

日本語版認知欲求尺度の公募型 Web 調査における妥当性

藤島 喜嗣・高橋 幸子・江利川 滋・山田 一成

Validity of the Japanese version of the Need for Cognition Scale in voluntary panel Web surveys

Yoshitsugu FUJISHIMA, Sachiko TAKAHASHI, Shigeru ERIKAWA and Kazunari YAMADA

The need for cognition is the tendency to engage in and enjoy thinking, which has been assessed by the Need for Cognition Scale (NCS). This study compared the factor structure and validity of the Japanese version of the NCS in a voluntary panel Web survey with previous studies. Exploratory factor analyses of the Japanese version of the NCS in two samples ($N = 1,138$ and $N = 1,338$) indicated a three-factor structure that was different from previous studies. One of the three factors contained positively worded items, and another factor contained the negatively worded items. The positive item score was positively correlated, whereas the negative item score was not correlated with the maximization tendency score of the Japanese version of the Regret and Maximization Scale (JRMS). Also, positive and negative item scores facilitated the tendency-to-regret score of the JRMS. These results suggest that the factor reflected by the positive item score differed from the factor reflected by the negative item score. The validity and utility of the Japanese version of NCS are discussed.

Key words : the need for cognition scale (認知欲求尺度), factor analysis (因子分析), Web survey (Web調査)

問題と目的

本研究の目的は、神山・藤原(1991)が作成した日本語版認知欲求尺度 (the Japanese version of the Need for Cognition Scale: 以下、日本語版NCSとする) の公募型Web調査における構成概念妥当性について検討することである。

認知欲求は、努力を要する認知活動に従事し、それを楽しむ内発的な傾向 (Cacioppo & Petty, 1982) と定義される個人特性であり、Cacioppo & Petty (1982) が作成した認知欲求尺度により測定され、尺度には18項目からなる短縮版も存在する (Cacioppo, Petty, & Kao, 1984)。また、日本での個人差測定のためには、日本語版NCSが作成されている (神山・藤原, 1991)。この日本語版NCSは認知に関わる多くの実証研究に利用されており、その研究テーマも説得・態度変容 (樋口・桑山, 2011; 神山・藤原, 1994; 中村・三浦,

2019) や認知過程 (織田・服部・八木, 2017) をはじめとして、批判的思考態度 (平山・楠見, 2004)、認識的信念 (野村・丸野, 2014, 2017)、知的好奇心 (西川・雨宮, 2015)、帰属複雑性 (佐藤・川端, 2012)、感情欲求 (神山・藤原, 2015)、最小限化 (三浦・小林, 2016) など多岐にわたる。

しかし、こうした日本語版NCSが公募型Web調査においてもこれまでの想定通りに利用可能かどうかについては議論の余地がある。なぜなら、公募型Web調査は、回答様式が紙筆式とは異なるだけでなく、回答者も成人男女となることが多いため、紙筆式における尺度構成、すなわち、大学生を主たる回答者とする調査での尺度構成を踏襲してよいかどうか、事前検討が必要だと考えられるからである。日本語版NCSが心理学研究で重要な役割を果たしうること、さらには今後、公募型Web調査を利用した研究が増加する可能性があることを考えると、公募型Web調査におい

て日本語版NCSの妥当性を検討することは、今後の実証研究のために有益であると考えられる。にもかかわらず、公募型Web調査における日本語版NCSの妥当性検討は、これまで行われていないようである。

以上のような認識のもと、本研究では、日本語版NCSの公募型Web調査における構成概念妥当性(平井, 2006; 村山, 2012)について検討する。その際には、以下の三点の具体的検討が必要になると考えられる。第一に、内容的側面の証拠に基づく検討である。尺度構成項目のなかに認知欲求以外の要因を反映する項目が含まれていれば、そうした項目を除外した尺度構成が必要となる。第二に、構造的な側面の証拠に基づく検討である。Cacioppo & Petty (1982) の認知欲求尺度については、以前から複数因子によって構成される可能性が議論されている(Lord, & Putrevu, 2006; Tanaka, Panter, & Winborne, 1988)。もちろん、それらは紙筆式の英語原版に関する議論であり、項目数およびワーディングが異なる日本語版NCSにそのまま当てはまるわけではない。また、日本語版NCSは紙筆式で1因子構造が想定されており、先行研究でも特に問題が指摘されていない。ただし、調査会社の登録モニターである成人男女を対象とする公募型Web調査において、これまでと同様の1因子構造が仮定できるかどうかは、尺度の利用に先立って、確認しておくことが望ましい。第三に、複数回の調査で同じ因子構造が確認されるかという一般化可能性の検討が必要となる。公募型Web調査は、無作為抽出法ではなく、割当法に依拠している。そのため、無作為抽出調査と異なり、公募型Web調査では、項目間の関連について複数サンプル間での一貫性を確認する必要がある。本研究は、複数サンプル間での因子構造の一貫性を検討することで一般化可能性について検討する。

逆転項目の影響

なお、上記二点目である構造的な側面の証拠に基づく検討に関し、正順項目群と逆転項目群とが別因子を構成するかどうかが本研究の重要な検討点である。日本語版NCSは15項目から成り、逆転項目を8項目含んでいるが、これまでの実証研究では、信頼性係数の高さを根拠として15項目

を単純加算することが多かった。しかし、心理測定について広く概観すると、理論的に構成された1次元尺度であっても、実際に測定・分析すると逆転項目のみで構成される別の因子が析出されることがある(Carmines & Zeller, 1979, Watson & Tellegen, 1985)。そして、そのような場合には、まず逆転項目のみで構成される別因子がアーティファクトかどうか検討される。

