

Związki między wymiarami potrzeby domknięcia poznawczego a doświadczeniami podobnymi do objawów psychotycznych oraz przeskokiem do konkluzji. Badanie na dużej próbie populacyjnej

The relationships of need for closure dimensions with psychotic-like experiences and jumping to conclusions. A study of a large cross-population sample

Artur Daren¹, Dagmara Mętel¹, Piotr Błądziński¹, Aneta Kalisz¹,
Renata Pionke², Martyna Krężołek², Dorota Frydecka³, Błażej Misiak⁴,
Andrzej Cechnicki¹, Łukasz Gawęda⁵

¹ Uniwersytet Jagielloński Collegium Medicum, Wydział Lekarski, Katedra Psychiatrii, Zakład Psychiatrii Środowiskowej

² Warszawski Uniwersytet Medyczny, II Klinika Psychiatryczna

³ Uniwersytet Medyczny im. Piastów Śląskich we Wrocławiu, Katedra Psychiatrii

⁴ Uniwersytet Medyczny im. Piastów Śląskich we Wrocławiu, Katedra Genetyki

⁵ Polska Akademia Nauk, Instytut Psychologii, Pracownia Psychopatologii Eksperymentalnej

Summary

Aim. The theoretical affinity between need for closure (NFC) construct and psychotic symptomatology, especially delusionality, has been tested in various studies and brought diverse results. This study tested this relationship on a large sample from the general population using an online survey.

Method. “Preference for Predictability”, “Discomfort with Ambiguity” and “Decisiveness” from an abridged NFC scale (NFCS) were used to check for associations with the symptoms of delusion-like ideations and hallucination-like experiences measured with an abridged version of *Prodromal Questionnaire* (PQ-16). Analyses included both linear and cluster models. Additionally, we examined the associations between jumping to conclusions (JTC) task, full abridged NFCS and psychotic-like symptoms (PLEs) in a smaller sample of individuals who had the highest scores in the online PLEs assessment.

Results. Our study confirmed that NFC is not a homogenous construct. It showed weak associations with psychotic-like symptoms and virtually no associations with JTC results. “Decisiveness” exhibited negative associations with the severity of PLEs.

Conclusions. The NFCS should not be used as a uniform measure and the clinical utility of high NFCS results as an indicator of vulnerability to psychopathology seems questionable. However, being indecisive might be a general sign of struggling with some sort of mental problems.

Słowa kluczowe: urojenia, halucynacje, potrzeba domknięcia

Key words: delusions, hallucinations, need for closure

Wprowadzenie

Pewność co do tego, co zrobić lub jak zareagować w danej sytuacji, rodzi komfortowe poczucie bezpieczeństwa. Często jednak ludzie muszą się mierzyć w życiu z różnymi sytuacjami, które ze względu na swoją niejednoznaczność są trudne do oceny, a tym samym komplikują możliwość podjęcia dalszego działania. Niepewność, jak interpretować i oceniać daną sytuację, powoduje dyskomfort. Webster i Kruglanski [1] wysnuli przypuszczenie, że czasami ludzie mają motywację do utrzymywania uproszczonych przekonań o świecie, które czynią go bardziej przewidywalnym i uporządkowanym [2]. Nazwali to „potrzebą poznawczego domknięcia” (*Need for (Cognitive) Closure* – NFC). Osoby z wysoką NFC mają tendencję do formułowania szybkich osądów na temat sytuacji i ludzi, co zmniejsza niepewność i zaspokaja ich potrzebę porządku i przejrzystości. Rozważając jednak takie zjawiska jak myślenie urojeniowe, tendencja do polegania z dużą pewnością na ograniczonej informacji wydaje się szczególnie godna uwagi. Na przykład treningi metapoznawcze dla pacjentów psychotycznych mają właściwie na celu zmniejszenie siły przekonań jednostki i poddanie pod rozagę różnych alternatywnych wyjaśnień [3]. Stąd też skojarzenie konstrukt NFC z tak motywowanym przetwarzaniem, jakie przypuszczalnie stoi za myśleniem urojeniowym w psychozie, wydaje się intuicyjnie trafne. Jest to również zgodne z ideą „chwywania i zamrażania” (*seizing and freezing*) [4], która obrazowo przedstawia tendencję do formułowania szybkiego osądu, a następnie trzymania się go z pominięciem sprzecznych dowodów, co jest charakterystyczne dla wysokiej potrzeby poznawczego domknięcia.

Chociaż Webster i Kruglanski [1] znaleźli strukturę obejmującą jeden czynnik i pięć podczynników narzędzia, które opracowali do oceny konstrukt (NFCS), wiele kolejnych badań nie zgadzało się z ich modelem. W szczególności „Zdecydowanie” było najbardziej rozbieżne z pozostałymi podczynnikami („Preferowanie przewidywalności”, „Nietolerancja wieloznaczności”, „Preferowanie porządku” oraz „Zamkniętość umysłowa”), często wykazując z nimi ujemne korelacje. Kilka innych badań potwierdziło słuszność takiego dwuczynnikowego modelu [2, 5]. Jednakże niektóre inne doniesienia sugerowały nawet trzy wymiary, przy czym „Preferowanie porządku”, „Preferowanie przewidywalności” oraz „Nietolerancja wieloznaczności” stanowiły jeden czynnik, nazywany łącznie NFCS-R, a „Zamkniętość umysłowa” i „Zdecydowanie” kolejne dwa oddzielne czynniki [6, 7].

Często stawia się hipotezę, że konstrukt NFC jest podobny do tzw. przeskoku do konkluzji (*Jumping to Conclusions* – JTC), ponieważ oba są związane z podejmowaniem szybkich osądów przy niewielkiej liczbie dowodów. Pomimo pozornej

wiarygodności potencjalnych powiązań między urojeniami, JTC i NFC dotychczasowe wyniki badań były sporadycznie (urojenia) lub często (JTC) sprzeczne z tym poglądem. W jednym z badań przeprowadzonych na próbie populacji ogólnej [8] autorzy stwierdzili, że osoby podatne na urojenia osiągają wyższe wyniki w NFCS niż osoby z niższym poziomem takiej podatności. Roets i Soetens [9] potwierdzili tę zależność i rozszerzyli ją na inne objawy psychopatologiczne w innej nieklinicznej próbie. Podobną różnicę stwierdzono również w wypadku pacjentów z urojeniami prześladowczymi i zdrowych osób z grupy kontrolnej [10]. Ponadto porównania między pacjentami psychotycznymi w ostrej fazie choroby lub w remisji a grupą kontrolną [11] wykazały niższe wyniki NFC dla tej ostatniej grupy, a różnica pozostała istotna przy kontroli objawów depresyjnych. Ten efekt w wypadku pacjentów psychotycznych został potwierdzony skalą NFCS-R w badaniu z powtórzonym pomiarem [6]. Co ciekawe, autorzy stwierdzili, że punktacja NFCS-R jest powiązana z lękiem-cechą w grupach kontrolnych i w grupach z uogólnionymi zaburzeniami lękowymi, ale nie w grupie psychotycznej. Z drugiej strony, w innym raporcie [12] nie stwierdzono korelacji między NFCS-R czy „Zdecydowaniem” a objawami psychotycznymi przy kontroli objawów depresyjnych, a jedynie „Zdecydowanie” było lekko ujemnie powiązane z halucynacjami przed uwzględnieniem objawów depresyjnych. We wcześniejszym badaniu (2005) Freeman i wsp. [13] dowiedli, że NFCS nie ma związku z wirtualnie wygenerowaną paranoją. Jednakże „Preferowanie przewidywalności”, „Nietolerancja wieloznaczności” i „Zdecydowanie” były związane z lękiem społecznym wobec postaci wirtualnych.

Jeśli chodzi o JTC, można go krótko opisać jako tendencję do podejmowania decyzji na podstawie skąpych dowodów i z dużą subiektywną pewnością. Jego powinowactwo do pojęcia NFC wydaje się zatem oczywiste. Tyle że badania nie oferują tu silnego wsparcia. We wspomnianym wcześniej badaniu [8] autorzy nie znaleźli żadnego związku między wynikami NFCS a pomiarami JTC, podobnie jak w wypadku wyników McKaya i wsp. [14] w próbie nieklinicznej. Freeman i wsp. [12] nie znaleźli żadnej różnicy między osobami psychotycznymi wykazującymi tendencję do JTC (tj. podejmującymi decyzję po mniej niż trzech losowaniach w trzech wariantach zadania z koralikami), a tymi bez niej, w ocenie na podstawie NFCS-R oraz podskali „Zdecydowania”. Co więcej, w badaniu McKaya i wsp. [10] nie stwierdzono żadnych istotnych związków między pomiarami NFC i JTC u osób z urojeniami i u osób zdrowych. Badacze ci nie znaleźli też żadnej różnicy w liczbie losowań poprzedzających decyzję w zadaniu JTC między obiema grupami, a osoby z urojeniami były mniej pewne swoich decyzji niż zdrowi uczestnicy.

