

社会人基礎力の知覚、社会的望ましさ、およびダニング・クルーガー効果

高沢 佳司
愛知学泉短期大学

Perceived Fundamental Competencies for Working Persons, Social Desirability, and Dunning—Kruger Effect.

Keiji Takasawa

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

1. はじめに

社会人基礎力(経済産業省, 2006)¹⁾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」と定義され、前に踏み出す力、考え抜く力、チームで働く力の3つの能力とその下位概念である12個の能力要素から構成されている。前に踏み出す力には主体性・働きかけ力・実行力が、考え抜く力には課題発見力・計画力・創造力が、チームで働く力には発信力・傾聴力・柔軟性・状況把握力・規律性・ストレスコントロール力がそれぞれ含まれる。

社会人基礎力が教育や産業の領域で注目される理由の主なものとしては、社会人基礎力の高い人物ほど社会における問題解決能力を備えていると判断されるためであろう。教育機関がそういった人材育成に成功すれば、学生は自らの成長を実感できるだけでなく、就職活動においても有利に立ち回ることができると考えられる。あるいは、個人にとってはその後のキャリア形成が円滑化し、企業にとっては離職率が低下する等のメリットも見込まれる。

地域社会における学生の教育の機会が未だ十分でないとされることも、社会人基礎力という概念に注目させる理由の一つであろう。地域社会の課題を解決しようとするプロジェクト型学習もしくは問題解決型学習(以下、PBL)を学生のうちに経験させ、卒業時には企業にとって即戦力となっていることが求められている。学校側のメリットとしては、PBL

をカリキュラムに組み入れて効果的な社会人基礎力育成の場を提供できることである。

教育界に学生の社会人基礎力の伸長への期待がかけられていることは、次のような前提が背景にある。つまり、社会人基礎力とは教育可能であり、訓練によって伸長可能であるという前提である。これについては異論の余地はないように思われる。しかしながら、伸長した社会人基礎力をどのようにして我々は正確に捉えることが可能であろうか。本研究では測定の際の留意事項として、能力の自己評価が社会的望ましさやダニング・クルーガー効果といった認知バイアスに影響されることを示したい。

2. 自己評価に影響する認知バイアス

(1) 社会的望ましさ

我々は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ことがある。社会的望ましさは「自分自身をよく見せようとする傾向」(小塩, 1997)²⁾として捉えられる。

登張(2007)³⁾は、社会的望ましさ尺度とその得点の修正法に関する展望を行っている。その中で、「パーソナリティ検査や質問紙尺度に回答する際、その項目の内容が社会的に望ましいかどうかの判断による影響を受け、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)⁴⁾⁹⁾としている。ま

た、「パーソナリティ検査だけではなく、価値に関連がある変数を測定する質問紙尺度はいずれも社会的望ましさの影響を受ける可能性がある」とも述べている。

社会人基礎力の定義からは、ある種の能力もしくはスキルを捉えていると考えられる。尺度によってその有無もしくは程度に関する回答を求めることは、回答者にとって自己の評価に直面する場面、他者から望ましく見られたいという動機が働く場面に相違ない。そのため回答が社会的望ましさの影響を受けやすいと予想される。

(2) ダニング・クルーガー効果

ある種のスキルの未熟な者がスキルを自己評価した場合、平均値よりも高く評価することが報告されている。これは「ダニング・クルーガー効果」(e.g., Kruger & Dunning, 1999)¹⁰⁾と呼ばれる認知バイアスである。このような認知バイアスがスキルの未熟な者に起こる理由は、自己の能力に対する正確な評価をするためのメタ認知能力が十分に備わっていないためである。

前述の通り社会人基礎力は能力もしくはスキルと見なすことができるため、その個人がどの程度学習が進んでいるかによって、個人差も想定される。つまり同じ学年の学生同士を比較しても、社会人基礎力の高い群や低い群といった一定程度の差が見られることが予想される。

本研究の対象は短期大学生であるが、1年生と2年生では社会人基礎力に一定程度の差があると見なすことができる。卒業後に現場で問題解決能力を發揮するためには、日々の授業受講は勿論のこと、実習のようなPBLの一種と考えられる活動が欠かせないと言えよう。特に本学幼児教育学科の学生は年間で実習を概ね2~3度経験する。このPBLを既に経験してきた2年生と、未経験の1年生では社会人基礎力の自己評価の仕方に差が生じるであろう。具体的には、2年生では授業受講や実習経験から、自己の能力を正確に判断するメタ認知機能が1年生に比べて伸びていることが予想される。したがって、2年生はもし自己の行動指標が他者と比較して優れない場合には自己に対する評価もそれ相応の判断を下すであろう。一方、1年生は自己の行動指標が他者と比較して優れない場合でも、自己に対する甘い評価を下すであろう。

本研究の場合、社会人基礎力は自己評価による測

定と、自己評価によらない指標、つまり何らかの課題に対する行動指標の両方で測定しておく必要がある。そして、行動指標の個人差によって、自己の能力を過大評価するダニング・クルーガー効果の有無が調整される可能性がある。

3. 目的

本研究は学生の知覚された社会人基礎力と一部の認知バイアスとの関連を検討することを目的とする。具体的には、①学生の自己評価による社会人基礎力、および行動指標による規律性が社会的望ましさにとどの程度影響を受けているか、②学生の社会人基礎力においてダニング・クルーガー効果が見られるかどうか、③学生の社会人基礎力においてダニング・クルーガー効果が見られるとすれば、それは修正可能か、の3点を検討することを目的とする。

