

社会人基礎力の知覚における正直教示の効果

The Effect of the Instruction to Respond Honestly on Perceived Fundamental Competencies for Working Persons.

高沢 佳司 Keiji Takasawa

(愛知学泉短期大学幼児教育学科)

抄 録

本研究の目的は、学生が社会人基礎力を自己評価する際に、教員が与える教示のタイプによって自己評価の得点への影響が見られるかどうか検討すること、また1年生と2年生との比較を通じて正直教示はダニング・クルーガー効果を抑制することができるかどうか検討することであった。実験の結果、正直に回答するよう指示された群は2年生における2度目の測定値が有意に低下したのに対し、他の条件ではそのような抑制効果は見られなかった。同時に、社会人基礎力の合計得点の理論的中央値との検定から、2年生の正直条件のみダニング・クルーガー効果が抑制された。教示の効果の学年間差や学生指導の点から考察がなされた。

キーワード

社会人基礎力 fundamental competencies for working persons, 社会的望ましさ social desirability, ダニング・クルーガー効果 Dunning—Kruger effect

目 次

- 1 はじめに
- 2 社会的望ましさによる回答の歪み
- 3 目的
- 4 方法
- 5 結果
- 6 考察
- 7 おわりに

1 はじめに

教育・産業界では学生の社会人基礎力伸長に期待がかけられて久しい。社会人基礎力とは「職場や地域社会で多様な人々と仕事をしていくために必要な基礎的な力」(経済産業省, 2006)¹⁾である。一般に、この能力が高ければ社会における問題解決能力を備えていると判断される。多くの教育機関が社会人基礎力の伸長を目指し、様々なプロジェクト型学習もしくは問題解決型学習(PBL)を導入し指導にあたっている。

この PBL を通して得られた成果を競う「社会人基礎力育成グランプリ」が経済産業省によって開催されている。また効果的な社会人基礎力の育成を実

践する大学等のグッドプラクティスが表彰され、その成果が公開されている(e.g., 経済産業省, 2014)²⁾。この資料にはプロジェクトの概要や評価の回数等が記載されている。多くの事例では他者評価をしつつ、振り返りシートや能力要素のチェックリスト等を用いて学生の自己評価を行っている。一方で、自己評価による、知覚された社会人基礎力の測定値が認知バイアス(e.g., 社会的望ましさ、ダニング・クルーガー効果)によって歪められる可能性が指摘されている(e.g., 高沢, 2017)³⁾。社会的望ましさとは、自分自身をよく見せようとする傾向(小塩, 1997)⁴⁾であり、自己の評価に直面した際、良い評価を得ようとして社会的に望ましい方向で反応をする傾向のこと

である。ダニング・クルーガー効果とは、ある種のスキルや能力の未熟な者が自己評価をする場合、平均よりも高く評価する傾向を指す(e.g., Kruger & Dunning, 1999)⁵⁾。一般に、ダニング・クルーガー効果を引き起こす原因は個人が自己の能力を正確にモニタリングするためのメタ認知能力が不足しているためである。このように、場合によっては自己評価に関する判断が認知バイアスに影響され、能力の正確な測定がなされているかどうか不明確である。

経済産業省(2014)²⁾の30の実践事例のうち、自己評価と他者評価の隔たりについて明確に言及した事例は1つのみであった。この事例では、伸長された能力のうちチームで働く力に対する自己評価と他者評価には差が見られないが、考え抜く力と前に踏み出す力には差が見られたことが指摘されている。自己評価と他者評価のいずれが高かったかについては明示されていないが、もし自己評価が他者評価よりも高いとすれば、その背景には学生が自分自身の能力の評価に際して認知バイアスの影響を受けた可能性が否定できない。

なぜ30の事例のうち、自己評価と他者評価との隔たりについて言及した事例が僅か1事例しかなかったのだろうか。一つの理由として、プロジェクト事例の大多数が学生にバイアスを出来る限り排除して自己評価をさせる仕掛けがないままに行われたと推察される。この問題については、その仕掛けを工夫することで解決できるものと考えられる。プロジェクトを通じた社会人基礎力の伸長を学生自身がより正確に捉えることができれば、自己に不足している能力要素をまさに主体的に改善しようとするきっかけとなり得る。