Jak się okazuje, związek między JTC i myśleniem urojeniowym nie jest również jasny, jako że niektóre badania pokazują dodatnią korelację [8, 14, 15], podczas gdy inne jej nie potwierdzają [10]. Niedawna metaanaliza [16] wykazała, że korelacja między ideacją urojeniową a gromadzeniem danych wynosi $r_s = -0,10$, czyli jest rzeczywiście słaba. Z kolei metaanaliza Dudleya i wsp. [17] ujawniła, że osoby psychotyczne potrzebowały znacznie mniej informacji przed podjęciem decyzji. Z kolei Ross i wsp. [18] przeprowadzili klasyczne zadanie z wykorzystaniem koralików na nieklinicznej próbie i dowodzili, że analityczny styl poznawczy, a nie ideacja urojeniowa, jest związany

z JTC, co jest zgodne ze wstępnymi ustaleniami Garety i wsp. [19]. Przy czym kiedy porównywano myśli paranoiczne i JTC między grupą z indukowanym lękiem a grupą kontrolną, to pierwsza z grup miała podniesiony poziom obu [20], co wskazuje na inny potencjalny czynnik wpływający na obydwa zjawiska.

Ogólnie rzecz biorąc, wyniki badań dotyczące związku między potrzebą domknięcia a tendencją do doświadczeń podobnych do objawów psychotycznych były obserwowane głównie w próbach klinicznych, a ich wyniki są niejednoznaczne. Istnieje jednak ogólnie przyjęty pogląd na kontinuum zdrowie–choroba [21], w szczególności dotyczy ono wymiaru psychotyczności, czyli urojeń i halucynacji [22, 23]. Dlatego interesujące nas związki można prawdopodobnie lepiej zanalizować w próbie z populacji ogólnej, jako że obejmuje ona szersze spektrum omawianych zjawisk. Taki był zamysł analiz przedstawionych w niniejszym opracowaniu (Badanie 1). Zdecydowaliśmy się przetestować związki NFC z ideacjami podobnymi do urojeń, doznaniem podobnym do halucynacji, a także rolę afektu (objawy depresyjne). Przeprowadziliśmy również analizy w celu potwierdzenia braku związku między podskalami NFC a zadaniami JTC w nieklinicznej podgrupie osób zgłaszających doświadczenia podobne do objawów psychotycznych (PLEs; Badanie 2).

Biorąc pod uwagę wcześniejsze badania, podejrzewaliśmy, że podskale NFC prawdopodobnie nie będą stanowiły jednego, spójnego konstruktów, a rozpatrywanie ich oddzielnie w analizach może ujawnić więcej informacji na temat ich powiązań. Ze względu na ograniczenia zawartości Badania 1 niemożliwe było użycie pełnej skali NFC, nawet w jego skróconej wersji autorstwa Kossowskiej i wsp. [2]. W związku z tym wybraliśmy trzy podskale, tj. „Zdecydowanie” (NFCdec), „Preferowanie przewidywalności” (NFCpred) oraz „Nietolerancję wieloznaczności” (NFCamb). W Badaniu 2 wykorzystano pełną wersję skróconą, łącznie z dwiema pozostałymi podskalami, czyli „Preferowaniem porządku” (NFCord) i „Zamkniętością umysłową” (NFCmind).

Metoda

Badana grupa

Do udziału w badaniu za pomocą komputerowo wspomaganego wywiadu (CAWI) zapraszano telefonicznie osoby dorosłe w wieku 18–35 lat. Rekrutacji dokonano w trzech polskich miastach: Warszawie (1 700 000 mieszkańców), Krakowie (770 000 mieszkańców) oraz Wrocławiu (640 000 mieszkańców). Wszyscy uczestnicy wyrazili zgodę na badanie, które było zatwierdzone przez Komisję Etyki Warszawskiego Uniwersytetu Medycznego. Jako że celem badania była ocena ogólnej próbki populacyjnej, diagnozy psychiatryczne nie były kryterium wykluczającym.

W pierwszej z dwóch fal rekrutacji w badaniu wzięło udział 3514 osób. Wypełniały one ankietę online uwzględniającą dane demograficzne oraz odpowiadały na pytania, które obejmowały pozycje z kwestionariuszy PQ-16, CES-D oraz trzy podskale skróconej wersji NFCS. Całe badanie trwało około 20–30 minut. Dane 85 osób zostały wyłączone z analiz z powodu zerowej wariancji w odpowiedziach w podskalach NFCS (pomimo dwóch pozycji podskali „Zdecydowania” z odwróconą punktacją), co

sugerowało niedbałość przy wypełnianiu. Ostateczna grupa w Badaniu 1 obejmowała zatem 3429 osoby (2170 kobiet, 1259 mężczyzn).

Z kolei w ramach drugiej fali zrekrutowano 3258 osób do udziału w badaniu CAWI. Z tej grupy do udziału w badaniu bezpośrednim zapraszano telefonicznie osoby z kolejnymi najwyższymi wynikami z puli 10% najwyższych wyników kwestionariusza PQ-16. Uwzględniano przy tym kryteria wykluczenia obejmujące historię diagnozy zaburzeń psychiatrycznych, neurologicznych lub zażywania leków przeciwpsychotycznych, a także uzależnienie od substancji psychoaktywnych w okresie do 6 miesięcy przed badaniem. Rekrutację zakończono po uzyskaniu zgody na badanie bezpośrednie od grupy 112 osób, spośród których komplet danych analizowanych w Badaniu 2 zebrano od 106 osób (66 kobiet, 40 mężczyzn).

Demograficzne i kliniczne dane grup z Badania 1 i Badania 2 przedstawiono w tabeli 1.

Narzędzia

Skrócona wersja *Skali potrzeby poznawczego domknięcia* (NFCS) to obejmująca 15 stwierdzeń polska wersja skali przygotowana przez Kossowską i wsp. [2]. Posiada pięć podskal z 3 stwierdzeniami: (1) „Zamkniętość umysłowa”, (2) „Preferowanie porządku”, (3) „Preferowanie przewidywalności”, (4) „Nietolerancja wieloznaczności” i (5) „Zdecydowanie”, z których ostatnie trzy zostały wykorzystane w pomiarze online (Badanie 1), a wszystkie pięć w badaniu bezpośrednim (Badanie 2).

Kwestionariusz prodromalny (PQ-16) to obejmujący 16 stwierdzeń samoopisowy kwestionariusz [24], skrócona wersja narzędzia obejmującego 92 stwierdzenia, wykorzystywanego do przesiewowego badania doświadczeń podobnych do objawów psychiatrycznych (PLEs), które mogą prognozować wybuch psychozy. Składa się on ze stwierdzeń odnoszących się do łagodnych objawów pozytywnych poza dwoma stwierdzeniami dotyczącymi lęku i depresji. Oryginalna skala oceniająca PLEs była dwuwartościowa (prawda vs. fałsz), jednak została przez nas zmodyfikowana, tak by oddawała częstość doświadczeń PLEs na czterostopniowej skali likertowskiej („nigdy”, „czasami”, „często”, „prawie zawsze”). Czterostopniowa skala likertowska do oceny dystresu pozostała niezmienną. Wykorzystaliśmy polską wersję kwestionariusza, która została przygotowana za pomocą tłumaczenia zwrotnego [25].

Centrum Studiów Epidemiologicznych – Depresja (CES-D) to kwestionariusz obejmujący 20 stwierdzeń służących do oceny objawów depresyjnych. Badani wskazują, jak często doświadczali objawów w zeszłym tygodniu. Narzędzie to zostało stworzone przez Radloff [26] i ma oceniać częstość występowania depresji w populacji ogólnej. Polska wersja została opracowana przez Jankowskiego [27]. W niniejszym badaniu wykorzystaliśmy następujące stwierdzenia: 1. „Przeszkadzały mi rzeczy, które zazwyczaj mi nie przeszkadzają”; 3. „Czułem, że nie mogę otrząsnąć się z chandry, nawet z pomocą rodziny lub przyjaciół”; 6. „Czułem się przygnębiony”; 7. „Czułem, że cokolwiek robię, wymaga wysiłku”; 18. „Było mi smutno”.