4. 段階 1: 調査方法

(1) 調査参加者

短期大学生 211 名(全て女性。1年生 106 名、2年生 105 名)、平均年齢は 18.52 歳($SD = .51$)であった。

(2) 測定項目

1)知覚された社会人基礎力

西道(2009)¹¹⁾の尺度のうち、社会人基礎力に相当する 11 項目によってストレスコントロール力以外の能力を測定した。ストレスコントロール力の項目は、経済産業省(2006)¹⁾の定義を参考にし、「ストレスを感じても、その発生源に何らかの対処をして、ストレスを緩和する力」とした。12 個の能力要素をそれぞれ 1 項目で測定した。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。

2)社会的望ましさ

北村・鈴木(1986)¹²⁾による日本語版 Social Desirability Scale の 33 項目によって測定した。参加者は「はい」、「いいえ」の 2 件法で回答した。正項目に「はい」、逆転項目に「いいえ」と回答した場合を 1 点とし、それ以外は 0 点とした。

3)行動指標の規律性得点(締め切り得点)

質問紙の提出締め切りを実施日から 3 日後とした。

当日に提出した場合は3点、以降1日遅れる毎に1点ずつ減算し、行動指標の規律性の得点とした。

社会人基礎力の 12 の能力要素から規律性を選択した理由は、質問紙調査という研究手法を用いる関係上、提出締め切りを設定しやすいためである。規律性の概念に対応した実際の行動指標として様々な選択肢が考えられるが、経済産業省(2006) ¹⁾による規律性の例には「状況に応じて、社会のルールに則って自らの発言や行動を適切に律する」とあり、本研究で選択した締め切りを守ろうとする行動が規律性の一指標と捉えて差し支えないと判断した。また測定の簡便さ、日付という客観性が確保される指標である点から、締め切り得点を規律性の指標とした。

(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。調査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。回答順序は、フェイス項目、自己評価による社会人基礎力 12 項目、日本語版 Social Desirability Scale の 33 項目、提出した日付の順であった。参加者は回答が終わったら、速やかに指定された方法(調査者本人に直接手渡すか、調査者の研究室のポストに投函する)で質問紙を提出するよう説明を受けた。その際、参加者の行動が当日当初での提出に偏らないよう、調査者は一連の説明を終えた後、素早く教室から退室した。

質問紙配布から 4 週間後の授業内で、調査者がデブリーフィングを行った。

5. 段階 1: 調査結果

(1) 知覚された社会人基礎力と社会的望ましさとの相関

知覚された(自己評価による)社会人基礎力の得点と社会的望ましさとの関連を検討するため、相関分析を行った(表 1)。その結果、有意な、もしくは有意傾向の正の相関は全変数においてではなく、いくつかの変数において見られるに留まった。また、全学年のデータと学年ごとのそれでは、相関係数が有意になるか否かに多少の変動があった。一方、データの分割方法に関わらず一貫して有意な正の相関を示したのは、計画力、傾聴力、柔軟性、規律性、および社会人基礎力の合計得点であった。

Guilford (1956) ¹³⁾によると、相関係数の絶対値が.2~.4 であれば弱い相関があるとされ、.2 未満であればその関連性はごくわずかでありほぼ無視して

よいとされている。本研究では前述の計画力、傾聴力、柔軟性、規律性、および社会人基礎力の合計得点のみ一貫して社会的望ましさとの関連性があると解釈するに留める。以上のように、社会人基礎力の 12 の能力要素のうち、一部の変数においては社会的望ましさの影響を受けて回答が社会的に望ましい方向へ歪んでいる可能性がある。

(2) 締め切り得点と社会的望ましさとの相関

行動指標であっても、前述の通り他者から望ましく見られたいという動機が働く場面であれば、社会的望ましさの影響を受ける可能性がある。分析に先立ち、締め切り得点の記述統計量を算出した(表 2)。歪度および尖度から、このため締め切り得点の分布の正規性を仮定せず、ノンパラメトリックデータとして取り扱い、スピアマン相関によって締め切り得点と社会人基礎力との相関分析を行った。

表 1. 知覚された社会人基礎力と社会的望ましさとの相関係数

	全学年	1 年生	2 年生
主体性	.14 *	.09 <i>n.s.</i>	.17 †
働きかけ力	-.02 <i>n.s.</i>	-.01 <i>n.s.</i>	-.04 <i>n.s.</i>
実行力	.15 *	.10 <i>n.s.</i>	.14 <i>n.s.</i>
課題発見力	.12 †	.08 <i>n.s.</i>	.07 <i>n.s.</i>
計画力	.25 ****	.23 *	.21 *
創造力	.05 <i>n.s.</i>	.13 <i>n.s.</i>	-.04 <i>n.s.</i>
発信力	.07 <i>n.s.</i>	.12 <i>n.s.</i>	.05 <i>n.s.</i>
傾聴力	.28 ****	.27 **	.26 **
柔軟性	.29 ****	.25 **	.22 *
状況把握力	.15 *	.08 <i>n.s.</i>	.13 <i>n.s.</i>
規律性	.33 ****	.31 **	.23 *
ストレス コントロール力	.24 ****	.14 <i>n.s.</i>	.28 **
社会人基礎力 合計	.26 ****	.22 *	.22 *