そうしたアーティファクト検討の例として、Repetitive Thinking Questionnaire (以下、RTQとする: McEvoy, Mahoney, & Moulds, 2010) に関する研究が挙げられる。RTQは精神的な苦痛を受ける状況の後に否定的な反復性思考(repetitive negative thinking: 以下、RNTとする)に従事する度合いを測定する尺度であり、「RNT」と「RNTの欠乏」の2因子から構成される。これらのうち「RNTの欠乏」に関して、McEvoy et al. (2010) は、逆転項目にのみ反映していること、および、関連が予想される他の構成概念との相関がもう一方の因子である「RNT」よりも弱いことから、ワーディングの差異によるアーティファクトの可能性を指摘している。また、RTQの日本語版を作成した田中・杉浦(2014)は、日本語版RTQでは逆転項目を含みながらも1因子構造であると判断されたため、原尺度における「RNTの欠乏」因子は、ワーディングの差異を反映した因子、つまりアーティファクトによる因子であると解釈している。

こうしたアーティファクトが生じる機制については複数の可能性が考えられる。たとえば、増田・坂上・北岡・佐々木(2016)は、Swain, Weathers, & Niedrich (2008) や Woods (2006) の研究を引用しつつ、回答者の不注意により、逆転項目において否定語の見過ごしなどの回答ミスが生じると、アーティファクトが得られる可能性があることを指摘している。また、増田・北岡・荻野(2012)は、日本人が肯定的な感情表現を抑え中間回答を選択する傾向、すなわち、反応バイアスによって、正順項目による因子と逆転項目による因子からなる因子構造が得られる可能性を指摘している。

ただし、逆転項目からなる因子が、常にアーティファクトであるとは限らない。例えば以下のような研究例は、逆転項目が類似した別の構成概念を測定する可能性を示している。

まず、Rosenberg Self Esteem Scale (Rosenberg, 1965, 1989) は、古くから、逆転項目が別因子を構成することが知られていた (Carmines & Zeller, 1979; Marsh, 1996; Motl & DiStefano, 2002; Quilty, Oakman, & Risko, 2006)。なかでも Carmines & Zeller (1979) は、そうした結果をアーティファクトと考え、2 因子構造の可能性についての検討は不要であると主張していた。ところが、福留他 (2017) は、中学生を対象とする研究に基づき、2 因子構造はアーティファクトではなく、正順項目からなる因子は「肯定的自己像の受容」であり、逆転項目からなる因子は「否定的自己像の拒否」であると主張している。もしそうだとすると、逆転項目因子については、アーティファクトか否かという単純な捉え方では不十分となる場合もあることになる。

また、Zung (1965) の自己評価式抑うつ性尺度について、杉浦・丹野 (1999) は、大学生を対象に、逆転項目と正順項目とが別の因子を形成するという先行研究と同様の結果を見いだすとともに、そうした結果が、認知と感情の違いよりも、項目内容の肯定・否定によることを示唆する結果を得て、肯定的気分と否定的気分が弁別可能な構成概念と考えられることを報告している。また、そうした結果を踏まえ、杉浦・丹野 (1999) は「肯定的内容の項目を逆転させれば、そのまま抑うつ傾向を反映すると想定することには慎重でなくてはならないだろう」と述べている。

先述の通り、心理学の実証研究においては、尺度が理論的に想定していない逆転項目からなる因子を含む因子構造を示した場合、そうした因子をアーティファクトとして考察の対象外とし、正順項目からなる尺度のみを使用するといった実践的判断が下されることがある。他方、そうした実践的判断は、上述の福留他 (2017) や杉浦・丹野 (1999) の例にみるように、逆転項目が別概念の反映である可能性があることに鑑みると、必ずしも妥当とは限らない。当該の現象がアーティファクトかどうかという検討だけでなく、さらに、既存尺度が想定外の構成概念を測定していた可能性を検討する必要もある。

認知欲求尺度についても、短縮版 (Cacioppo et al., 1984) において、逆転項目に関わる因子が想定可能であるとの報告がある (Bors, Vigneau, &

Lalande, 2006; Davis, Severy, Kraus, & Whitaker, 1993; Forsterlee, & Ho, 1999; Hevey et al., 2012)。これらの研究結果はおおむね一貫しており、Zhang, Noor, & Savalei (2016) が要約しているように、認知欲求尺度短縮版の因子構造が、認知欲求を反映する実質的な因子を含みながらも、それに加え、逆転項目に対して構成されるアーティファクト因子を伴うことを示している。しかし、英語原版の認知欲求尺度については既にこのような検討までなされているが、公募型Web調査における日本語版NCSの利用可能性についてはまったく検討がなされていないようである。そのため、英語原版についての先行研究を念頭に置き、それらと同様の研究が必要かどうかを探索的に検討するところから、実証研究を開始する必要がある。

以上のような認識のもと、本研究では、公募型Web調査における日本語版NCSについて探索的因子分析を行い、尺度の構造的側面について検討する。その際、大規模サンプル2つから、探索的因子分析において同様の結果が得られるか、一般化可能性を確認する。探索的因子分析においては、従来の紙筆式と同じように1因子解が得られることを想定するが、多因子解が得られた場合には、妥当性について検証を加える。具体的には、その妥当性検証のために、認知欲求尺度と日本版後悔・追求者尺度 (the Japanese version of “Regret and Maximization Scale” : 以下、JRMSとする; 磯部他, 2008) の下位尺度である追求者尺度および後悔尺度との関連に注目する。JRMSの追求者尺度は、効用を最大化する意思決定スタイルを測定する尺度であり、その内容から認知欲求尺度と正相関を示すと予測される。また、追求者尺度と後悔尺度とは正相関することがわかっており (Schwartz et al., 2002; 磯部他, 2008)、その理由として、選択肢吟味にコストをかけたとしても最適解に至れるとは限らないことが挙げられている (Schwartz, 2004)。このことから、認知欲求尺度も後悔尺度と正相関を示すと予測される。