Przeskok do konkluzji (JTC) był badany za pomocą zadania z rybkami [28, 29], które jest odmianą zadania z koralikami, opisanego w wielu publikacjach [16, 30].

Zadanie przedstawia dwa stawy, w każdym z nich znajdują się dwa rodzaje (kolory) rybek, ale w odwrotnych proporcjach. Zadaniem osoby badanej jest obejrzeć każdą kolejną rybkę złowioną przez wędkarza z jednego ze stawów i ocenić procentowo własną pewność co do tego, że ryby pochodzą ze stawu A lub B, jak również zdecydować, czy posiada wystarczającą wiedzę, by ostatecznie zdecydować, z którego stawu wędkarz łowi. W niniejszym badaniu wykorzystano dwa zadania z proporcjami rybek 80/20 i 60/40. Oczekuje się, że osoby z tendencją do przeskoku do konkluzji obejrzą niewiele rybek przed podjęciem końcowej decyzji.

Analizy statystyczne

Analizy wykonano za pomocą pakietu IBM SPSS Statistics 25 oraz tidyLPA [31] dla środowiska R [32]. Poziom istotności przyjęty we wszystkich analizach to $\alpha = 0,05$. W celu oceny spójności konstruktury potrzeby domknięcia poznawczego zastosowano analizę składowych głównych. Metoda ta posłużyła do empirycznej weryfikacji tezy, że jest on jednoczynnikowy. Przyjęto rotację skośną Promax, aby uwzględnić potencjalne skorelowanie między wyłonionymi składowymi. O adekwatności próbki wykonania analizy zdecydowano na podstawie miary KMO (Keiser–Meyer–Olkin) oraz testu Bartletta i wartości wyznacznika macierzy korelacji. Miara KMO powinna wynosić minimum 0,5, test Bartletta powinien być istotny, a wyznacznik macierzy korelacji większy od 0,00001 [33]. Ponadto im lepiej model oddaje rzeczywistość, tym większy procent wariancji jest wyjaśniony oraz wyższe ładunki czynnikowe na jednym z czynników, a niższe na pozostałych dla każdej ze zmiennych.

Do analizy powiązań między poziomem potrzeby domknięcia poznawczego a nasileniem doświadczeń podobnych do psychotycznych wykorzystano model liniowy w postaci regresji hierarchicznej. Metoda ta pozwala ocenić efekt nowo dołączanych predyktorów na zmianę siły i istotności powiązań zmiennej zależnej z predyktorami włączonymi wcześniej. W celu zbadania, czy różne poziomy natężenia potrzeby domknięcia poznawczego oraz nasilenia doświadczeń podobnych do psychotycznych tworzą skupienia osób o podobnej charakterystyce, zastosowano analizę profili ukrytych (*Latent Profile Analysis* – LPA). Metoda ta pozwala określić, czy badana grupa jest heterogeniczna i składa się z homogenicznych podgrup, które mają odrębne rozkłady [34]. Do wyboru najlepszego modelu wykorzystano Bayesowskie kryterium informacyjne (BIC), którego niższe wartości świadczą o lepszym dopasowaniu modelu do danych. Istotność poprawy w dopasowaniu dla bardziej złożonych modeli pod kątem stopnia parametryzacji oceniano za pomocą testu chi-kwadrat dla różnicy logarytmów wiarygodności, natomiast do oceny istotności poprawy dopasowania pod kątem liczby klas wykorzystano test ilorazu wiarygodności z użyciem metody bootstrap (*Bootstrapped Likelihood Ratio Test* – BLRT) [35]. Zidentyfikowane profile są tym lepiej wyodrębnione, im wyższe jest prawdopodobieństwo przynależności danej podgrupy badanych do własnej klasy (własnego profilu), a niższe do pozostałych klas.

Użyteczność klasyfikacji mierzona jest też za pomocą miary entropii, o zakresie od 0 do 1 i wyższych wartościach wskazujących lepszą trafność w przypisaniu badanych do klas [34]. Do oceny korelacji między podskalami potrzeby domknięcia poznawcze-

go, wynikami zadania dotyczącego przeskoku do konkluzji i nasileniem doświadczeń podobnych do psychotycznych wykorzystano współczynnik korelacji Pearsona wraz z 95% przedziałami ufności obliczonymi metodą BCa bootstrap w oparciu o 2000 próbek, by wiarygodnie określić jego istotność niezależnie od normalności rozkładu korelowanych zmiennych [33].

Wyniki

Dane demograficzne i kliniczne dla grup z Badania 1 i 2 zebrano w tabeli 1.

Tabela 1. Demograficzne i kwestionariuszowe statystyki dla grup z Badania 1 i Badania 2

	Badanie 1 N = 3429		Badanie 2 N = 106	
	n	%	n	%
Płeć (kobiety / mężczyźni)	2170 / 1259	63,3 / 36,7	65 / 41	61,3 / 38,7
Edukacja:				
Podstawowa	84	2,4	5	4,7
Zawodowa	90	2,6	1	0,9
Średnia	1103	32,2	42	39,6
Licencjat	589	17,2	14	13,2
Magisterium	1563	45,6	44	41,5
Stan cywilny:				
Wolny	1600	46,7	55	51,9
Nieformalny związek	966	28,2	37	34,9
Małżeństwo	818	23,9	13	12,3
Po rozwodzie / w separacji	43	1,3	1	0,9
Wdowieństwo	2	0,1	0	0,0
Stan zdrowia psychicznego:				
Z diagnozą psychiatryczną	590	17,2	29	27,4
Farmakoterapia na problemy psychiczne	701	20,4	34	32,1
Status zawodowy:				
Student	1303	38,0	49	46,2
Praca	2418	70,5	78	73,6
Renta socjalna / zdrowotna	23	0,7	2	1,9
	średnia (os)	zakres	średnia (os)	zakres

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

Wiek	26,3 (4,7)	18–35	25,6 (4,6)	18–36
PQ-16 wynik całkowity	9,9 (6,2)	0–48	22,4 (3,6)	15–34
NFCpred (Badanie 1)	10,7 (2,8)	3–18	-	-
NFCamb (Badanie 1)	11,3 (1,9)	3–18	-	-
NFCdec (Badanie 1)	10,3 (3,0)	3–18	-	-
PQ-16 wynik całkowity (Badanie 2)	-	-	14,8 (6,2)	2–29
NFC wynik całkowity (Badanie 2)	-	-	55,4 (7,7)	26–71
NFCord (Badanie 2)	-	-	12,3 (3,3)	3–18
NFCpred (Badanie 2)	-	-	11,8 (3,3)	4–18
NFCamb (Badanie 2)	-	-	14,0 (2,6)	5–18
NFCmind (Badanie 2)	-	-	7,9 (2,7)	3–16
NFCdec (Badanie 2)	-	-	9,4 (3,6)	3–18

Badanie 1

W pierwszym etapie przeprowadzono analizę składowych głównych z rotacją Pro-max na dziewięciu stwierdzeniach NFCS w celu zbadania ich struktury. Miara KMO wyniosła 0,811, a test Bartletta był istotny ($p < 0,001$), wszystkie indywidualne miary adekwatności próbkowania były wyższe od 0,650, a wyznacznik macierzy korelacji wynosił 0,128. Natomiast odsetek reszt powyżej 0,05 wynosił 55%. Zarówno wykres ospypiska, jak i analiza równoległa Horna wskazywały na dwie składowe (nawiasem mówiąc – na tę samą liczbę co kryterium Kaisera). Całkowita wariancja wyjaśniona przez te dwie składowe wyniosła 52,5%. Stwierdzenia zgrupowały się w składową obejmującą „Preferowanie przewidywalności” (NFCpred) i „Nietolerancję wieloznaczności” (NFCamb) (zakres ładunków czynnikowych: 0,573; 0,785), zwane dalej łącznie NFCcore, oraz „Zdecydowanie” (NFCdec; zakres ładunków czynnikowych: 0,649; 0,833). Korelacja między obydwoma składowymi wyniosła $r = -0,30$. Alfa Cronbacha dla pierwszej składowej wyniosła 0,762, a dla drugiej 0,665.