† $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, **** $p < .0001$

表 2. 行動指標による規律性の記述統計量

	全学年	1 年生	2 年生
平均値	2.22	1.92	2.51
<i>SD</i>	1.38	1.47	1.22
歪度	- 1.69	- .85	- 3.16
尖度	2.13	- .93	10.69

その結果、全学年でのスピアマン相関係数は $r_s = -.12$ ($p = .08$)であった。続いて1年生では $r_s = -.15$ ($p = .12$)、2年生では $r_s = -.06$ ($p = .57$)であった。いずれも絶対値は.2を上回らなかったため、行動指標の規律性である締め切り得点と社会的望ましさとの関連は無相関であると解釈した。

(3) 学年間での知覚された社会人基礎力、社会的望ましさ、および締め切り得点の差異

調査で得られた各変数の平均値と SD を表3に示した。初めに、各変数の得点が学年間で差があるかどうか検討するため、各得点を従属変数、学年(1年生・2年生)を独立変数とした対応のない t 検定を行った。その結果、課題発見力($t(200.51) = 1.98$, $p = .05$, $d = .27$, 差の95% CI [.001, 1.01])、柔軟性($t(209) = 3.27$, $p = .001$, $d = .45$, 差の95% CI [.33, 1.34])、規律性($t(209) = 3.81$, $p = .0001$, $d = .53$, 差の95% CI [.49, 1.53])、ストレスコントロール力($t(206.65) = 2.11$, $p = .04$, $d = .29$, 差の95% CI [.04, 1.28])、社会人基礎力合計($t(209) = 2.28$, $p = .02$, $d = .31$, 差の95% CI [.64, 8.84])、社会的望ましさ($t(209) = 5.19$, $p < .0001$, $d = .72$, 差の95% CI [2.40, 5.34])において1年生のほうが2年生よりも有意に高く自己評価した。また、状況把握力($t(209) = 1.86$, $p = .07$, $d = .25$, 差の90% CI [.05, .88])において1年生のほうが2年生よりも高く自己評価する傾向が見られた。

一方、自己評価によらない行動指標の規律性の指標である締め切り得点においては、逆のパターンが見られた。つまり、2年生のほうが1年生よりも実際の行動としては締め切りを遵守していた($t(202.89) = -3.18$, $p = .002$, $d = .44$, 差の95% CI [-.96, -.22])。

続いて、各変数が社会的望ましさの影響を受けているかどうか、媒介分析によって検討した。 t 検定で学年間の得点に有意差があった能力要素の各得点および締め切り得点を従属変数、学年を独立変数、社会的望ましさを媒介変数としたブートストラップ法による媒介分析を行った。95%信頼区間(CI)の生成のためのランダムサンプルは5,000とした。分析パッケージはSPSSマクロである”Process”(Hayes, 2013)¹⁴⁾を用いた。Model 4による分析の結果、能力要素の中では柔軟性を従属変数とした社会的望ましさの間接効果が有意であった(効果 = $-.31$, SE

= $.11$, 95% CI [-.56, -.13])。学年から締め切り得点への直接効果は有意傾向であった(効果 = $-.52$, $SE = .26$, $t = -1.96$, $p = .051$, 90% CI [-.95, -.08])。次に、規律性を従属変数とした社会的望ましさの間接効果が有意であった(効果 = $-.36$, $SE = .12$, 95% CI [-.64, -.16])。学年から締め切り得点への直接効果も依然として有意であった(効果 = $-.65$, $SE = .27$, $t = -2.38$, $p = .02$, 95% CI [-1.18, -.11])。続いて、ストレスコントロール力従属変数とした社会的望ましさの間接効果が有意であった(効果 = $-.34$, $SE = .13$, 95% CI [-.64, -.13])。学年から締め切り得点への直接効果は非有意となった(効果 = $-.32$, $SE = .33$, $t = -1.00$, $p = .32$, 95% CI [-.97, .32])。以上の結果から、各能力要素のうち柔軟性および規律性の学年間差は社会的望ましさによって部分媒介され、ストレスコントロール力の学年間差は社会的望ましさによって完全媒介されている可能性が示唆された。

表3. 段階1: 調査における各変数の平均値

	全学年		1年生		2年生	
主体性	6.16	(1.95)	6.25	(1.94)	6.08	(1.96)
働きかけ力	5.91	(1.90)	5.92	(1.94)	5.90	(1.87)
実行力	5.91	(1.84)	6.11	(1.85)	5.70	(1.82)
課題発見力	6.13	(1.89)	6.39	(2.07)	5.88	(1.66)
計画力	6.36	(2.07)	6.59	(2.19)	6.12	(1.93)
創造力	5.95	(1.84)	5.96	(2.01)	5.93	(1.67)
発信力	5.51	(1.84)	5.44	(1.93)	5.57	(1.75)
傾聴力	7.11	(1.80)	7.25	(1.81)	6.96	(1.79)
柔軟性	7.07	(1.90)	7.48	(1.75)	6.65	(1.95)
状況把握力	6.71	(1.84)	6.94	(1.76)	6.48	(1.90)
規律性	7.84	(1.98)	8.34	(1.79)	7.33	(2.04)
ストレス コントロール力	6.42	(2.29)	6.75	(2.39)	6.09	(2.13)
社会人基礎力 合計	77.0	(15.26)	79.4	(15.65)	74.6	(14.54)
社会的望まし さ	15.0	(5.73)	16.9	(5.29)	13.1	(5.53)
締め切り得点	2.22	(1.38)	1.92	(1.47)	2.51	(1.22)