方法

調査対象者

サンプル1 東京・埼玉・千葉・神奈川在住の

男女20-79歳を対象に公募型Web調査（業者委託・ポイント報酬制）を実施した¹⁾。調査会社の登録モニターから事前調査で回答者を抽出し、性別2区分と年代6区分（20-79歳を10歳ごとに分割）を組み合わせた12区分に各100名ずつ、総数1,200人を本調査に割り当てた。事前調査は2016年3月22日（火）から24日（木）に実施し、54,500人に配信して4,410人から回答を得た。ここから、無効回答、回答に利害の影響が懸念される特定業種の従事者（従事者が家族にいる者を含む）、および通信速度が著しく遅いダイヤルアップ接続者を除外して3,713人を抽出した。これを性別・年代で層化し全体として1,691人をランダムに抽出した後、本調査を2016年3月24日（木）から3月26日（土）に配信し、割り当て人数分の回答回収を目処に調査を終了し、最終的に1,200人の有効回答を得た。なお、回答デバイスがスマートフォン（21人、1.8%）、携帯電話（6人、0.5%）、その他（3人、0.3%）であった30人を分析から除外した（ $N=1,170$ ）。また、不正回答が疑われる超短時間回答者を分析から除外した（Smyth, Dillman, Christian, & Stern, 2006；江利川・山田, 2015）。具体的には、分析対象となる日本語版NCSの回答時間（ $M=91,402\text{ms}$, $SD=169,679$ ）を自然対数変換した後、平均値（ $M=11.00$ ）から $-2SD$ （ $SD=0.82$ ）未満を不正回答の可能性が高い超短時間回答者と見なした。同様に、JRMSの回答時間（ $M=88,954\text{ms}$, $SD=195,193$ ）を自然対数変換した後、平均値（ $M=10.93$ ）から $-2SD$ （ $SD=0.84$ ）未満を不正回答の可能性が高い超短時間回答者と見なした。その結果32人を分析から除外し、1,138人（男性564人、女性574人；平均年齢50.24歳, $SD=16.60$ ）を分析対象とした。

サンプル2 東京・埼玉・千葉・神奈川在住の男女20-69歳を対象に公募型Web調査（業者委託・ポイント報酬制）を実施した。調査会社の登録モニターから事前調査で回答者を抽出し、総数1,400人程度を目途に人口比例させた性年代人数を本調査に割り当てた（人口比例は平成27年度の国勢調査に基づく）。事前調査は2017年1月17日（火）から18日（水）に実施し、69,810人に配信して5,000人から回答を得た。ここから、無効回答、回答に利害の影響が懸念される特定業種の従

事者（従事者が家族にいる者を含む）と、通信速度が著しく遅いダイヤルアップ接続者を除外して4,137人を抽出した。そこから2,325人をランダムに抽出した後、本調査を2017年1月20日（金）から1月22日（日）に配信し、割当人数分の回答回収時点で調査を終了して、1,444人の有効回答を得た。上記の有効回答より、回答デバイスがスマートフォン（27人、1.8%）、携帯電話（11人、0.8%）、その他（5人、0.3%）であった43人を分析から除外した（ $N=1,401$ ）。さらに、不正回答が疑われる超短時間回答者を分析から除外した。具体的には、日本語版NCSの回答時間（ $M=78,972\text{ms}$, $SD=87,154$ ）を自然対数変換した後、平均値（ $M=11.00$ ）から $-2SD$ （ $SD=0.72$ ）未満を不正回答の可能性が高い超短時間回答者と見なした。その結果63人を分析から除外し、1,338人（男性668人女性670人；平均年齢45.78歳, $SD=13.36$ ）を分析対象とした。

質問項目

神山・藤原（1991）が作成した日本語版NCS15項目を使用した²⁾。日本語版NCSは「あまり考えなくてもよい課題よりも、頭をつかう困難な課題の方が好きだ」などの正順項目7項目、「新しい考え方を学ぶことにはあまり興味がない」などの逆転項目8項目からなる。この日本語版NCSについて「非常にそうである」から「全くそうでない」の7件法で回答を求めた。サンプル1ではこの他に、JRMS16項目（磯部他, 2008）についても回答を求めた。JRMSは、後悔尺度8項目、追求者尺度8項目（例：「可能性がある限り、物事を追求する事に苦労は惜しまない」）からなる。JRMSは公募型Web調査において、後悔尺度が人生に関わる後悔（以下、人生後悔とする）4項目（例：「くよくよ過去の事を悔やむ方だ」）と購入行動に関わる後悔（以下、購入後悔とする）4項目（例：「何かを購入した後に、違うものにしていれば良かったという事がよくある」）に分かれることが示されている（藤島・高橋・江利川・山田, 2018）。このJRMS16項目について「確かにそう思う」から「全くそう思わない」の5件法で回答を求めた。

手続き

公募型Web調査を2回実施し、そのうちサン

ル1では回答者に日本語版NCSとJRMSへの回答を求め、サンプル2では回答者に日本語版NCSへの回答を求めた³⁾。両調査とも1画面に1質問を表示し、警告表示により無回答を許容しない仕様とした。日本語版NCSおよびJRMSの項目提示順序は、Web調査システムのプログラム制御により、回答者ごとにランダム化した。

結果

日本語版NCSの探索的因子分析

サンプル1, 2それぞれで日本語版NCS15項目

に対し探索的因子分析(最尤法・プロマックス回転)を行った。固有値の降順推移は、サンプル1で5.28, 2.50, 1.13, 0.87, 0.76, …, サンプル2で5.70, 2.17, 1.20, 0.79, 0.76, …であった。カイザー基準およびスクリー基準に基づき検討した場合、3因子解が妥当だと判断された⁴⁾。3因子解のモデル適合度は、RMSEAがサンプル1で.06、サンプル2で.07であり、十分な適合を示していた⁵⁾。2つのサンプルにおける3因子解の因子負荷量をTable 1, 2に示した。いずれのサンプルにおいても、第一因子は「新しい考え方を学ぶことにはあまり興味がない」「考えることは楽しくない」「深