Tabela 2. Wyniki analizy składowych głównych (PCA) dla 9 stwierdzeń ze skróconej skali NFCS obejmujących „Zdecydowanie”, „Preferowanie przewidywalności” i „Nietolerancję wieloznaczności” (podano oryginalne numery stwierdzeń). Macierz modelowa

	Składowe	
	1	2
NFC 10. Unikam przebywania wśród ludzi, którzy są zdolni do nieoczekiwanych działań.	0,785	0,210
NFC 15. Unikam sytuacji, których konsekwencji nie da się przewidzieć.	0,739	0,067
NFC 13. Czuję dyskomfort, gdy czyjeś czyny lub intencje są dla mnie niejasne.	0,722	-0,074

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

NFC 2. Unikam niejasnych sytuacji.	0,613	0,063
NFC 4. Czuję się źle, kiedy nie rozumiem powodów, dla których pewne sytuacje zdarzają się w moim życiu.	0,585	-0,131
NFC 5. Unikam brania udziału w wydarzeniach, nie wiedząc, czego mogę się po nich spodziewać.	0,573	-0,200
NFC 6. Zwykle podejmuję ważne decyzje szybko i pewnie.	0,246	0,833
NFC 7. Mógłbym opisać siebie jako osobę niezdecydowaną.	-0,041	0,790
NFC 8. Podejmując większość ważnych decyzji, borykam się z mnóstwem sprzeczności.	-0,278	0,649

PCA, rotacja Promax z normalizacją Kaisera. Zbieżność osiągnięta w 3 iteracjach.

Następnie zamierzaliśmy sprawdzić, czy istnieje związek między podskalami NFC a symptomatologią podobną do halucynacji i urojeń, ponieważ PQ-16 posiada stwierdzenia obejmujące objawy z obu domen [24]. Analizując zawartość tych stwierdzeń, zidentyfikowaliśmy pozycje odnoszące się do doznań podobnych do halucynacji jako: 2, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 12, 13, natomiast odnoszące się do ideacji podobnych do urojeń jako: 10, 11, 14, 15, 16. Regresje hierarchiczne przeprowadzono dwukrotnie, najpierw dla podskal NFC zgrupowanych według PCA (tj. NFCcore i NFCdec), a potem dla trzech odrębnych podskal NFC. W pierwszym kroku modele obejmowały dodatkowo wiek i płeć. W drugim kroku dodano zaś wynik CES-D-5, aby sprawdzić założenie, że uwzględnienie afektu spowoduje, że związek między skalami NFC a objawami stanie się nieistotny. Wyniki zostały przedstawione w tabelach 3 i 4.

Tabela 3. Modele regresji hierarchicznej dla doznań podobnych do halucynacji i ideacji podobnych do urojeń – podskale NFCS zgrupowane według wyników analizy PCA

	Model	B	Błąd std.	Beta	t	p	95% P.U. dla B		
							dolna granica	górna granica	
Zmienna zależna: doznania podobne do halucynacji	1 $R^2 = 0,042$ skor. $R^2 = 0,041$ $F = 37,967$ $p = < 0,001$	(stała)	6,891	0,509		13,549	0,000	5,894	7,888
		pleć	0,366	0,123	0,050	2,970	0,003	0,124	0,608
		wiek	-0,067	0,013	-0,090	-5,296	0,000	-0,092	-0,042
		NFCcore	0,051	0,015	0,057	3,359	0,001	0,021	0,081
		NFCdec	-0,194	0,020	-0,165	-9,614	0,000	-0,233	-0,154
	2 $R^2 = 0,177$ skor. $R^2 = 0,176$ $F = 147,663$ $p = < 0,001$	(stała)	1,159	0,530		2,187	0,029	0,120	2,198
		pleć	0,595	0,115	0,082	5,188	0,000	0,370	0,820
		wiek	-0,029	0,012	-0,040	-2,488	0,013	-0,052	-0,006
		NFCcore	0,009	0,014	0,009	0,602	0,547	-0,019	0,036
		NFCdec	-0,028	0,020	-0,024	-1,410	0,159	-0,067	0,011
		Ces-D total	0,384	0,016	0,406	23,698	0,000	0,352	0,415

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

Zmienna zależna: ideacje podobne do urojeń	1 $R^2 = 0,089$ skor. $R^2 = 0,088$ $F = 83,794$ $p < 0,001$	(stała)	4,692	0,347		13,534	0,000	4,013	5,372
		pleć	0,365	0,084	0,072	4,344	0,000	0,200	0,530
		wiek	-0,048	0,009	-0,092	-5,573	0,000	-0,065	-0,031
		NFCcore	0,061	0,010	0,097	5,888	0,000	0,041	0,081
		NFCdec	-0,208	0,014	-0,254	-15,158	0,000	-0,235	-0,181
	2 $R^2 = 0,260$ skor. $R^2 = 0,259$ $F = 240,868$ $p < 0,001$	(stała)	0,181	0,351		0,516	0,606	-0,507	0,870
		pleć	0,545	0,076	0,108	7,173	0,000	0,396	0,694
		wiek	-0,018	0,008	-0,036	-2,359	0,018	-0,034	-0,003
		NFCcore	0,028	0,009	,044	2,928	0,003	0,009	0,046
		NFCdec	-0,078	0,013	-0,095	-5,893	0,000	-0,104	-0,052
		Ces-D total	0,302	0,011	0,458	28,138	0,000	0,281	0,323

Tabela 4. Modele regresji hierarchicznej dla doznań podobnych do halucynacji i ideacji podobnych do urojeń – odrębne podskale NFCS

	Model	B	Błąd std.	Beta	t	p	95% P.U. dla B		
							dolna granica	górna granica	
Zmienna zależna: doznania podobne do halucynacji	1 $R^2 = 0,046$ skor. $R^2 = 0,045$ $F = 32,967$ $p < 0,001$	(stała)	7,247	0,518		14,000	0,000	6,232	8,262
		pleć	0,302	0,124	0,042	2,430	0,015	0,058	0,546
		wiek	-0,068	0,013	-0,092	-5,405	0,000	-0,093	-0,043
		NFCdec	-0,157	0,023	-0,134	-6,921	0,000	-0,201	-0,112
		NFCpred	0,116	0,024	0,094	4,863	0,000	0,069	0,163
		NFCamb	-0,064	0,036	-0,034	-1,787	0,074	-0,135	0,006
	2 $R^2 = 0,179$ skor. $R^2 = 0,178$ $F = 124,587$ $p < 0,001$	(stała)	1,449	0,539		2,685	0,007	0,391	2,506
		pleć	0,547	0,116	0,075	4,722	0,000	0,320	0,774
		wiek	-0,030	0,012	-0,041	-2,585	0,010	-0,054	-0,007
		NFCdec	-0,002	0,022	-0,002	-0,090	0,928	-0,045	0,041
		NFCpred	0,056	0,022	0,046	2,528	0,012	0,013	0,100
		NFCamb	-0,076	0,033	-0,041	-2,266	0,024	-0,141	-0,010
		Ces-D total	0,382	0,016	0,404	23,579	0,000	0,350	0,413
Zmienna zależna: ideacje podobne do urojeń	1 $R^2 = 0,091$ skor. $R^2 = 0,089$ $F = 68,172$ $p < 0,001$	(stała)	4,850	0,353		13,730	0,000	4,158	5,543
		pleć	0,337	0,085	0,066	3,967	0,000	0,170	0,503
		wiek	-0,049	0,009	-0,093	-5,641	0,000	-0,065	-0,032
		NFCdec	-0,192	0,015	-0,234	-12,406	0,000	-0,222	-0,161
		NFCpred	0,090	0,016	0,104	5,521	0,000	0,058	0,122
		NFCamb	0,010	0,025	0,007	0,396	0,692	-0,038	0,058