※カッコ内は SD

一方、締め切り得点を従属変数とした社会的望ましさの間接効果は非有意であった(効果 = .02, $SE = .08$, 95% CI [-.14, .17])。つまり、締め切り得点と学年との関連性に社会的望ましさが媒介する可能性は見られなかった。

(4) 社会人基礎力とダニング・クルーガー効果

分析に先立ち、締め切り得点によって参加者を規律性における低群・高群に分割した。低群は締め切り得点が2点未満の学生、高群は締め切り得点が2点以上の学生とした。群ごとの平均値を図1に示した。

学生の社会人基礎力においてダニング・クルーガー効果が見られるかどうか検討するため、知覚された規律性を従属変数、学年(1年生・2年生)と行動指標による規律性の個人差(規律性低群・規律性高群)を独立変数とした2×2の参加者間計画による分散分析を行った。その結果、学年と規律性の個人差の交互作用が有意であった($F(1, 207) = 4.75$, $p = .03$, $\eta_p^2 = .02$)。下位検定の結果、規律性低群における学年の単純主効果が有意であり($F(1, 207) = 13.59$, $p = .0002$, $\eta_p^2 = .06$)、1年生($M = 8.55$, $SD = 1.67$, $n = 38$)は2年生($M = 6.36$, $SD = 2.21$, $n = 14$)よりも有意に規律性を高く自己評価していた(差の95% CI [1.02, 3.37])。同様に、規律性高群における学年の単純主効果が有意であり($F(1, 207) = 5.83$, $p = .02$, $\eta_p^2 = .03$)、1年生($M = 8.22$, $SD = 1.85$, $n = 68$)は2年生($M = 7.48$,

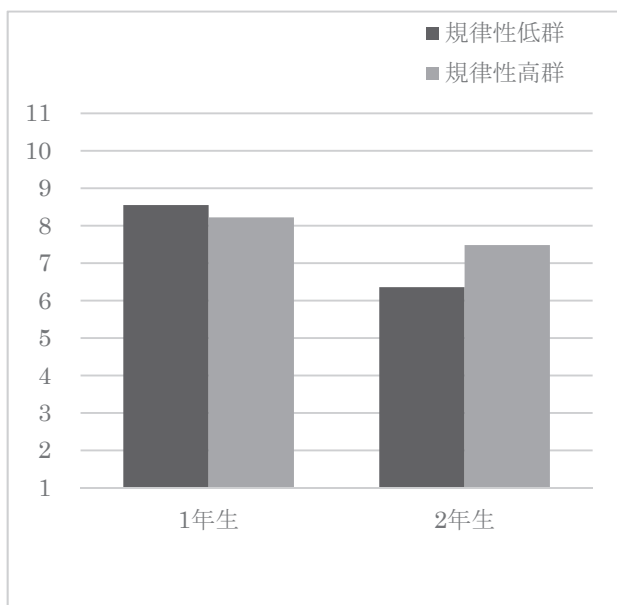


図1. 学年と行動指標の規律性の個人差による自己評価の規律性の変化

$SD = 1.99$, $n = 91$)よりも有意に規律性を高く自己評価していた(差の95% CI [.14, 1.34])。さらに、2年生における規律性の個人差の単純主効果が有意であり($F(1, 207) = 4.24$, $p = .04$, $\eta_p^2 = .02$)、規律性高群($M = 7.48$, $SD = 1.99$)は規律性低群($M = 6.36$, $SD = 2.21$)よりも有意に規律性を高く自己評価していた(差の95% CI [.05, 2.20])。一方、1年生における規律性の個人差の単純主効果は有意ではなかった($F(1, 207) = .74$, $p = .39$, $\eta_p^2 = .004$, 差の95% CI [-.43, 1.09])。

分散分析の結果から、1年生の規律性低群は2年生のそれと比べて自己の規律性を過大評価していると解釈できる。また、実際の規律性の高低に関わらず、1年生は2年生よりも自己の規律性を高く見積もっていた。つまり、実際はそれほど高くはない自己の能力を高く能力を評価してしまうダニング・クルーガー効果が見られたと言えよう。

ダニング・クルーガー効果は元々”above-average effect” (Kruger & Dunning, 1999)¹⁰⁾と称されている。能力やスキルの乏しい個人が、自己の能力を平均(分析には理論的中央値を用いる)よりも高く評価する現象のことである。本研究で行った分散分析によっては、学年と規律性の個人差との関連で自己評価による規律性の平均値が系統的に変化することを示したに過ぎないとも言える。そこで、本研究におけるデータがダニング・クルーガー効果を反映しているというより直接的な根拠を得るため、自己評価による規律性と理論的中央値である6との1サンプル検定を行った。分析の結果、自己評価による規律性の得点は1年生の規律性低群($t(37) = 9.41$, $p < .0001$, $d = 2.16$, 差の95% CI [2.00, 3.10])、1年生の規律性高群($t(67) = 9.89$, $p < .0001$, $d = 1.70$, 差の95% CI [1.77, 2.67])、2年生の規律性高群($t(90) = 7.13$, $p < .0001$, $d = 1.05$, 差の95% CI [1.07, 1.90])において理論的中央値である6よりも有意に高かった。一方、2年生の規律性低群では理論的中央値である6との有意な差は見られなかった($t(13) = .61$, $p = .56$, $d = .23$, 差の95% CI [-.92, 1.63])。この結果は、1年生の規律性低群が平均よりも自己の能力を高く見積もっていたことを示す一方、2年生の規律性低群ではそのような過大評価は見られなかったことを意味する。つまり、本研究のデータは確実にダニング・クルーガー効果を観測していると言えよう。