Table 1 サンプル1における日本語版NCSの因子分析結果

項目	15項目3因子解				14項目2因子解		
	第一因子	第二因子	第三因子	共通性	第一因子	第二因子	共通性
あまり考えなくてもよい課題よりも、頭を使う困難な課題のほうが好きだ	-.01	.83	.05	.68	-.02	.81	.67
かなり頭を使わなければ達成されないようなことを目標にすることが多い	-.03	.64	-.20	.53	.02	.71	.50
課題について必要以上に考えてしまう	.12	.18	-.66	.53			
新しい考え方を学ぶことにはあまり興味がない(r)	.74	.03	.03	.52	.74	.04	.52
一生懸命考え、多くの知的な努力を必要とする重要な課題を成し遂げることに特に満足を感じる	-.14	.56	-.16	.46	-.11	.61	.45
必要以上には考えない(r)	.58	.15	.37	.39	.51	.04	.24
一度覚えてしまえばあまり考えなくてもよい課題が好きだ(r)	.54	-.07	-.19	.36	.57	.01	.32
長時間一生懸命考えることは苦手なほうである(r)	.70	-.06	-.06	.53	.71	-.03	.52
考えることは楽しくない(r)	.73	-.06	-.04	.58	.75	-.03	.58
深く考えなければならぬような状況は避けようとする(r)	.71	-.04	-.02	.53	.72	-.01	.52
自分が人生で何をすべきかについて考えるのは好きではない(r)	.68	-.01	.01	.47	.68	.00	.47
常に頭を使わなければ満足できない	-.05	.69	-.09	.55	-.02	.74	.56
自分の人生は解決しなければならない難問が多い方がよい	.19	.37	-.21	.20	.24	.45	.16
簡単な問題よりも複雑な問題のほうが好きだ	-.01	.83	.17	.66	-.04	.76	.60
問題の答えがなぜそうなるのかを理解するよりも、単純に答えだけを知っている方がよい(r)	.69	.04	-.03	.45	.71	.08	.46
因子寄与	4.24	3.63	1.01		4.28	3.57	
因子間相関							
第一因子		-.42	.01			-.45	
第二因子			-.23				
第三因子							

注) 逆転項目(r)の項目得点は逆転しておらず、高得点ほど考えることを好まないことを示す。

因子分析には最尤法およびプロマックス回転を用いた。因子数決定にはカイザー基準およびスクリー基準を採用した。いずれの解においても第一因子は逆転項目、第二因子は正順項目に強く寄与していた。

N = 1,138.

Table 2 サンプル2における日本語版NCSの因子分析結果

項目	15項目3因子解				14項目2因子解		
	第一因子	第二因子	第三因子	共通性	第一因子	第二因子	共通性
あまり考えなくてもよい課題よりも、頭を使う困難な課題のほうが好きだ	-.04	.81	.07	.67	-.03	.79	.66
かなり頭を使わなければ達成されないようなことを目標にすることが多い	.00	.73	-.05	.55	.02	.75	.55
課題について必要以上に考えてしまう	.13	.13	-.81	.69			
新しい考え方を学ぶことにはあまり興味がない(r)	.64	-.04	.00	.45	.65	-.04	.45
一生懸命考え、多くの知的な努力を必要とする重要な課題を成し遂げることに特に満足を感じる	-.14	.63	-.11	.55	-.12	.66	.54
必要以上には考えない(r)	.54	.16	.39	.40	.53	.08	.24
一度覚えてしまえばあまり考えなくてもよい課題が好きだ(r)	.53	-.11	-.14	.35	.52	-.09	.33
長時間一生懸命考えることは苦手なほうである(r)	.71	-.09	-.03	.58	.72	-.08	.58
考えることは楽しくない(r)	.70	-.01	-.07	.49	.70	.01	.49
深く考えなければならぬような状況は避けようとする(r)	.76	-.03	-.02	.60	.76	-.02	.60
自分が人生で何をすべきかについて考えるのは好きではない(r)	.67	.02	-.01	.43	.67	.03	.43
常に頭を使わなければ満足できない	-.08	.70	-.07	.58	-.06	.72	.57
自分の人生は解決しなければならない難問が多い方がよい	.23	.58	-.05	.27	.25	.61	.27
簡単な問題よりも複雑な問題のほうが好きだ	-.06	.78	.06	.64	-.04	.77	.63
問題の答えがなぜそうなるのかを理解するよりも、単純に答えだけを知っている方がよい(r)	.74	.16	.05	.46	.75	.16	.46
因子寄与	4.52	4.16	1.05		4.53	4.18	
因子間相関							
第一因子		-.51	.10			-.53	
第二因子			-.19				
第三因子							

注) 逆転項目(r)の項目得点は逆転しておらず、高得点ほど考えることを好まないことを示す。因子分析には最尤法およびプロマックス回転を用いた。因子数決定にはカイザー基準およびスクリー基準を採用した。いずれの解においても第一因子は逆転項目、第二因子は正順項目に強く寄与していた。この因子パターンはサンプル1と同様であった。
N = 1,338.

く考えなければならぬような状況は避けようとする」など逆転項目8項目に強く負荷していた。第二因子は「あまり考えなくてもよい課題よりも、頭を使う困難な課題のほうが好きだ」「簡単な問題よりも複雑な問題のほうが好きだ」などの正順項目6項目に強く負荷していた。第三因子は、正順項目として設定されていた「課題について必要以上に考えてしまう」の1項目のみに負荷していた。

第三因子が唯一強く負荷する「課題について必要以上に考えてしまう」は不適切項目の可能性が

あるため、この項目を分析から除外し、14項目に対し改めて探索的因子分析(最尤法・プロマックス回転)を行った。その結果、固有値の降順推移は、サンプル1で5.26, 2.31, 0.92, 0.85, 0.69, …, サンプル2で5.68, 2.11, 0.81, 0.79, 0.70, …であった。カイザー基準に照らすと2因子解が妥当であると判断された。モデル適合度は、RMSEAがサンプル1で.07、サンプル2で.07であり、十分な適合を示していた。いずれのサンプルにおいても、第一因子は逆転項目8項目に強く負荷していた(Table 1, 2)。第二因子は正順項目6項目に強く