2 社会的望ましきによる回答の歪み

個人が評価に晒される際、自身の行動が社会的に望ましいかどうかの判断が生じる。パーソナリティ検査や質問紙検査に回答する際にも、社会的に望ましい方向に回答が歪められる傾向がある(Edwards, 1957; Crandall & Crandall, 1965; Crowne & Marlowe, 1960; 野口, 1964; 肥田野, 1971; 斎藤, 1977)⁶⁻¹¹⁾。社会人基礎力はある種的能力、スキル、動機づけ、ないしは行動特性のうち少なくとも一つを捉えていると見なすことができる。特に社会人基礎「力」という名称から、その力の自己評価に晒された個人は自己の能力評価に直面し、他者(特に学生ならば教員や連携している産業関係者)から望まし

く見られたいという動機が働くことは想像に難くない。

登張(2007)¹²⁾は社会的望ましき修正法の妥当性と有効性について論を展開している。そこでは、捏造教示を用いる方法によって、回答の歪みと社会的望ましきとの関係を検討する研究や、個々の得点を修正する社会的望ましき修正法の効果を検討する研究のレビューがなされている。前者に関して、まず捏造教示とは「好ましい印象を与えるように」/「好ましくない印象を与えるように」といった教示をすることによって、回答の歪みを生じさせ社会的望ましき尺度の妥当性を検証する方法である。この捏造教示を用いた研究では、参加者が自分についてありのままに回答する正直条件もしくは通常の教示の条件よりも、捏造教示の条件のほうが自己をより良く見せようとする傾向が明らかとなった(e.g., Hough, Eaton, Dunnette, Kamp, & McCloy, 1990; 堀尾・高橋, 2004; 岩脇, 1961)¹³⁻¹⁵⁾。後者に関して、集合レベルでは社会的望ましき修正法の効果が認められた(e.g., Ellington, Sackett, & Hough, 1999)¹⁶⁾。また、社会的望ましき修正法によって意図的歪曲の影響が除外された修正得点は、正直教示を与えた群の得点と近似した。

3 目的

以上のことから、社会的望ましきを変動させる教示によって参加者の回答をある程度統制でき、また集団に対して自己の能力評価を正直に行うよう教示すれば、過大な自己評価をもたらす認知バイアス(e.g., ダニング・クルーガー効果)を抑制できるのではないかと考えられる。高沢(2017)³⁾の報告では、1年生が社会人基礎力の自己評価においてダニング・クルーガー効果を呈していたのに対し、2年生ではそのようなバイアスは見られなかった。本研究では、学生が社会人基礎力を自己評価する際に、教員が与える教示のタイプによって自己評価の得点への影響が見られるかどうか検討する。同時に、1年生と2年生との比較を通じて正直教示はダニング・クルーガー効果を抑制することができるかどうか検討する。

4 方法

4.1 実験参加者

事前・事後の実験両方に参加した短期大学生174名(全て女性。1年生95名、2年生79名)、平均年齢は18.49歳($SD = .56$)であった。

4.2 測定項目

学生が知覚した社会人基礎力を測定するため、高沢(2017)³⁾と同様、西道(2009)¹⁷⁾の項目ヘストレスコントロール力の項目を追加した12個の能力要素をそれぞれ1項目ずつで測定した。参加者は「1. まったくない」～「11. 非常にある」の11件法で回答した。12項目の得点を合算した値を用い、操作による変化量を捉えるため事後得点と事前得点(後述)との差分を主な従属変数とした。

4.3 手続き

心理学系の授業終了後に質問紙を配布し説明を行った。実験への参加は任意であること、授業評価点への加点となることが予め伝えられた。参加者は半数ずつ正直条件と指示なし条件の2群に分けられた。実験は2回に分けて行われ、1回目は2群とも何も教示を与えることなく実施した(事前得点)。2回目は正直条件のみ「自分に正直に回答して下さい」と教示をし、指示なし条件は1回目と同様に何も教示を与えなかった(事後得点)。2回目の質問紙配布から1週間後の授業内で、実験者がデブリーフィングを行った。