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

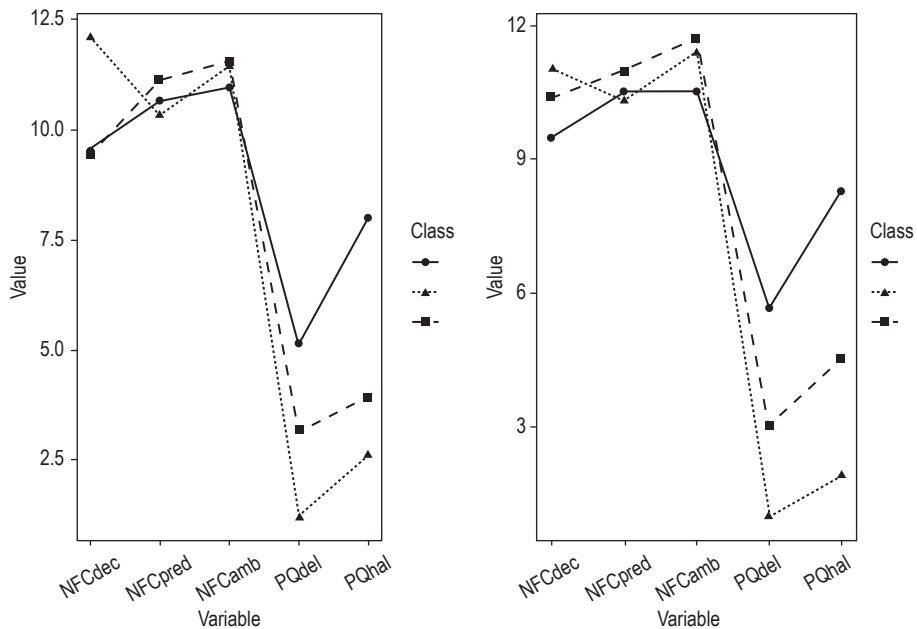
Zmienna zależna: ideacje podobne do urojeń	2 $R^2 = 0,261$ skor. $R^2 = 0,259$ $F = 201,064$ $p < 0,001$	(stała)	0,273	0,358		0,763	0,445	-0,429	0,975
		pleć	0,530	0,077	0,105	6,896	0,000	0,379	0,681
		wiek	-0,019	0,008	-0,036	-2,404	0,016	-0,034	-0,003
		NFCdec	-0,070	0,015	-0,085	-4,763	0,000	-0,098	-0,041
		NFCpred	0,043	0,015	0,050	2,893	0,004	0,014	0,072
		NFCamb	0,001	0,022	0,001	0,035	0,972	-0,043	0,044
		Ces-D total	0,301	0,011	0,457	28,058	0,000	0,280	0,322

Aby ocenić, czy poszczególne wyniki na NFCdec, NFCpred i NFCamb tworzą klastry z wynikami na spektrum urojeniowym i halucynacyjnym ocenianym za pomocą PQ-16, przeprowadzono analizę profili utajonych (LPA). Próba została podzielona losowo na dwie podobne liczebnie podgrupy ($n = 1715$ i $n = 1714$), jako że wykorzystanie całej próby powodowało niestabilne wyniki, co mogło wynikać z problemów ze zbieżnością.

Tabela 5. Statystyki opisowe oraz korelacje między wynikami NFC i PQ dla podgrup $n = 1715$ i $n = 1714$

		NFCdec	NFCpred	NFCamb	PQhal	PQdel
$n = 1715$	min.	3	3	3	0	0
	maks.	18	18	18	21	14
	średnia	10,36	10,68	11,32	4,73	3,11
	odch. st.	3,00	2,82	1,89	3,47	2,46
	skośność	-0,12	-0,14	-0,03	1,23	1,01
	kurtoza	10,36	10,68	11,32	4,73	3,11
$n = 1714$	min.	3	3	3	0	0
	maks.	18	18	17	27	15
	średnia	10,33	10,68	11,33	4,77	3,13
	odch. st.	2,97	2,86	1,85	3,53	2,43
	skośność	-0,06	-0,16	-0,13	1,50	1,01
	kurtoza	-0,13	-0,01	0,48	3,49	1,16
współczynniki korelacji Pearsona między wynikami NFC i PQ włączonymi do LPA dla podgrupy $n = 1715$ (powyżej przekątnej) oraz podgrupy $n = 1714$ (poniżej przekątnej)						
		NFCdec	NFCpred	NFCamb	PQhal	PQdel
	NFCdec		-0,249	0,267	-0,183	-0,276
	NFCpred	-0,293		0,315	0,122	0,17
	NFCamb	0,232	0,348		-0,054	-0,036
	PQhal	-0,165	0,104	-0,042		0,693
	PQdel	-0,249	0,157	-0,023	0,705	

W ramach analizy LPA przetestowano modele z liczbą profili (klas) od 1 do 7 z założeniem zróżnicowanych wariancji oraz z kowariancjami równymi zero lub zróżnicowanymi. Modele te utworzono w oparciu o wyniki dla NFCdec, NFCpred, NFCamb oraz PQdel (ideacje podobne do urojeń) i PQhal (doznania podobne do halucynacji). Najlepsze rozwiązania w obu podgrupach, według BIC i po sprawdzeniu istotności testami chi kwadrat i BLRT, składały się z trzech klas utajonych o zróżnicowanych wariancjach i kowariancjach, co przedstawiono na rysunku. Entropia dla podgrupy $n = 1715$ wyniosła 0,53, a dla podgrupy $n = 1714$ wyniosła 0,58.



Rysunek. Wyniki LPA dla doświadczeń podobnych do psychotycznych oraz wymiarów NFC w podgrupach $n = 1715$ (po lewej) i $n = 1714$ (po prawej)

Średnie uzyskane dla wyekstrahowanych trzech klas w każdej z podgrup przedstawiono w tabeli 6, razem ze średnimi prawdopodobieństwami *a posteriori* związanymi z każdą z klas.

Tabela 6. Średnie oraz średnie prawdopodobieństwa a posteriori przynależności do klas dla modeli LPA obejmujących podskale NFC, ideacje podobne do urojeń i doświadczenia podobne do halucynacji

Podgrupa	Klasa	n	Średnie wartości dla poszczególnych wyników w klasach					Średnie prawdopodobieństwa a posteriori przynależności do klasy:		
			NFCdec	NFCpred	NFCamb	PQdel	PQhal	1	2	3
n = 1715	1	461	9,52	10,64	10,97	5,13	7,99	0,867	0,028	0,105
	2	647	12,08	10,29	11,44	1,19	2,61	0,062	0,780	0,158
	3	607	9,41	11,11	11,53	3,17	3,89	0,159	0,112	0,729
n = 1714	1	373	9,48	10,54	10,52	5,66	8,27	0,865	0,007	0,128
	2	521	11,03	10,29	11,41	0,96	1,89	0,023	0,773	0,204
	3	820	10,39	10,98	11,73	3,00	4,52	0,124	0,067	0,809

Badanie 2

Drugie badanie zostało przeprowadzone na podgrupie 106 osób uczestniczących w ocenie bezpośredniej. Wykorzystano w niej kompletną skróconą NFCS [2], zadanie JTC (zadanie z rybami) oraz ocenę ideacji podobnych do urojeń i doznań podobnych do halucynacji z PQ-16, wykonaną zarówno podczas pomiaru internetowego, jak i podczas wywiadu bezpośredniego. Korelacje między podskalami NFCS oraz zadaniami JTC przedstawiono w tabeli 7. Korelacje między wynikami podskal NFCS i wynikami JTC z wynikami PQ przedstawiono w tabeli 8. Aby uniknąć zafałszowania współczynników korelacji z powodu rozkładów odbiegających od normalnych, wykorzystano metodę bootstrap (2000 próbek) i obliczono 95% przedziały ufności BCa dla ocenianych parametrów. Niemniej jednak istotność oparta na rozkładzie normalnym została oznaczona gwiazdkami.

Tabela 7. Współczynniki korelacji Pearsona oraz ich 95% przedziały ufności BCa dla podskal NFCS oraz wyników zadania JTC (istotne korelacje są pogrubione)

	NFCord	NFCpred	NFCamb	NFCmind	NFCdec	NFCtotal
NFCord		0,521** [0,355; 0,655]	0,500** [0,297; 0,665]	-0,232* [-0,417; -0,020]	-0,020 [-0,239; 0,187]	0,743** [0,632; 0,824]
NFCpred			0,571** [0,407; 0,698]	-0,115 [-0,325; 0,094]	-0,191 [-0,363; -0,001]	0,725** [0,621; 0,804]
NFCamb				-0,088 [-0,260; 0,092]	-0,302** [-0,492; -0,085]	0,637** [0,490; 0,752]
NFCmind					-0,116 [-0,325; 0,090]	0,112 [-0,112; 0,338]