負荷していた。

指標の作成

日本語版NCSの逆転項目の得点を逆転した上で15項目における α 係数を算出した。その結果、サンプル1で.85、サンプル2で.87となり、それぞれ十分な内の一貫性を示した。この15項目を合計し項目数で割ったものを全項目得点とした。平均はサンプル1において4.14 ($SD = 0.73$)、サンプル2において4.07 ($SD = 0.81$) となった。また、「課題について必要以上に考えてしまう」を除く正順項目6項目における α 係数はサンプル1で.83、サンプル2で.86となり、逆転項目8項目における α 係数はサンプル1で.87、サンプル2で.86であった。正順項目群、逆転項目群それぞれで、項目得点の合計値を項目数で割ったものを正順項目得点、逆転項目得点とした（逆転項目の回答値は逆転せず、高得点ほど考えることを好まないことを示すようにした）。正順項目得点の平均はサンプル1で3.97 ($SD = 0.93$)、サンプル2で3.83 ($SD = 1.03$) であった。逆転項目得点の平均はサンプル1で3.74 ($SD = 0.93$)、サンプル2で3.76 ($SD = 0.96$) であった。

また、サンプル1におけるJRMSに関して、追求者尺度 ($\alpha = .74$)、購入後悔尺度 ($\alpha = .87$)、人生後悔尺度 ($\alpha = .83$) それぞれについて、項目得点の合計値を項目数で割ったものを、それぞれ追求者得点 ($M = 3.09$, $SD = 0.58$)、購入後悔得点 ($M = 2.73$, $SD = 0.79$)、人生後悔得点 ($M = 3.13$, $SD = 0.86$) とした。

因子間相関と妥当性の検証

日本語版NCSの下位尺度得点間の関連を検討するため、各サンプルで認知欲求の全項目得点、正順項目得点、逆転項目得点間で相関係数を算出した。サンプル1における正順項目得点と逆転項目得点の間には弱い負相関が認められた ($r = -.36$, $p < .001$)。サンプル2においても同様であり、正順項目得点と逆転項目得点の間には弱い負相関が認められた ($r = -.45$, $p < .001$)。なお、因子分析において不適切項目の可能性のある「課題について必要以上に考えてしまう」は、サンプル1において全項目得点 ($r = .25$, $p < .001$)、正順項目得点 ($r = .32$, $p < .001$) と正相関を示したが、逆転項目得点とは無相関 ($r = .03$) であった。サンプル2においても、同様に全項目得点 ($r = .25$, $p < .001$)、正順項目得点 ($r = .23$, $p < .001$) と正相関を示したが、逆転項目得点とは無相関 ($r = -.05$) であった。

次に、サンプル1において日本語版NCSとJRMSとの関連を検討するため、相関係数を算出した (Table 3)。まず、JRMSの追求者得点は、購入後悔得点 ($r = .38$, $p < .001$) ならびに人生後悔得点 ($r = .36$, $p < .001$) と弱い正相関を示した。購入後悔得点と人生後悔得点の間には中程度の正相関が認められた ($r = .63$, $p < .001$)。日本語版NCSの全項目得点は、追求者得点と弱い正相関 ($r = .31$, $p < .001$)、購入後悔得点 ($r = -.11$, $p < .001$) ならびに人生後悔得点 ($r = -.15$, $p < .001$) と弱い負相関を示した。しかし、正順項目得点は、追求者得点 ($r = .38$, $p < .001$) ならびに購入

Table 3 サンプル1における日本語版NCSおよびJRMS下位尺度得点間の相関係数

	日本語版NCS			JRMS		
	全項目	正順項目	逆転項目	追及者	購入後悔	人生後悔
全項目	1.00					
正順項目	.78***	1.00				
逆転項目	-.85***	-.36***	1.00			
追及者	.31***	.38*** (.37)***	-.12*** (.02)	1.00		
購入後悔	-.11***	.12*** (.24)***	.29*** (.28)***	.38***	1.00	
人生後悔	-.15***	-.03 (.08)**	.27*** (.36)***	.36***	.63***	1.00

注) 逆転項目の項目得点は逆転しておらず、高得点ほど考えることを好まないことを示す。カッコ内は偏相関係数であり、正順項目列では逆転項目得点を、逆転項目列では正順項目得点を統制している。

$N = 1,138$.

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

後悔得点 ($r = .12, p < .001$) と弱い正相関を示す一方、人生後悔とは無相関であった ($r = -.03$)。また、逆転項目得点は、追求者得点と弱い負相関 ($r = -.12, p < .001$) を示す一方、購入後悔得点 ($r = .29, p < .001$) ならびに人生後悔得点 ($r = .27, p < .001$) と弱い正相関を示した。

なお、日本語版NCSの正順項目得点と逆転項目得点との間には負相関があるため、各得点とJRMSの下位得点との相関に偽相関が含まれる可能性がある。そこで、正順項目得点、逆転項目得点のいずれか一方を統制変数とし、もう一方の変数とJRMS各得点との偏相関係数を算出した。その結果、逆転項目得点を統制した場合、正順項目得点は追求者得点 ($r_p = .37, p < .001$)、購入後悔 ($r_p = .24, p < .001$)、人生後悔 ($r_p = .08, p < .01$) と正相関を示した。ところが、正順項目得点を統制した場合、逆転項目得点は追求者得点と無相関 ($r_p = .02$) であり、購入後悔 ($r_p = .28, p < .001$)、人生後悔 ($r_p = .36, p < .001$) とは正相関を示す結果となった。

考 察

本研究の目的は、公募型Web調査における日本語版NCSの構成概念妥当性を検討することであった。1,000人を超える2つの大規模サンプルにおける探索的因子分析の結果、カイザー基準およびスクリー基準では3因子解が支持された。こうした結果については以下のような解釈が可能である。