5 結果

群(正直・指示なし)×学年(1年生・2年生)の2要因参加者間計画による分散分析を行った(図1)。その結果、交互作用が有意傾向であった($F(1, 170) = 3.65, p = .058, \text{partial } \eta^2 = .021$)。単純主効果検定の結果、正直条件において2年生($M = -9.05, SD = 12.63, n = 38$)は1年生($M = -2.76, SD = 13.53, n = 49$)と比べて自己評価による社会人基礎力の得点が有意に低かった($F(1, 170) = 6.21, p = .014, \text{partial } \eta^2 = .035, 95\% \text{ CI } [1.31, 11.28]$)。一方、指示なし条件においては1年生($M = -1.24, SD = 9.06, n = 46$)と2年生($M = -.73, SD = 11.00, n = 41$)との間に有意差は見られなかった($F(1, 170) = .04, p = .840, \text{partial } \eta^2 < .001, 95\% \text{ CI } [-5.46, 4.45]$)。また1年生においては正直条件と指示なし条件との間に有意差は見られなかった($F(1, 170) = .40, p = .528, \text{partial } \eta^2 = .002, 95\% \text{ CI } [-6.25, 3.22]$)。一方、2年生において正直条件は指示なし条件と比べて自己評価による社会人基礎力の得点が有意に低かった($F(1, 170) = 10.00, p = .002, \text{partial } \eta^2 = .056, 95\% \text{ CI } [-13.52, -3.13]$)。

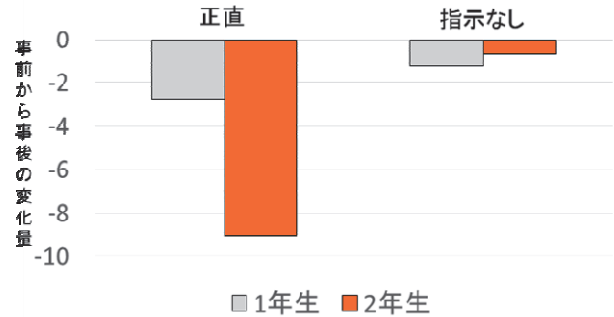


図1. 群と学年による知覚された社会人基礎力の変動

補足的な情報として、群の主効果が見られ($F(1, 170) = 7.63, p = .006, \text{partial } \eta^2 = .043$)、正直条件($M = -5.51, SD = 13.44$)は指示なし条件($M = -1.00, SD = 9.96$)よりも知覚された社会人基礎力の変化量が大きかった。

事前と事後との比較から真に値が低下したかどうか検討するため、平均値に全く変動がなかった場合である0を検定値とした1サンプル検定を行った。分析の結果、正直条件の2年生は0よりも有意に得点が低かった($t(37) = -4.42, p < .0001, d = 1.03, 95\% \text{ CI } [-13.20, -4.90]$)。一方、正直条件の1年生($t(48) = -1.43, p < .161, d = .29, 95\% \text{ CI } [-6.64, 1.13]$)、指示なし条件の1年生($t(45) = -.93, p = .358, d = .20, 95\% \text{ CI } [-3.93, 1.45]$)、および指示なし条件の2年生($t(40) = -.43, p = .672, d = .10, 95\% \text{ CI } [-4.20, 2.74]$)はそれぞれ0との有意差が見られなかった。

さらに、正直教示による操作が学生の社会人基礎力の自己評価においてダニング・クルーガー効果を抑制したかどうかを検討するため、群・学年・時期ごとの12項目の合計得点について、検定値を理論的中央値である72とした1サンプル検定を行った(図2)。分析の結果、正直条件の2年生における事後得点($M = 68.47, SD = 16.01$)は理論的中央値との間に有意差は見られなかった($t(37) = -1.36, p = .183, d = .32, 95\% \text{ CI } [-7.91, .86]$)。一方、正直条件の1年生における事前得点($M = 79.16, SD = 13.09$)と事後得点($M = 76.41, SD = 14.05$)、指示なし条件の1年生における事前得点($M = 83.07, SD = 14.75$)と事後得点($M = 81.83, SD = 13.26$)、指示なし条件の2年生における事前得点($M = 77.24, SD = 13.59$)と事後得点($M = 76.51, SD = 10.89$)はいずれも理論的中央値よりも有意に得点が高かった(それぞれ $t(48) = 3.83, p < .0001, d = .78, 95\%$