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

NFCdec						0,230* [0,062; 0,387]
JTC task 80/20 -draws to decision	0,025 [-0,174; 0,237]	0,152 [-0,038; 0,335]	0,184 [-0,045; 0,369]	-0,074 [-0,268; 0,108]	-0,060 [-0,258; 0,144]	0,086 [-0,138; 0,283]
JTC task 80/20 -confidence %	0,042 [-0,178; 0,275]	-0,004 [-0,203; 0,214]	-0,063 [-0,236; 0,146]	0,121 [-0,098; 0,312]	0,097 [-0,061; 0,259]	0,082 [-0,100; 0,287]
JTC task 60/40 -draws to decision	0,064 [-0,128; 0,256]	0,180 [-0,003; 0,344]	0,286** [0,055; 0,477]	0,004 [-0,179; 0,196]	-0,062 [-0,290; 0,175]	0,176 [-0,005; 0,342]
JTC task 60/40 -confidence %	-0,014 [-0,252; 0,233]	-0,042 [-0,256; 0,188]	-0,062 [-0,248; 0,155]	0,021 [-0,157; 0,177]	-0,005 [-0,215; 0,195]	-0,041 [-0,261; 0,210]

Wskaźniki istotności w oparciu o rozkład normalny: * korelacja jest istotna na poziomie $p < 0,05$ (test 2-stronny); ** korelacja jest istotna na poziomie $p < 0,01$ (test 2-stronny)

Tabela 8. Współczynniki korelacji Pearsona oraz ich 95% przedziały ufności BCa między PLEs oraz podskalami NFCS i wynikami zadań JTC (istotne korelacje są pogrubione)

	PQhal.1	PQdel.1	PQhal.2	PQdel.2
NFCord	-0,127 [-0,284; 0,037]	-0,178 [-0,332; 0,005]	0,046 [-0,128; 0,217]	0,049 [-0,120; 0,231]
NFCpred	-0,158 [-0,345; 0,032]	-0,141 [-0,326; 0,065]	-0,016 [-0,233; 0,187]	0,074 [-0,133; 0,283]
NFCamb	-0,219* [-0,398; -0,018]	-0,135 [-0,307; 0,048]	0,030 [-0,171; 0,221]	-0,069 [-0,268; 0,129]
NFCmind	-0,038 [-0,257; 0,173]	-0,032 [-0,222; 0,153]	-0,018 [-0,217; 0,195]	0,073 [-0,100; 0,249]
NFCdec	0,064 [-0,145; 0,262]	-0,117 [-0,291; 0,060]	-0,185 [-0,365; 0,011]	-0,151 [-0,351; 0,054]
NFC total score	-0,182 [-0,344; 0,003]	-0,250** [-0,415; -0,049]	-0,068 [-0,258; 0,121]	-0,016 [-0,204; 0,182]
JTC task 80/20 -draws to decision	0,048 [-0,126; 0,222]	-0,061 [-0,266; 0,143]	-0,130 [-0,323; 0,064]	-0,155 [-0,322; 0,017]
JTC task 80/20 -confidence %	-0,161 [-0,331; -0,004]	-0,025 [-0,224; 0,154]	-0,027 [-0,167; 0,107]	0,009 [-0,144; 0,160]
JTC task 60/40 -draws to decision	-0,081 [-0,271; 0,093]	0,010 [-0,189; 0,217]	-0,002 [-0,179; 0,191]	0,052 [-0,134; 0,239]
JTC task 60/40 -confidence %	0,062 [-0,110; 0,229]	-0,045 [-0,240; 0,136]	-0,044 [-0,219; 0,126]	-0,086 [-0,308; 0,140]

PQhal.1 / PQdel.1 – doznania podobne do halucynacji / ideacje podobne do urojeń w pomiarze internetowym; PQhal.2 / PQdel.2 – doznania podobne do halucynacji / ideacje podobne do urojeń

w pomiarze bezpośrednim; wskaźniki istotności w oparciu o rozkład normalny: * korelacja jest istotna na poziomie $p < 0,05$ (test 2-stronny); ** korelacja jest istotna na poziomie $p < 0,01$ (test 2-stronny)

Dyskusja

Konstrukt NFC wydaje się teoretycznie powiązany z koncepcją powstawania urojeń i przeskokiem do konkluzji. Może to mieć dodatkową wartość kliniczną w identyfikacji osób zagrożonych psychozą. Dotychczasowe badania przyniosły wszakże niejednoznaczne wyniki w odniesieniu do tych powiązań. Celem niniejszego opracowania było w pierwszej kolejności zbadanie związków wybranych podskal NFC z doświadczeniami podobnymi do urojeń i halucynacji w dużej próbie populacyjnej (Badanie 1). Po drugie, miało ono na celu sprawdzenie powiązań NFCS z JTC, co zostało przeprowadzone na próbie osób, które uzyskały najwyższe wyniki PLEs w ocenie online (Badanie 2). Oceniono również spójność samego konstruktu NFC, ponieważ jest to temat od dawna dyskutowany. Nasze wyniki potwierdzają, po pierwsze, pogląd, że NFC w istocie wydaje się połączeniem kilku powiązanych ze sobą, ale odrębnych konstruktów, przy czym „Zdecydowanie” i „Zamkniętość umysłowa” szczególnie odbiegają od pozostałych trzech podskal. Po drugie, podskale NFC wykazują pewien słaby związek z objawami podobnymi do psychotycznych, a afekt wydaje się wyjaśniać część tej zależności. Po trzecie, nic nie wskazuje na to, że osoby z wyższymi wynikami NFC mają tendencję do przeskoków do konkluzji.

Analizy trzech podskal NFCS z użyciem PCA ujawniły dwie składowe, ze stwierdzeniami z podskal „Preferowania przewidywalności” i „Nietolerancji wieloznaczności” tworzącymi pierwszą z nich i stwierdzeniami z podskali „Zdecydowania” tworzącymi drugą. Zgadza się to z wcześniejszymi wynikami badań [6, 7] dotyczącymi pełnej skali NFCS, według których wskazane wyżej podskale z pierwszej składowej wraz z podskalą „Preferowania porządku” tworzą tzw. NFCS-R, podczas gdy „Zdecydowanie” i „Zamkniętość umysłowa” stanowią odrębne konstrukty. Korelacje stwierdzone dla pięciu podskal w Badaniu 2 zgadzają się z obserwacjami Neuberga i wsp. [7]. Wzmacnia to zatem przekonanie, że NFCS nie powinna być stosowana jako skala jednowymiarowa, ponieważ może to prowadzić do błędów przy ocenie potrzeby poznawczego domknięcia. Co ciekawe, krótka wersja NFCS zaproponowana przez Roetsa i Van Hieła [36] ma całkowicie przereklamowane stwierdzenia podskali „Zdecydowania”, aby mierzyć potrzebę, a nie zdolność do podejmowania szybkich decyzji, co, jak twierdzą autorzy, było słabością oryginalnej NFCS. Jednak ich metoda wyboru 15 stwierdzeń do wersji skróconej bazowała na wymuszeniu jednej składowej w analizie PCA dla pełnej skali NFC z uwzględnieniem zmienionych stwierdzeń „Zdecydowania”. Wybrane stwierdzenia były następnie sprawdzane pod kątem jednowymiarowości, która została potwierdzona. Co istotne, wybór ten różnił się częściowo od stwierdzeń zastosowanych w niniejszym opracowaniu.

Nasze badanie potwierdziło związki podskal NFC z subklinicznymi objawami psychotycznymi ocenianymi za pomocą PQ-16, chociaż model regresji wskazywał na małą siłę powiązań. Początkowo pogrupowaliśmy trzy podskale NFC według wyników PCA, czyli „Zdecydowanie” jako pojedynczy wynik i „Preferowanie przewidywalno-

ści” połączone z „Nietolerancją wieloznaczności” jako kolejny wynik. Przypominało to po części podział na NFC-R i oddzielne podskale „Zdecydowania” i „Zamkniętości umysłowej”, które były wcześniej stosowane w badaniach [12]. Wyniki analiz regresji wykazały, że zarówno w wypadku doznań podobnych do halucynacji, jak i ideacji podobnych do urojeń, konstrukty NFC są z nimi istotnie związane. Uwzględnienie objawów depresyjnych sprawiło, że dla doświadczeń podobnych do halucynacji wyniki NFC stały się nieistotne, natomiast dla ideacji podobnych do urojeń pozostały istotne, choć uległy osłabieniu. Dlatego wydaje się, że NFC ma bliższy związek z tymi ostatnimi. Uzyskane wyniki plasują się między wynikami Bentalla i Swarbricka [11] oraz Freemana i wsp. [12] i pokazują, że objawy depresyjne zmniejszają siłę związku między NFC a objawami podobnymi do psychotycznych. W szczególności w obu wypadkach „Zdecydowanie” korelowało ujemnie z objawami, pokazując, że osoby, które uzyskały wyższe oceny na obu pomiarach objawowych, uważały się za niezdecydowane. Odpowiada to ustaleniom Freemana i wsp. [12] dotyczącym urojeń i stoi w opozycji do idei, że pochopne decyzje przyczyniają się do ich rozwoju.