まず、本研究で得られた3因子解のうち一つの因子は「課題について必要以上に考えてしまう」という項目にのみ強く負荷していた。この因子は、正順項目群に負荷した因子とも逆転項目群に負荷した因子とも異なる、独立した因子であった。このことから、この項目は、認知欲求に関連する別の概念を反映した不適切項目である可能性が高い。項目内容から判断すると、この項目は、課題に関わる思考に没入したり、神経症的に固執したりする傾向を測定しているかもしれない。このことは「課題について必要以上に考えてしまう」という項目が日本語版NCSにおいて他の項目とは内容的に異なる項目である可能性を示している。少なくとも公募型Web調査で日本語版NCSを用いる場合には、不適切項目としてこの項目を

分析から除外することで構成概念妥当性が高まると期待できる。

次に、3因子解の残り2因子はそれぞれ正順項目群、逆転項目群にのみ強く負荷していた。さらに不適切項目である「課題について必要以上に考えてしまう」を除いた探索的因子分析の結果は2因子解を示しており、各因子は3因子解のときと同様に、それぞれ正順項目群、逆転項目群に強く負荷していた。このように正順項目群と逆転項目群にそれぞれ別因子が寄与することは、他の尺度や認知欲求尺度の短縮版でも認められることである。この現象の原因としてアーティファクトと別概念の反映の2つの可能性が考えられ、特に認知欲求尺度の短縮版(Cacioppo et al., 1984)ではアーティファクトである可能性が示唆されているが、本研究の結果からは、以下で述べる理由により、アーティファクトの可能性よりも別概念の反映の可能性が高いと考えられる。

一つの理由は、JRMSの追求者尺度得点との関連である。日本語版NCS全項目が追求者傾向と正相関する中、正順項目は追求者傾向と正相関し、逆転項目は追求者傾向と無相関であった。追求者傾向は、効用を最大化する選好をし、選択肢の吟味に要するコストを大きくする傾向である(Schwartz et al., 2002; 磯部他, 2008)。全項目と追求者傾向、正順項目と追求者傾向の正相関は、認知欲求の概念から予測されるものであり、認知欲求尺度の構成概念妥当性の証拠となる。他方、逆転項目は本来であれば負相関を示すべきであるが、その証拠は得られなかった。このことは、逆転項目は認知欲求とは異なる概念を反映している可能性を示している。

なお、追求者傾向の対概念として、限定された能力や時間内で自らが満足可能な最低限の基準を満たす選好をする満足者(satisficer)傾向が概念化されており(Schwartz et al., 2002)、その傾向は追求者尺度得点が低いことで示される。本研究における日本語版NCSの逆転項目と追求者傾向の無相関は、逆転項目が満足者傾向を必ずしも示さないことを示唆する。そのため、日本語版NCSの逆転項目は、熟慮をする以前の、考えることからの回避傾向を反映している可能性がある。さらには、この逆転項目が、問題に対して確固たる答えを求め曖昧さを嫌う欲求である認知的完結欲求

(Kruglanski & Webster, 1996; 鈴木・桜井, 2003)を反映している可能性もある。認知的完結欲求が高い場合、認知的衝動性が高くなり、十分でない情報からすぐに判断すると考えられている。日本語版NCSの逆転項目は、このような認知的衝動性の高い処理への指向性と関連しているのかもしれない。

もう一つの理由は、不適切項目である「課題について必要以上に考えてしまう」との関連である。正順項目はこの項目と正相関する一方、逆転項目は相関を示さなかった。正順項目と逆転項目とが同一概念を反映したものであれば、逆転項目と「課題について必要以上に考えてしまう」とは負相関を示すべきであるが、示されなかった。

ただし、外的基準に対して正順項目群よりも逆転項目群の相関が弱くなることは、ワーディングの差異でも生じうる (McEvoy et al., 2010)。このことは、認知欲求の正順項目と逆転項目とで2因子を形成することが、アーティファクトである可能性も示唆する。つまり、認知欲求尺度の短縮版 (Cacioppo et al., 1984) と同様に、逆転項目に対して構成されるアーティファクト因子が認められた可能性も否定できない。

しかし、アーティファクト因子では説明しづらい結果として、日本語版NCSの正順項目得点、逆転項目得点と購入後悔得点や人生後悔得点との関連の仕方があげられる。日本語版NCSの正順項目得点は、逆転項目得点の影響を統制した場合、購入後悔と人生後悔の2つの後悔得点と弱いながらも正相関を示した。選択肢吟味にコストをかけたとしても最適解に至れるとは限らないため、追求者傾向と後悔とは正相関する。認知欲求も同様に、熟慮を好むからといって最適解に至れるとは限らないと考えられる。正順項目と2つの後悔との正相関は、認知欲求の特徴から予測するものであり、追求者傾向との正相関と併せて、日本語版NCSにおける正順項目群の構成概念妥当性が高いことを示すと考えられる。

他方、日本語版NCSの逆転項目得点も2つの後悔得点と正相関を示していた。逆転項目が正順項目と同一概念を測定しているのであれば、逆転項目得点は認知欲求の逆転という特性から2つの後悔に対し負相関を示すべきである。しかし、本研究の結果は正相関であった。逆転項目得点が2種

の後悔得点と正相関する理由としては、認知衝動性が高く、思考することを拒否した結果、合理的でない判断をしがちであった可能性が考えられる。このことは、逆転項目が認知欲求を反映しておらず、認知欲求に類似する別の概念を測定している可能性を示唆する。これらの結果は、本来の因子が示す相関と同方向の弱い相関が見られる、ワーディングによるアーティファクト因子としては説明できないものである。