6. 段階 2: 実験方法

ダニング・クルーガー効果が見られる背景は、前述の通り自己の能力に対する正確な評価をするためのメタ認知能力が十分に備わっていないためである。Kruger & Dunning (1999)¹⁰⁾は主要な 4 つの実験を行い、その最後の実験ではメタ認知能力を補う訓練の効果が検証されている。実験の結果、その訓練を受けたスキルやメタ認知能力に乏しい個人は、メタ認知能力が改善し自己評価による能力の過大評価が修正された。

本研究においては規律性によってダニング・クルーガー効果を観測している。ここで、メタ認知能力を補う訓練が自己評価による過大評価された規律性の得点を修正しうるかどうか検討する必要がある。そこで段階 1 の調査から 3 週間後に、参加者のメタ認知能力を補い、知覚された規律性の得点修正を試みる実験を行った。

(1) 実験参加者

1 年生かつ規律性低群 38 名のうち、知覚された規律性の得点が理論的中央値である 6 以上かつ実験募集に応じた 27 名(全て女性)、平均年齢は 18.07 歳($SD = .27$)であった。

(2) 測定項目

1) 知覚された規律性

段階 1 の調査と同様に、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。

2) ヒントの参考程度

1) の知覚された規律性に回答する際、訓練群の参加者は修正のヒントとして、段階 1 の自己評価による規律性の得点と理論的中央値、行動指標による規律性の得点とその平均値を参照した。同時に、メタ認知能力を補うメッセージを参照した。一方、統制群の参加者は、段階 1 の自己評価による規律性の得点と理論的中央値をヒントとして参照した。同時に、メタ認知能力を補うことのないメッセージを参照した。

参加者はヒントをどの程度参考にしたか、参加者は「1. まったく参考にしなかった」～「11. 非常によく参考にした」の 11 件法で回答した。

3) メタ認知能力

前回の規律性の自己評価がどの程度正確であるか、

参加者は「1. まったく正確ではない」～「11. 非常に正確である」の 11 件法で回答した。

(3) 手続き

実験の 1 週間前の授業時間後に実験参加を呼びかけた。1 週間後、授業終了後の空き時間に参加者を招集し、集団で実験を行った。参加報酬は 100 円前後の菓子類であった。測定順序は、自己評価による規律性 1 項目、メタ認知能力の 2 項目であった。

参加者は、「判断の正確性検査」というカバーストーリーとして、異なるタイプの指示がその後の判断にどのように影響するか調査する実験であると説明を受けた。参加者は訓練条件および統制条件にランダムに振り分けられた。

訓練群の参加者は、段階 1 で回答した自己評価の規律性の得点と理論的中央値、実際の行動指標である締め切り得点とその平均値がヒントとして呈示された。同時に、前回の調査で「実際の規律性得点が平均よりも下回ったが、自己評価では平均(理論的中央値)よりも上の数値で回答した。自己評価と実際の得点にズレがある」というメッセージ文が呈示された。一方、統制群の参加者は、段階 1 で回答した自己評価の規律性の得点と理論的中央値がヒントとして呈示された。同時に、前回の調査で「実際の規律性得点が平均よりも上回った」というメッセージ文が呈示された。

参加者は、段階 1 で理論的中央値である 6 以上の数値で回答した自己評価による規律性の得点を、再度回答(つまり修正)するよう指示された。続いて、ヒントをどの程度参考にしたか回答した。また、前回の規律性の自己評価がどの程度正確であるか回答した。実験終了から 4 週間後の授業内で、実験者がデブリーフィングを行った。

7. 段階 2: 実験結果

(1) 操作チェック

参加者が規律性を修正する際、ヒントを参考にした程度に差がないことを確認するため、群(訓練・統制)を独立変数とした対応のない t 検定を行った。その結果、訓練群($M = 5.77$, $SD = 2.56$, $n = 13$)と統制群($M = 7.29$, $SD = 2.20$, $n = 14$)に差は見られなかった($t(25) = -1.66$, $p = .11$, $d = .66$, 差の 95% CI [-3.40, .37])。つまり 2 つの群は等しくヒントを参考にしていた。

続いて参加者のメタ認知能力が補われたかどうかを検討するため、前回の規律性の自己評価がどの程度正確であるかについて、群(訓練・統制)を独立変数とした対応のない t 検定を行った。その結果、訓練群($M = 5.69, SD = 1.70$)と統制群($M = 7.14, SD = 1.56$)に有意な差が見られた($t(25) = -2.31, p = .03, d = .93$, 差の 95 % CI [-2.74, -.16])。つまり、訓練群は前回の自己評価が統制群に比べて正確ではないと評価した。したがって、訓練群はメタ認知能力が補われたことが示唆された。