W dalszym kroku modele regresji objęły osobne podskale NFC zamiast konstruktów NFCcore. W wypadku ideacji podobnych do urojeń wyniki były podobne do powyższych, z tą różnicą, że „Nietolerancja wieloznaczności” okazała się nieistotna przed uwzględnieniem i po uwzględnieniu objawów depresyjnych. Jednak w wypadku doświadczeń podobnych do halucynacji ich związek z „Nietolerancją wieloznaczności” okazał się ujemny i stał się istotny po włączeniu afektu do modelu. Ten zaskakujący wynik wskazuje, że osoby przyznające się do objawów podobnych do halucynacji mają większą tolerancję na sytuacje lub ludzkie intencje, które są dla nich niejasne. Należy jednak zauważyć, że poziom istotności jest stosunkowo niski, a sam związek słaby, co może wskazywać, że jest to wynik losowy. Niemniej związek NFC z objawami podobnymi do urojeń wydaje się bardziej stabilny i wyraźny niż ten z doznaniem podobnymi do halucynacji.

Na koniec trzeba podkreślić, że w Badaniu 1 podskale NFC, wraz z wiekiem i płcią jako dodatkowymi czynnikami prognostycznymi, wyjaśniają stosunkowo małą część wariacji w modelach regresji dla obu zmiennych zależnych. Jeśli wysoka NFC byłaby istotnym czynnikiem rozwoju urojeń, powinna w większym stopniu wpływać na zmienność. Rzeczywista zależność między tymi zmiennymi może jednak zostać przesłonięta przez założenie liniowości. Dlatego w niniejszym badaniu zbadano również związki między podskalami NFCS a objawami podobnymi do halucynacji i urojeń, nie zakładając liniowości, czyli analizując dane dla profili utajonych lub klastrów grupujących osoby badane. Zgodnie z naszą wiedzą jest to nowatorskie podejście w odniesieniu do konstruktów potrzeby poznawczego domknięcia. Najlepsze rozwiązania wyłoniły trzy profile w obu badanych grupach. Profile te pokazują, że „Preferowanie przewidywalności” i „Nietolerancja wieloznacznością” mogą mieć nieliniowe związki z ideacjami podobnymi do urojeń i doświadczeniami podobnymi do halucynacji. Jednak w obu rozwiązaniach najwyższą średnią wyniku „Zdecydowania” stwierdzono w klastrze drugim i jest ona związana z najniższymi wynikami dla obu typów objawów podobnych do psychotycznych. Co więcej, zależność między „Zdecydowaniem” a objawami jest w istocie odwrotna w drugiej podgrupie, podczas gdy

w pierwszej dwa pozostałe klastry (pierwszy i trzeci) uzyskały podobnie niskie wyniki dla „Zdecydowania”. Jest to zbliżone do wyników modeli regresji liniowej i wskazuje na potencjalną wartość oceny „Zdecydowania” w kontekście objawów psychotycznych, zwłaszcza urojeniowych. Co ciekawe, niezdecydowanie zostało już wskazane jako dodatnio powiązane z podatnością na urojenia przez McKaya i wsp. [14] oraz Freemana i wsp. [12], jak również z całym zestawem innych objawów psychopatologicznych [9]. Wreszcie należy zauważyć, że entropia dla obu modeli LPA wynosi nieco powyżej 50%, co wskazuje, że rozdzielenie klas jest umiarkowane. Entropia może się wszak zmniejszyć ze względu na dużą liczebność próby i inne czynniki [37], a jednocześnie średnie prawdopodobieństwa *a posteriori* przynależności do klas są satysfakcjonujące.

Wyniki naszych badań nie dają podstaw do stosowania NFCS jako jednolitej skali, gdzie wysokie wyniki mogłyby potencjalnie wskazywać osoby z większym ryzykiem wystąpienia objawów psychotycznych. Wskazują jednakże, że „Zdecydowanie”, mierzone przez NFCS, może mieć odwrotną zależność z tendencją do doświadczania objawów podobnych do psychotycznych. Zgodnie z kierunkiem dyskusji Freemana i wsp. [12] emocjonalny dystres związany z posiadaniem takich objawów, prawdopodobnie obejmujący również lęk, może zwiększać subiektywne doświadczenie niezdecydowania. Ponadto należy tutaj zwrócić uwagę na jedną dodatkową kwestię. Próba w Badaniu 1, które zostało przeprowadzone przez internet, obejmowała szerokie spektrum przedstawicieli populacji ogólnej, w tym także tych z rozpoznaniem psychiatrycznym. Prawdopodobnie nie obejmowała ona jednak pacjentów z ostrymi objawami urojeniowymi. Może się zdarzyć, że o ile u stabilnych, będących w remisji osób z objawami podobnymi do urojeń „Zdecydowanie” jest niższe niż u osób zdrowych, o tyle może ono wzrastać w ostrej fazie urojeniowej. Nawiasem mówiąc, badanie przeprowadzone przez Bentalla i Swarbricka [11] wykazało wyższe „Zdecydowanie” u pacjentów w ostrej fazie choroby. Poza tym zarówno analizy regresji, jak i LPA sugerują, że osoby doświadczające ideacji podobnych do urojeń, przynajmniej deklaratorywnie, pokazują, że podejmowanie decyzji nie jest dla nich łatwe.

Druga część naszych analiz (Badanie 2) została przeprowadzona na osobach, które uzyskały wysokie wyniki w zakresie doświadczeń podobnych do objawów psychotycznych mierzonych za pomocą PQ-16 w ocenie internetowej. Jak już wspomniano, analizy współzależności między podskalami NFC przedstawiały podobne wzorce jak te stwierdzone przez Neuberga i wsp. [7], tzn. „Zdecydowanie” i „Zamkniętość umysłowa” były słabo powiązane z pozostałymi trzema podskalami, które tworzyły bardziej spójny konstrukt. Neuberg i wsp. [7] rekomendowali zastosowanie tych dwóch podskal oddzielnie od pozostałych trzech, zwanych łącznie NFCS-R. Nasze wyniki podtrzymują ten wniosek. Dalsze badania potwierdziły zwłaszcza odrębność „Zdecydowania” [2]. Praktyczny brak związków między podskalami NFC a zadaniem na przeskok do konkluzji, tj. zadaniem z rybami, także potwierdził część wcześniejszych wyników [8, 10, 12, 14]. Nie znaleźliśmy żadnych istotnych związków z wyjątkiem jednej niskiej dodatniej korelacji między liczbą losowań poprzedzających decyzję w zadaniu z rybami o proporcji 60/40 a „Nietolerancją wieloznaczności”. Korelacje te mogą sugerować co najwyżej tendencję odwrotną do oczekiwanej, jaką byłoby wysokie NFC powiązane z wysoką tendencją do przeskoków do konkluzji,

tj. podjęcie decyzji po mniejszej liczbie wyłowionych rybek. Kluczową kwestią do rozważenia jest tu fakt, że pierwsza z nich jest miarą subiektywną i deklaratywną, podczas gdy druga wiąże się z rzeczywistym podejmowaniem decyzji w kontekście probabilistycznym, ale być może o niskiej trafności ekologicznej [38, 39]. Obie mają więc określone ograniczenia i każda może błędnie ocenić faktyczną tendencję w rzeczywistych sytuacjach.

Co ważne, analizy korelacji NFC i JTC z objawami podobnymi do urojeń i halucynacji nie wykazały prawie żadnych istotnych związków w naszej próbie. Trzy istotne korelacje (w tym jedna dla całkowitego wyniku NFC) są niskie i ujemne, w przeciwieństwie do oczekiwanych związków między objawami a pomiarami NFC i JTC. Nie powielają się też one w drugiej ocenie PQ-16, przeprowadzonym podczas wywiadów bezpośrednich, co może sugerować, że są to wyniki przypadkowe. Ponieważ do wyboru grupy wykorzystano punktację PQ-16, ich wariancja została prawdopodobnie zmniejszona ze względu na ten fakt, nawet pomimo dokonania drugiej oceny. Może to przesłaniać istnienie związku, zwłaszcza jeśli nie jest on bardzo silny – a tak mogło być w tym wypadku. Niemniej jednak zarówno NFC, jak i JTC nie wydają się mieć wyraźnych związków ani z ideacjami podobnymi do urojeń, ani z doznaniem podobnymi do halucynacji.