なお、日本語版NCSの全項目得点は購入後悔得点や人生後悔得点と弱いながら負相関を示した。認知欲求と追求者傾向とが正相関を示す類似概念であることに鑑みると、この負相関は、理論的に整合しない結果に見える。しかし、正順項目と逆転項目が類似するものの別概念と解釈しうること、正順項目と逆転項目のそれぞれが購入後悔や人生後悔と正相関を示すこと、さらに正順項目よりも逆転項目の方でわずかに相関が強いことから、この負相関が説明できる。つまり、この弱い負相関は、正順項目と逆転項目との合成によりもたらされたものと解釈できるのである。

本論文の結論は次のようになる。日本語版NCSは、認知に関する個人差を測定する有益な尺度として様々な領域で利用されてきた。心理学研究において公募型Web調査の利用が拡大することが見込まれる昨今、公募型Web調査において日本語版NCSが従来と同様の1因子構造を示すかなど、構成概念妥当性を改めて検証することは有意義であると考えられた。そうしたなか、本研究は、日本語版NCSについて公募型Web調査では多因子解が得られること、不適切項目が含まれている可能性があること、逆転項目が認知欲求とは別の概念を反映する可能性があることを示した。これらは複数の大規模サンプルで確認された知見であり、公募型Web調査における一般化可能性が高いと考えられる。そのため、日本語版NCSを公募型Web調査における個人差測定として利用する場合には、本研究が示した多因子解を念頭に置く必要があるだろう。元来の認知欲求の定義に沿った指標を求めるのであれば、全項目を用いるのではなく、不適切項目を除外して、正順項目のみを分析に利用することが強く推奨される。なぜなら、正順項目と逆転項目とが他変数と独自の相関を示す可能性があるため、全項目得点は元来の

認知欲求の定義から予測されない相関をもたらす可能性があるからである。その一方、正順項目のみを使用した場合には、理論から予測される結果が認められる可能性が高い。

他方で、本研究には以下のような課題も残されている。まず、逆転項目群がどのような構成概念を反映しているのかについてさらなる検討が必要である。たとえば、認知欲求の逆転項目群と認知的完結欲求尺度との関連を検討することがあげられる。ただし、現状では、認知的完結欲求尺度が公募型Web調査においてどのような因子構造ならびに妥当性を示すのかが明らかではない。そのためにも、公募制Web調査における認知的完結欲求尺度の妥当性検討が必要だろう。また、逆転項目に負荷した因子がアーティファクト因子である可能性を詳細に検証するために、Zhang et al. (2016) のように、ワーディングの異なる複数の尺度項目セットを用意し、折半法などを用いた大規模な調査研究を行うことも必要であろう。もちろん、構造方程式モデリングなどを用いた認知欲求そのものの構造と特徴の検討や、さらには、公募型Web調査と紙筆式調査との間の結果の異同についての検討も必要であるように思われる。

しかし、以上のような課題を抱えながらも、本研究の結果は日本語版NCSの有効利用のために有益であると考えられる。今後は本研究の結果を踏まえたデータ収集や再分析が行われることが望まれる。

引用文献

- Bors, D. A., Vigneau, F., & Lalande, F. (2006). Measuring the need for cognition: Item polarity, dimensionality, and the relation with ability. *Personality and Individual Differences, 40*, 819-828.
- Cacioppo, J. T. & Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology, 42*, 116-131.
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., & Kao, C. F. (1984). The efficient assessment of need for cognition. *Journal of Personality Assessment, 48*, 306-307.
- Carmines, E. G. & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Sage.
- Davis, T. L., Severy, L. J., Kraus, S. J., & Whitaker, J. M. (1993). Predictors of sentencing decisions: The beliefs, personality variables, and demographic factors of juvenile justice. *Journal of Applied Social Psychology, 23*, 451-477.
- 江利川 滋・山田一成 (2015) . Web調査の回答形式の違いが結果に及ぼす影響——複数回答形式と個別強制選択形式の比較——社会心理学研究, 31, 112-119.
- Forsterlee, R., & Ho, R. (1999). An examination of the short form of the need for cognition scale applied in an Australian sample. *Educational and Psychological Measurement, 59*, 471-480.
- 藤島喜嗣・高橋幸子・江利川 滋・山田一成 (2018). 日本版後悔・追求者尺度の公募型Web調査における信頼性と因子的妥当性 心理学研究, 89, 387-395.
- 福留広大・藤田尚文・戸谷彰宏・小林 渚・古川善也・森永康子 (2017). 中学生におけるローゼンバーグ自尊感情尺度の2側面——「肯定的自己像の受容」と「否定的自己像の拒否」——教育心理学研究, 65, 183-196.
- Hevey, D., Thomas, K., Pertl, M., Maher, L., Craig, A., & Chiuineagain, S. N. (2012). Method effects and the need for cognition Scale. *International Journal of Educational and Psychological Assessment, 12*, 20-33.
- 樋口 収・桑山恵真 (2011). 空間的距離感が説得メッセージの受容に及ぼす影響 社会心理学研究, 26, 178-187.
- 平井 洋子 (2006). 測定の妥当性からみた尺度構成: 得点の解釈を保証できますか 吉田寿夫 (編) 心理学研究法の新しいかたち (pp.21-49) 誠信書房.
- 平山るみ・楠見 孝 (2004). 批判的思考態度が結論導出プロセスに及ぼす影響 教育心理学研究, 52, 186-198.
- 磯部綾美・久富哲兵・松井 豊・宇井美代子・高橋尚也・大庭剛司・竹村和久 (2008). 意思決定における「日本版後悔・追求者尺度」作成の試み 心理学研究, 79, 453-458.
- 神山貴弥・藤原武弘 (1991) . 認知欲求尺度に関する基礎的研究, 社会心理学研究, 6, 184-192.