(2) 自己評価の規律性の修正

各条件の平均値を図 2 に示した。メタ認知能力を補う訓練が自己評価による規律性の判断に及ぼす効果を検討するため、従属変数を自己評価による規律性、群(訓練・統制)を参加者間要因、時期(事前・事後)を参加者内要因とした 2 要因混合計画による分散分析を行った。その結果、群と時期との交互作用が有意傾向であった($F(1, 25) = 3.04, p = .09, \eta_p^2 = .11$)。下位検定の結果、訓練群における時期の単純主効果が有意であり($F(1, 25) = 36.74, p < .0001, \eta_p^2 = .60$)、事後条件($M = 6.08, SD = 1.94$)は事前条件($M = 8.69, SD = 1.38$)よりも有意に規律性を低く自己評価していた(差の 95 % CI [-3.50, -1.73])。同様に、統制群における時期の単純主効果が有意であり($F(1, 25) = 14.28, p = .0009, \eta_p^2 = .36$)、事後条件($M = 7.50, SD = 1.24$)は事前条件($M = 9.07, SD = 1.33$)よりも有意に規律性を低く自己評価していた(差の 95 % CI [-2.43, -.72])。さらに、事後条件における群の単純主効果が有意であり($F(1, 25) = 4.85, p = .04, \eta_p^2 = .16$)、訓練群($M = 6.08, SD = 1.94$)は統制群($M = 7.50, SD = 1.24$)よりも有意に規律性を低く自己評価していた(差の 95 % CI [-2.75, -.09])。一方、事前条件における群の単純主効果は有意ではなかった($F(1, 25) = .51, p = .48, \eta_p^2 = .02$, 差の 95 % CI [-1.48, .72])。

統制群にはメタ認知能力を補う教示がないにも関わらず、事前事後で平均値の変化があった。これは単に元々平均以上であった数値が回帰効果によって減衰したためと見られる。一方、事後条件に着目すると、訓練群と統制群との間に有意差が認められ、訓練の効果が浮き彫りとなった。つまり、メタ認知能力を補う訓練を受けた群はそうでない群に比べて、自己評価による規律性の判断が改善した。

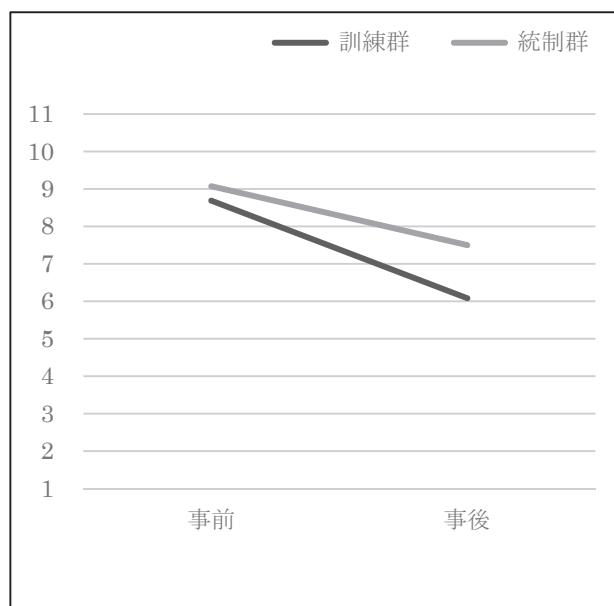


図 2. 群と時期による自己評価の規律性の変化

さらに段階 1 の調査と同様、本研究におけるデータがダニング・クルーガー効果を反映しているというより直接的な根拠を得るため、段階 2 のデータにおいても自己評価による規律性と理論的中央値である 6 との 1 サンプル検定を行った。分析の結果、訓練群の事前条件 ($t(12) = 7.05, p < .0001, d = 2.76$, 差の 95 % CI [1.86, 3.52])、統制群の事前条件 ($t(13) = 8.30, p < .0001, d = 3.12$, 差の 95 % CI [2.27, 3.87])、統制群の事後条件 ($t(13) = 4.36, p = .0008, d = 1.65$, 差の 95 % CI [.76, 2.24]) においては理論的中央値である 6 よりも有意に自己評価による規律性の得点が高かった。一方、訓練群の事後条件においては理論的中央値である 6 との有意な差は見られなかった ($t(12) = .14, p = .89, d = .06$, 差の 95 % CI [-1.14, 1.30])。この結果は、統制群の事後条件が平均よりも自己の能力を高く見積もっていたことを示す一方、訓練群の事後条件ではそのような過大評価は見られなかったことを意味する。つまり、段階 2 においても本研究のデータは確実にダニング・クルーガー効果を観測していると言える。

8. 考察

本研究の目的は、学生の知覚された社会人基礎力と一部の認知バイアスとの関連を検討することであった。具体的には、①学生の自己評価による社会人

基礎力、および行動指標による規律性が社会的望ましさにどの程度影響を受けているか、②学生の社会人基礎力においてダニング・クルーガー効果が見られるかどうか、③学生の社会人基礎力においてダニング・クルーガー効果が見られるとすれば、それは修正可能か、の3点を検討することであった。

(1) 社会的望ましさの影響

本研究の結果からは自己評価による社会人基礎力の能力要素のうち、計画力、傾聴力、柔軟性、規律性が社会的望ましさと関連性があると解釈できる。したがって、これらの4要素については回答が社会的に望ましい方向へと歪んでいる可能性が示唆された。

