では作文評価、印象評価を行う前に、外見と教育に関する意見項目への回答を求めた。このことが教育活動に対する外見の影響を強く意識させ、これを抑制する方向に作用したために、外見的魅力の高い子どもに対する評価は厳しく、逆に外見的魅力の低い子どもに対する評価は甘くなり、このような評価バイアスが生じたのかもしれない。教職を志望する学生ほど教育活動に対する外見の効果強く抑制したとすれば、Table 7の結果も説明しうる。

Table 7 作文評価に関する教職希望別分散分析結果

項目	外見	教職を希望する		外見 作文 交互作用	教職を希望しない		外見 作文 交互作用
		作文優 (SD)	作文劣 (SD)		作文優 (SD)	作文劣 (SD)	
伝えたい内容が しっかり書かれて いる	魅力高	5.68 (0.96)	5.58 (0.78)	2.20 5.02*	5.83 (1.03)	5.00 (1.33)	1.36 5.88*
	魅力低	6.08 (0.73)	5.58 (0.85)	2.14	5.88 (0.60)	5.52 (0.81)	0.93
よく考えられた 文章である	魅力高	4.80 (1.15)	4.16 (1.33)	1.86 22.60***	5.08 (1.08)	3.40 (0.84)	1.48 33.29***
	魅力低	5.30 (1.14)	4.16 (0.97)	1.78	5.35 (0.93)	3.81 (1.17)	0.06
文章全体の組み 立てが整ってい る	魅力高	4.49 (1.24)	3.38 (1.27)	6.44* 38.85***	4.67 (0.78)	3.20 (1.14)	0.88 34.76***
	魅力低	5.15 (1.15)	3.74 (1.41)	0.54	5.24 (0.83)	3.19 (1.40)	0.94
文字表記（誤 字・脱字・文法 的な誤り）等に 注意している	魅力高	5.05 (1.16)	2.87 (1.08)	5.20* 109.11***	4.92 (1.08)	3.20 (1.14)	0.04 38.91***
	魅力低	5.30 (1.36)	3.48 (1.18)	1.29	5.24 (1.25)	3.00 (1.18)	0.67
総合的にみて、 良い作文である	魅力高	5.34 (0.99)	4.27 (1.42)	5.09* 45.96***	5.36 (0.92)	4.10 (0.74)	2.96† 31.92***
	魅力低	5.85 (0.83)	4.55 (1.00)	0.42	5.76 (0.66)	4.48 (0.93)	0.00
全体評価得点	魅力高	25.26 (4.40)	20.24 (3.89)	8.29** 75.94***	25.82 (4.09)	18.90 (3.18)	2.02 55.12***
	魅力低	27.68 (3.86)	21.52 (3.74)	0.80	27.47 (3.10)	20.00 (3.76)	0.08

†p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

今後は、この評価バイアスが何故生じるのか検討するためにも、外見と教育活動に関する項目を削除して、今一度、教育大学生を対象に検討し、今回と同じような評価バイアスが生じるかどうかを確認する必要がある。そのうえで、このような評価バイアスが実際の教育現場でもみられるかどうかについても、現職の教員を対象に検討する必要があるだろう。

引用文献

- Dion, K. (1972). Physical attractiveness and evaluation of children's transgressions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 24, 2, 207-213.
- 飯島婦佐子 (1961). 対人認知の構造についての因子分析的研究日本心理学会第25回大会発表論文, 455.
- 猪八重涼子・深田博巳・樋口匡貴・井邑智哉 (2009). 被告人の身体的魅力が裁判員の判断に及ぼす影響広島心理学研究, 9, 247-263.
- 垣内理希 (1996). 美人ステレオタイプは存在するか社会心理学研究, 12(1), 54-63.
- Landy, D. and Sigall, H. (1974). Beauty is Talent : Task evaluation as a function of the performer's physical attractiveness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 29, 3 299-304.
- 松井豊・塚田裕子 (1982). 子どもの外見がその子の性格評価に及ぼす影響日本教育心理学会第24回大会発表論文集, 544-545.
- 文部科学省 (2009). 小学校学習指導要領株式会社東京書籍
- 小野寺孝義 (1986). 美人タイプと美人ステレオタイプに関する研究 東海学院大学／東海女子短期大学紀要, 15, 113-122.
- 上田敏見・谷口勝英 (1974). 自己概念と親和傾向 一意見評価場面を用いての研究— 奈良教育大学紀要 (人文・社会), 23(1), 69-177.
- 吉川愛弓・岸学 (2006). 作文の評価項目に関する検討— 一意見文の評価は何に影響を受けるのか— 東京学芸大学紀要 (総合教育科学系), 57, 93-102.

(戸田 弘二 札幌校教授)
(芳賀信太郎 札幌校学部生)
(川村 遼 札幌校学部生)
(大滝 幸佳 札幌校学部生)
(館山 莉奈 札幌校学部生)