- 神山貴弥・藤原武弘 (1994) . 認知欲求と消費者行動——意思決定方略の個人差について——消費者行動研究, 1, 45-61.
- 神山貴弥・藤原武弘 (2015). 日本語版感情欲求尺度開発に関する研究 関西学院大学社会学部紀要, 120, 115-124.
- Kruglanski, A. W., & Webster, D. M. (1996). Motivated closing of the mind: “Seizing” and “freezing.” *Psychological Review*, 103, 263-283.
- Lord, K. R., & Putrevu, S. (2006). Exploring the dimensionality of the need for cognition scale. *Psychology and Marketing*, 23, 11-34.
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifactors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 810-819.
- 増田真也・北岡和代・荻野佳代子 (2012). 心理尺度における項目の方向性とグループ化の影響 健康心理学研究, 25, 31-41.
- 増田真也・坂上貴之・北岡和代・佐々木 恵 (2016). 回答指示の非遵守と反応バイアスの関連 心理学研究, 87, 354-363.
- McEvoy, P. M., Mahoney, A. E., & Moulds, M. L. (2010). Are worry, rumination, and post-event processing one and the same? Development of the repetitive thinking questionnaire. *Journal of Anxiety Disorders*, 24, 509-519.
- 三浦麻子・小林哲郎 (2016) . オンライン調査における努力の最小限化 (Satisfice) を検出する技法——大学生サンプルを用いた検討——社会心理学研究, 32, 123-132.
- Motl, R. W., & DiStefano, C. (2002). Longitudinal invariance of self-esteem and method effects associated with negatively worded items. *Structural Equation Modeling*, 9, 562-578.
- 村山 航 (2012). 妥当性概念の歴史的変遷と心理測定学的観点からの考察 教育心理学年報, 51, 118-130.
- 中村早希・三浦麻子 (2019). 2者から異なる方向に説得される状況での被説得者の認知資源と態度変容プロセスの関連の検討 社会心理学研究, 34, 119-132.
- 西川一二・雨宮俊彦 (2015). 知的好奇心尺度の作成——拡散的好奇心と特殊的好奇心——教育心理学研究, 63, 412-425.
- 野村亮太・丸野俊一 (2014) . 授業を協同的活動の場として捉えるための認知的信念 教育心理学研究, 62, 257-272.
- 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, 145-159.
- 織田 涼・服部雅史・八木保樹 (2017). 検索容易性効果のメカニズム——認知負荷と認知欲求の影響—— 実験社会心理学研究, 57, 67-77.
- Quilty, L., Oakman, J. M., & Risko, E. (2006). Correlates of the Rosenberg self-esteem scale method effects. *Structural Equation Modeling*, 13, 99-117.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1989). *Society and the adolescent self-image (Rev. ed.)*. Wesleyan University Press.
- 佐藤陽子・川端美樹 (2012). 帰属複雑性尺度の日本語版試作および関連する諸要因の検討 対人社会心理学研究, 12, 111-120.
- Schwartz, B. (2004). The tyranny of choice. *Scientific American*, 290, 70-75.
- Schwartz, B., Ward, A., Monterosso, J., Lyubomirsky, S., White, K., & Lehman, D.R. (2002). Maximizing versus satisficing: Happiness is a matter of choice. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 1178-1197.
- Smyth, J. D., Dillman, D. A., Christian, L. M., & Stern, M. J. (2006). Comparing check-all and forced-choice question formats in web surveys. *Public Opinion Quarterly*, 70, 66-77.
- 杉浦義典・丹野義彦 (1999). 抑うつ尺度の因子構造——逆転項目と抑うつの項目は同一次元を形成するか—— 性格心理学研究, 8, 72-73.
- 鈴木公基・桜井茂男 (2003). 認知的完結欲求尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 74, 270-275.
- Swain, S. D., Weathers, D., & Niedrich, R. W. (2008). Assessing three sources of misresponse to reversed Likert items. *Journal of*

Marketing Research, 45, 116-131.

Tanaka, J. S., Panter, A. T., & Winborne, W. C. (1988). Dimensions of the need for cognition: Subscales and gender differences, *Multivariate Behavioral Research*, 23, 35-50.

田中圭介・杉浦義典 (2014) . Repetitive Thinking Questionnaire (RTQ) 日本語版の作成 感情心理学研究, 21, 65-71.

Watson, D., & Tellegen, A.(1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235.

Woods, C. M. (2006). Careless responding to reverse-worded items: Implications for confirmatory factor analysis, *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 28, 186-194.

Zhang, X., Noor, R., & Savalei, V. (2016). Examining the effect of reverse worded items on the factor structure of the need for cognition scale. *PLoS ONE*, 11, 1-15.

Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12, 63-70.

脚 注

1) 本研究のサンプル1は(株)TBSテレビ・マーケティング部(現データマネージメント部)が実施した調査のデータである。この調査は調査会社のポリシーに従って実施されて

おり、倫理的な問題はないと判断された。サンプル2は、東洋大学大学院社会学研究科研究倫理委員会の承認を受けている。サンプル1とサンプル2の回答者の公募は、それぞれの調査の際に独立に行われた。

- 2) 日本語版NCSとJRMSはそれぞれ原著者の許可を得て使用した。
- 3) これらの調査は複数の研究目的のために設計されており、日本語版NCSやJRMSの他に、情報行動、生活意識、Web調査回答行動などの質問項目群を含んでいた。ただし、サンプル2にはJRMSは含まれていなかった。
- 4) スクリーン基準にのみ基づくと、2因子解が妥当とする判断もありうる。そこで2因子解を求めた場合、サンプル1、サンプル2のいずれにおいても正順項目群と逆転項目群とを分ける2因子が得られ、「課題について必要以上に考えてしまう」は正順項目群に含まれた。しかし、「課題について必要以上に考えてしまう」への因子負荷量は常に.40を下回った。この結果も「課題について必要以上に考えてしまう」が不適切項目である可能性を示唆している。
- 5) 先行研究から示唆される1因子解を求めたときのRMSEAは、サンプル1、サンプル2のいずれにおいても.15で、十分な適合を示さなかった。

ふじしま よしつぐ (昭和女子大学)

たかはし さちこ (専修大学)

えりかわ しげる (株式会社TBSテレビ)

やまだ かずなり (東洋大学)