社会人基礎力という能力を自己評価することは、回答者にとって自己の評価に直面する場面もしくは他者から望ましく見られたいという動機が働く場面である。そのため、理論的には全ての能力要素で社会的望ましさと関連が見られても何ら不自然はない。しかしながら、本研究のデータからはこのモデルは支持されなかった。社会的望ましさの項目は回答者が正直に回答するよう指示されれば、作想的に回答するよう指示された場合と比較して、回答の歪みが小さくなることが知られているが(e.g., 堀尾・高橋, 2004; Hough, Eaton, Dunnette, Kamp, & McCloy, 1990)¹⁵⁻¹⁶⁾、本研究での手続きにはそういった教示は含まれていない。そのため、関連が見られなかった能力要素については他の機会に議論を持ちたい。

本研究の結果は、前述の4要素が特に社会的望ましさと共通の要素を含んでいるためと解釈可能である。McRae & Costa (1983)¹⁷⁾は社会的望ましさが承認欲求のような他のパーソナリティ特性と重複しているとした。本研究で一貫して社会的望ましさと関連が見られた計画力、傾聴力、柔軟性、規律性の能力要素は他のパーソナリティ特性の影響を受けて関連が生じている可能性も考えられる。社会人基礎力の3つの力や12の能力要素がどのようなパーソナリティ特性と関連を持つかは今後の検討課題になりうる。

さらに、本研究では社会人基礎力と社会的望ましさと関連性をより詳細に検討するため、各能力要素の学年間差が社会的望ましさに媒介されるかどうか検討した。その結果、柔軟性および規律性の学年

間差は部分媒介、ストレスコントロール力は完全媒介されている可能性が示唆された。このことから柔軟性および規律性については学年間の得点差を社会的望ましさ以外にも想定しなければならないと解釈できる。一方、ストレスコントロール力の学年間差は社会的望ましさによって生まれている可能性、つまり1年生のほうが2年生よりも自己の回答をよく見せようという動機によって得点が高くなっている可能性が他の能力要素よりも強いと考えられる。

媒介分析と相関分析の結果に共通するのは、全ての能力要素が社会的望ましさと影響を想定はできても、実際に両者の関連性がデータで示されるのは一部の能力要素に留まる点である。どの能力要素が、どういったパーソナリティと関連を持つのか今後明らかにすることによって、社会的望ましさと関連を生じさせる背景要因を探ることができよう。これは同時に、社会人基礎力という能力あるいはスキルがどのような特性かについてさらなる知見をもたらすことになる。

自己評価による社会人基礎力の得点とは対照的に、行動指標の規律性(締め切り得点)と社会的望ましさの間には相関が見られなかった。この差異は、それぞれ意図と行動との違いに帰属されると考えられる。つまり、意図は自己をよく見せたいという動機に影響を受けるが、実際の行動指標(パフォーマンス、出来の良し悪し)では意図に比べて影響を受けないことが示された。この点は、学生の社会人基礎力を測定する際に、自己評価のみに任せるのではなく、他己評価も織り交ぜて認知バイアスに影響を受けない指標を得ることの有用性を端的に示している。

このような行動指標を用いる意義の根拠としては、既に一定程度の社会人基礎力が鍛えられていると見られる2年生が、これから鍛えられるべき1年生よりも締め切り得点が優れていた点、一方で1年生は自己評価によって社会人基礎力のいくつかの要素を2年生よりも過大に評価していた点である。後述のダニング・クルーガー効果の項でも触れるが、メタ認知機能が比較的高い学生(e.g., 行動指標と自己評価による得点が共に高い学生)においては自己評価が信頼のおける測定方法となりうるが、逆にメタ認知機能が比較的低い学生(e.g., 行動指標による得点は低い、自己評価による得点は高い学生)においては、自己評価以外の指標も用いるべきであろう。このように、メタ認知機能の個人差によって、自己評

価による測定信頼性に差異が生じる可能性があることに留意しながら測定を行うことが望ましい。

(2) ダニング・クルーガー効果の観測

1) 段階 1：調査から

本研究の予測通り、学生の知覚された社会人基礎力においてダニング・クルーガー効果が確認された。社会人基礎力が一定程度鍛えられていると見られる 2 年生においては、行動指標による規律性の個人差によって自己評価による規律性の得点が調整され、それ相応に能力を自己評価していた。一方、これから社会人基礎力を鍛えるべき 1 年生においては、行動指標による規律性の個人差に関わらず、自己評価による規律性の得点が高かった。この事実は、行動指標による規律性の低い 1 年生が自己の能力を過大評価していることを示している。

ダニング・クルーガー効果が確認されたことは、今後の社会人基礎力の研究領域にとって、効果測定の際の一助となりうる。特に、スキルの未熟な者がスキルに対して自己評価を行うことは、回答者の過大評価を引き出す危険性があることを我々は認識する必要がある。真鍋(2007)¹⁹⁾も指摘しているように、自己評価はあくまで調査参加者本人の実感値である。自己評価による数値が向上したからといって社会人基礎力が実際に伸長したかどうかは慎重に判断すべきである。同様に、もしある種の PBL の効果測定を行ったとして数値が効果なしと判定したとしても、その背景にはダニング・クルーガー効果が潜んでいる可能性は考慮すべきである。教員、外部評価による他己評価や、その他の自己評価によらない評価方法も同時に用いて、多角的な評価を実施することは、学生の能力、PBL の効果をより正確に浮き彫りにすることができると思込まれる。

2) 段階 2：実験から

我々はダニング・クルーガー効果をどのように防止することができるのであろうか。本研究の段階 2 において社会人基礎力(規律性)の乏しいグループが訓練によってメタ認知機能が補われ、過大評価を修正できるかどうか検討した。その結果、第 2 段階における訓練群と統制群との自己評価による規律性の得点が異なっていた。統制群が平均(理論的中央値)よりも高く自己の規律性を知覚していたのに対し、訓練群では平均と同程度に自己の規律性を知覚して