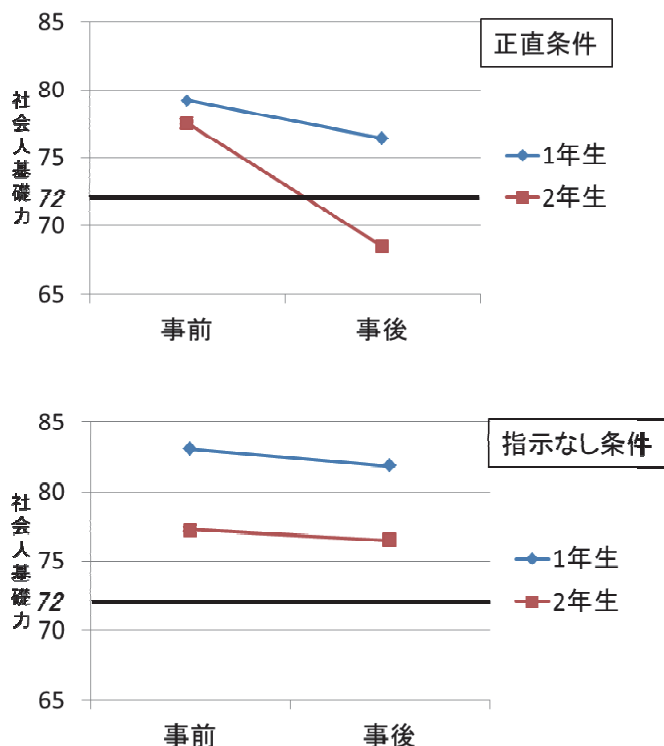


図2. 条件ごとの社会人基礎力の合計得点と理論的中央値

CI [3.40, 10.92]; $t(48) = 2.20, p = .033, d = .45, 95\% \text{ CI} [.37, 0.84]$; $t(45) = 5.09, p < .0001, d = 1.07, 95\% \text{ CI} [0.68, 1.54]$; $t(45) = 5.03, p < .0001, d = 1.06, 95\% \text{ CI} [0.59, 1.53]$; $t(40) = 2.47, p = .018, d = .55, 95\% \text{ CI} [0.95, 9.53]$; $t(40) = 2.65, p = .011, d = .59, 95\% \text{ CI} [1.08, 7.95]$). また正直条件の2年生における事前得点 ($M = 77.53, SD = 19.17$) は理論的中央値との差が有意傾向であった ($t(37) = 1.78, p = .084, d = .41, 90\% \text{ CI} [.28, 10.77]$).

6 考察

本研究の目的は、教示のタイプによって自己評価による社会人基礎力の得点への影響が見られるかどうか検討すること、またダニング・クルーガー効果が見られると予想される学生の回答を正直教示によって抑制することができるかどうか検討することであった。

6.1 社会人基礎力の自己評価、およびその際に生じるダニング・クルーガー効果に対する正直教示の効果

本研究の結果からは教示のタイプによって社会人基礎力の自己評価得点に影響がある一方で、この影

響は学年によってその出方が異なっていた。具体的には、正直条件の2年生のみが事後得点を大きく修正することができた。しかしながら同じ正直条件でも1年生においては平均値の傾向こそ実験的には望ましい方向に変化していたものの、0と1サンプル検定結果から、統計的に有意な変化ではなかったことが示された。指示なし条件では、1・2年生ともに変化はなかった。続いて、理論的中央値72と各条件の社会人基礎力の合計得点との検定結果から、正直条件の2年生における事後得点のみ、ダニング・クルーガー効果は見られなかった。つまり、ダニング・クルーガー効果の抑制という点からも、正直教示は2年生のみに有効であって、1年生には平均値に有意差が見られる程の効果はないことが示された。