いた。また、訓練群は段階 1 における自己評価および行動指標による規律性の得点を参考にして回答を行った。そのため訓練群は前回の回答の正確さを統制群よりも低く見積もった。このように自己の判断に対するメタ認知機能を補うだけで、ダニング・クルーガー効果が消失した。

段階 1 の調査においてダニング・クルーガー効果が見られた際、2 年生の規律性低群が偶然に社会的望ましさへの動機が低かったという別の説明も可能であった。もしも段階 2 の訓練群の参加者が社会的望ましさへの動機が低かったとすると、訓練群と統制群の間で事前の得点に差があるはずである。一方、本研究のデータでは事前の得点に差がなかった。段階 2 の実験結果から、社会的望ましさによる説明の可能性は否定された。

能力やスキルの未熟な者は自己を過大評価することがある。もしもそのまま自信過剰な状態を維持していると、その後の学習に重大な支障をきたすであろう。自己の欠点について反省、詳察することが少ないためである。一方、自己の過大評価を十分に認識する機会が与えられれば、判断の修正は可能である。社会人基礎力の自己評価においても自己の欠点があるならば、それを正しく認識することがその後の学習を円滑に運ぶであろう。

本研究ではダニング・クルーガー効果の文脈でメタ認知機能を補う訓練を施した。具体的には、自己の行動指標による得点が平均(中央値)と比べてどの程度か認識し、自己の過大評価を認識できるようにした。しかしながら、メタ認知機能を補う実際の指導は本研究の訓練方法に限らず、様々な方法が考えられよう。

(3) 本研究の限界

本研究では参加者が短期大学生のみであった。そのため、2 年制以外の課程の学生に対して、本研究の結果を一般化できるかどうかは明らかではない。ただし、後の学年が前の学年よりも能力が下がることは想定しにくいいため、どのような年次数であっても結果の予測は容易に立てられよう。同様に参加者についてであるが、本研究では女性に限られており、男性参加者において結果が本研究でのパターンと一致するかどうか不明である。様々な参加者を対象として知見を重ねることが今後期待される。

また、段階 2 において訓練群におけるダニング・

クルーガー効果は消失したが、実際の規律性のパフォーマンスが向上したかどうかは明らかになっていない。この点についても追加の研究を行うことで解決することが望まれる。

9. おわりに

本研究では学生の社会人基礎力の知覚と社会人基礎力、およびダニング・クルーガー効果について検討を行った。社会人基礎力の12の能力要素のうち、いくつかの要素は社会的望ましさと関連性が示唆された。また、社会人基礎力の知覚におけるダニング・クルーガー効果が観測された。これらの結果は学生の社会人基礎力を評価する際に、自己評価以外の多角的な評価指標を用いることの有用性を示している。また、社会人基礎力の知覚においてダニング・クルーガー効果はメタ認知機能を補う訓練によって消失した。適切に指導することでこのダニング・クルーガー効果といった認知バイアスを修正することが可能であると示された。今後は本研究での限界に挙げた点を解決しさらに社会人基礎力の知覚における認知バイアスの影響を検討する必要がある。

謝辞

本研究の予備調査にご協力いただきました本学幼児教育学科の教職員の皆様に、この場をお借りして御礼申し上げます。

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」－.
<http://www.meti.go.jp/policy/kisoryoku/chukanhon.pdf>. (2006) 平成29年4月21日アクセス
- 2) 小塩真司. 自己愛傾向に関する基礎的研究－自尊感情, 社会的望ましさと関連－. 名古屋大学教育学部紀要心理学, *44*, 155－163. (1997)
- 3) 登張真穂. 社会的望ましき尺度を用いた社会的望ましき修正法－その妥当性と有効性. パーソナリティ研究, *15*, 228－239. (2007)
- 4) Edwards, A. L. *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: The Dryden Press. (1957)
- 5) Crandall, V. C. & Crandall, V. J. A children's social desirability questionnaire. *Journal of Consulting Psychology*, *29*, 27－36. (1965)
- 6) Crowne, D. P. & Marlowe, D. A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, *24*, 349－354. (1960)
- 7) 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)
- 8) 肥田野直. 人格検査に及ぼす社会的望ましきの影響について. 高木貞二 (編). 現代心理学の課題. 東京大学出版会, 340－347. (1971)
- 9) 斎藤耕二. 社会的望ましき. 依田新 (監修). 新教育心理学事典. 金子書房, 368. (1977)
- 10) 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)
- 11) 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)
- 12) 北村俊則・鈴木忠治. 日本語版Social Desirability Scaleについて. 社会精神医学, *9*, 173－180. (1986)
- 13) Guilford, J. P. *Fundamental statistics in psychology and education*. New York: McGraw Hill. (1956)
- 14) Hayes, A. F. *Introduction to mediation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford Press. (2013)
- 15) 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き尺度の役割. 産業・組織心理学研究, *17*, 65－77. (2004)
- 16) 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)
- 17) McRae, R. R. & Costa, Jr. P. T. Social desirability scales: More substance than style. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *51*, 882－888. (1983)
- 18) 真鍋和博. インターンシップタイプによる基礎力向上効果と就職活動への影響. インターンシップ研究年報, *13*, 9－17. (2010)