なぜ1年生には正直教示の効果が狙った程表れなかったのであろうか。参加者の学科の特性を鑑みると、測定時点での1年生は社会人としての振る舞いを強く求められる学外実習の経験がなく、かつ社会人として望ましい基礎的な行動特性が実際に自己にどの程度備わっているかと問われても正確に把握することが難しいと考えられる。このことは自己の能力を把握するための、メタ認知能力の不足 (e.g., Kruger & Dunning, 1999)⁵⁾ と同時に、社会人基礎力の自己評価のために参照すべき経験がない、もしくはあっても浅いことも原因と推測される。これらの要因が1年生という集団レベルでは正直教示を受けても得点が下がりきらなかったと考えられる。一方、2年生では少なくとも合計3週間、学生によってはさらにプラス10日間前後の学外実習を経験している。このような経験が自己評価をする際の参照情報となり、かつ自己の能力をより正確に把握するためのメタ認知能力を補う情報となり得る。実際に、メタ認知能力を補う情報によって、社会人基礎力の知覚におけるダニング・クルーガー効果が抑制されることが示されている (高沢, 2017)⁶⁾。そのため、ある程度メタ認知能力を自己の経験から補うことのできる2年生が正直教示を受け取ると、自己の能力を改めて熟考し過大評価をしなくなると考えられる。今後の方向性としては、メタ認知能力を測定しつつ教示の効果を検証することが望まれる。

1年生の正直条件の事後得点が下がらなかったという一つの解釈として、自己を望ましく見せたいという社会的望ましさを求める動機や、他者から認められたいという承認欲求、あるいは自尊感情等の自己

に関する動機や感情が強く働いたことが考えられる。これらの動機や感情は、自己の能力に関して自己評価をする際には、正直教示と真逆の影響を与えると見られる。自己評価による社会人基礎力の合計得点と社会的望ましき尺度の得点との間には弱い正の相関があることが示されている(高沢, 2017)³⁾。もし本研究の1年生の参加者においてこれらの変数の影響が強いとすれば、従属変数への影響も否定できない。この点についても今後の課題としたい。

6.2 学生指導への応用

本研究と高沢(2017)³⁾の知見を併せ、学生指導の際の留意点を述べたい。まず初学者は自己の能力を自己評価するには経験不足であるから、正確な把握のために必要なメタ認知能力を補う情報に乏しい。そのため実際の行動指標と自己評価との間に大きな隔たりが生じる。この隔たりを学生が自ら埋めるためには、教員がどのような指導をするべきであろうか。例えば問題解決型学習に代表される活動の学習効果を評価するにあたって、行動指標によって客観的なデータを収集しておくのは勿論のこと、学生自身の自己評価に関しては本研究のように正直に回答するよう教示したり、行動指標による得点を学生にフィードバックしながら回答を求めたりすることが挙げられよう。正直教示は Ellington ら(1999)¹⁶⁾も示した通り、社会的望ましき修正法を用いた際の自己評価得点と近似した得点が得られるため、自己を装飾するような動機の影響を極力排除することが可能である。また行動指標の得点を学生に見せることでメタ認知能力を補う情報となり、自己評価がより正確なものへ近づくことが予想される。

自己評価は全く必要のないものという訳ではない。なぜ自己評価と他者評価あるいは行動指標との隔たりが生じたのかを検討させることは、学生にとって新たな、もしくは未自覚であった学習課題への認識を促進させる可能性がある。これを実行するためには、当然、自己評価のデータも必要となる。

6.3 本研究の限界

高沢(2017)³⁾と同様、本研究においても参加者が短期大学の女子学生のみである。そのため本研究で得られた知見が男子学生や4年制大学の学生へ一般化して問題がないかどうかは検討の余地を残している。また、参加者の学科が技術習得に主眼が置かれる領域であることから2年生になるまでに学外実習

を経験している。考察で述べた通り実習の経験がメタ認知能力を補う情報として機能している可能性があるため、他の学外実習等のない学科の2年生で同様の結果が再現できるかどうかはまた検討の余地であろう。そのため個人差要因としてメタ認知能力を測定しつつ今回のような教示の影響を検討することが、この点の解決方法の一つとなり得るであろう。

7 おわりに

本研究では正直教示によって自己評価による社会人基礎力の得点への影響が見られるかどうかを検討すること、またダニング・クルーガー効果が見られると予想される学生の回答を正直教示によって抑制することができるかどうかを検討することであった。正直教示を受けた2年生は知覚された社会人基礎力の自己評価得点が減衰しダニング・クルーガー効果を抑制することに成功した。今後はメタ認知能力の測定、承認欲求等の自己に関連した変数との関連、他の属性を持つ学科・学年への一般化の課題を検討する必要がある。

引用文献

- 1) 経済産業省: 社会人基礎力に関する研究会「中間取りまとめ」一、
<http://www.meti.go.jp/policy/kisoryoku/chukanhon.pdf> (2006) 平成30年6月3日アクセス
- 2) 経済産業省: 「社会人基礎力を育成する授業30選」 実践事例集,
http://www.meti.go.jp/policy/kisoryoku/25fy_chosa/Kiso_30sen_jireisyu.pdf (2014) 平成30年6月3日アクセス
- 3) 高沢佳司: 社会人基礎力の知覚、社会的望ましき、およびダニング・クルーガー効果, 愛知学泉大学・愛知学泉短期大学紀要, 52, 17-26. (2017)
- 4) 小塩真司: 自己愛傾向に関する基礎的研究—自尊感情、社会的望ましきとの関連—, 名古屋大学教育学部紀要心理学, 44, 155-163. (1997)
- 5) Kruger, J. & Dunning, D.: Unskilled and unaware of it: How difficulties in recognizing one's own incompetence lead to inflated self-assessments, *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1121-1134. (1999)
- 6) Edwards, A. L.: *The social desirability variable in personality assessment and research*, The Dryden Press, N.Y. (1957)

- 7) Crandall, V. C. & Crandall, V. J.: A children's social desirability questionnaire, *Journal of Consulting Psychology*, 29, 27-36. (1965)
- 8) Crowne, D. P. & Marlowe, D.: A new scale of social desirability independent of psychopathology, *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354. (1960)
- 9) 野口明子: 社会的要求性(social desirability)に関する研究, *教育心理学研究*, 12, 111-122. (1964)
- 10) 肥田野直: 人格検査に及ぼす社会的望ましさの影響について, 高木貞二(編), *現代心理学の課題*, 東京大学出版会, 340-347. (1971)
- 11) 斎藤耕二: 社会的望ましさ, 依田新(監修), *新教育心理学事典*, 金子書房, 368. (1977)
- 12) 登張真稲: 社会的望ましさ尺度を用いた社会的望ましさ修正法—その妥当性と有効性, *パーソナリティ研究*, 15, 228-239. (2007)
- 13) 堀尾志保・高橋潔: 作為回答場面での5大因子性格検査に関する社会的望ましさ尺度の役割, *産業・組織心理学研究*, 17, 65-77. (2004)
- 14) Hough, L. M., Eaton, N. K., Dunnette, M. D., Kamp, J. D., & McCloy, R. A.: Criterion-related validities of personality constructs and the effect of distortion on those validities. *Journal of Applied Psychology*, 75, 581-595. (1990)
- 15) 岩脇光良: MMPIの回答に及ぼす態度の影響と妥当性尺度, *教育心理学研究*, 9, 101-105. (1961)
- 16) Ellington, J.E., Sackett, P. R., & Hough, L. M.: Social desirability corrections in personality measurement: Issues of applicant comparison and construct validity, *Journal of Applied Psychology*, 84, 155-166. (1999)
- 17) 西道実: 小・中学校におけるキャリア教育プログラムの効果測定, *プール学院大学研究紀要*, 49, 193-207. (2009)

(原稿受理年月日 2018年12月5日)