Wnioski

Podsumowując, nasze badania potwierdziły, że NFC, według oceny skróconą wersją NFCS, nie jest konstruktem jednorodnym, a zatem nie powinna być stosowana w ten sposób. Co więcej, przydatność kliniczna wysokich wyników NFCS jako wskaźnika powiązanego z podatnością na psychopatologię jest wątpliwa. NFC jest słabo powiązana z objawami podobnymi do urojeń i halucynacji, ale współdzieli zmienność z afektem. Pozostaje również niezwiązana z miarami wykonawczymi JTC. Dodatkowym ustaleniem jest powiązanie braku zdecydowania, mierzonego podskala „Zdecydowania” NFCS, z większym natężeniem objawów podobnych do psychotycznych. Stwierdzono to zarówno z użyciem regresji, jak i analizy profili utajonych, i jest to zgodne z wcześniejszymi wynikami [9]. Być może niezdecydowanie jest ogólną oznaką zmagania się z jakimiś problemami psychicznymi.

Ograniczenia

Musimy jeszcze raz zwrócić uwagę na kilka ograniczeń tego badania. Po pierwsze, w Badaniu 1 nie wykorzystaliśmy pełnej wersji skróconego narzędzia NFCS. Wyniki pozwalają stwierdzić, że pomiar ten nie jest jednowymiarowy i nie powinien być stosowany jako taki, ale już uwzględnienie pozostałych dwóch podskal dałoby kompletny obraz. Duża próba badawcza, jaką udało się zrekrutować do badania CAWI, charakteryzuje się stosunkowo większą proporcją osób badanych płci żeńskiej oraz z wyższym wykształceniem w porównaniu z ich udziałem w populacji Polski. Potencjalnym czynnikiem, który mógł na to wpłynąć, był obszar rekrutacji, tj. miasta uniwersyteckie, wraz z przyjętymi ograniczeniami wiekowymi oraz profilem respon-

dentów biorących udział w badaniach opinii. Należy zatem zachować ostrożność w generalizacji uzyskanych wyników do populacji ogólnej. Co więcej, w naszych grupach badawczych nie znalazły się osoby z ostrymi objawami urojeniowymi lub halucynacyjnymi, co mogłoby być szczególnie cenne w analizie profili utajonych.

Oczywiście istnieją również ograniczenia związane z narzędziami wykorzystywanymi do oceny badanych zjawisk, zwłaszcza z kwestionariuszami samooceny. Ten rodzaj oceny jest podatny zarówno na celowe, jak i niezamierzone zniekształcenia zjawiska, które jest poddawane pomiarowi. Mamy nadzieję, że wykorzystanie dużej próby pomogło wyeliminować niektóre źródła tego typu błędów.

Piśmiennictwo

1. Webster DM, Kruglanski AW. *Individual differences in need for cognitive closure*. J. Pers. Soc. Psychol. 1994; 67(6): 1049–1062.
2. Kossowska M, Hanusz K, Trejtowicz M. *Skrócona wersja Skali Potrzeby Poznawczego Domknięcia: dobór pozycji i walidacja skali (Short version of the Need for Cognitive Closure Scale: Items selection and scale validation)*. Psychologia Społeczna 2012; 7(1): 89–99.
3. Gawęda Ł, Moritz S, Kokoszka A. *Podstawy teoretyczne treningu metapoznawczego dla chorych na schizofrenię (Theoretical background for the metacognitive training for schizophrenia)*. Psychiatr. Pol. 2009; 43(6): 671–682.
4. Kruglanski AW, Dechesne M, Orehek E i wsp. *Three decades of lay epistemics: The why, how, and who of knowledge formation*. Eur. Rev. Soc. Psychol. 2009; 20: 146–191.
5. Mannetti L, Pierro A, Kruglanski A, Taris T, Bezinovic P. *A cross-cultural study of the Need for Cognitive Closure Scale: Comparing its structure in Croatia, Italy, USA and The Netherlands*. Br. J. Soc. Psychol. 2002; 41(Pt 1): 139–156.
6. Colbert SM, Peters ER, Garety PA. *Need for closure and anxiety in delusions: A longitudinal investigation in early psychosis*. Behav. Res. Ther. 2006; 44(10): 1385–1396.
7. Neuberg SL, Judice TN, West SG. *What the Need for Closure Scale measures and what it does not: Toward differentiating among related epistemic motives*. J. Pers. Soc. Psychol. 1997; 72(6): 1396–1412.
8. Colbert SM, Peters ER. *Need for closure and jumping-to-conclusions in delusion-prone individuals*. J. Nerv. Ment. Dis. 2002; 190(1): 27–31.
9. Roets A, Soetens B. *Need and ability to achieve closure: Relationships with symptoms of psychopathology*. Pers. Individ. Differ. 2010; 48(2): 155–160.
10. McKay R, Langdon R, Coltheart M. *Jumping to delusions? Paranoia, probabilistic reasoning, and need for closure*. Cogn. Neuropsychiatry 2007; 12(4): 362–376.
11. Bentall RP, Swarbrick R. *The best laid schemas of paranoid patients: Autonomy, sociotropy and need for closure*. Psychol. Psychother. 2003; 76(Pt 2): 163–171.
12. Freeman D, Garety P, Kuipers E, Colbert S, Jolley S, Fowler D i wsp. *Delusions and decision-making style: Use of the Need for Closure Scale*. Behav. Res. Ther. 2006; 44(8): 1147–1158.
13. Freeman D, Garety PA, Bebbington P, Slater M, Kuipers E, Fowler D i wsp. *The psychology of persecutory ideation II: A virtual reality experimental study*. J. Nerv. Ment. Dis. 2005; 193(5): 309–315.

14. McKay R, Langdon R, Coltheart M. *Need for closure, jumping to conclusions, and decisiveness in delusion-prone individuals*. J. Nerv. Ment. Dis. 2006; 194(6): 422–426.
15. Leer van der L, Hartig B, Goldmanis M, McKay R. *Delusion proneness and 'jumping to conclusions': Relative and absolute effects*. Psychol. Med. 2015; 45(6): 1253–1262.
16. Ross RM, McKay R, Coltheart M, Langdon R. *Jumping to conclusions about the beads task? A meta-analysis of delusional ideation and data-gathering*. Schizophr. Bull. 2015; 41(5): 1183–1191.
17. Dudley R, Taylor P, Wickham S, Hutton P. *Psychosis, delusions and the 'jumping to conclusions' reasoning bias: A systematic review and meta-analysis*. Schizophr. Bull. 2016; 42(3): 652–665.
18. Ross RM, Pennycook G, McKay R, Gervais WM, Langdon R, Coltheart M. *Analytic cognitive style, not delusional ideation, predicts data gathering in a large beads task study*. Cogn. Neuropsychiatry 2016; 21(4): 300–314.
19. Garety P, Freeman D, Jolley S, Ross K, Waller H, Dunn G. *Jumping to conclusions: The psychology of delusional reasoning*. Adv. Psychiatr. Treat. 2011; 17(5): 332–339.
20. Lincoln TM, Lange J, Buro J, Exner C, Moritz S. *The effect of state anxiety on paranoid ideation and jumping to conclusions. An experimental investigation*. Schizophr. Bull. 2010; 36(6): 1140–1148.
21. Os van J, Linscott RJ, Myin-Germeys I, Delespaul P, Krabbendam L. *A systematic review and meta-analysis of the psychosis continuum: Evidence for a psychosis proneness-persistence-impairment model of psychotic disorder*. Psychol. Med. 2009; 39(2): 179–195.
22. Freeman D, Pugh K, Vorontsova N, Antley A, Slater M. *Testing the continuum of delusional beliefs*. J. Abnorm. Psychol. 2010; 119(1): 83–92.
23. Prochwicz K, Gawęda Ł. *The Polish version of the Peters et al. Delusions Inventory: Factor analysis, reliability and the prevalence of delusion-like experiences in the Polish population*. Psychiatr. Pol. 2015; 49(6): 1203–1222.
24. Ising HK, Veling W, Loewy RL, Rietveld MW, Rietdijk J, Dragt S i wsp. *The validity of the 16-item version of the Prodromal Questionnaire (PQ-16) to screen for ultra high risk of developing psychosis in the general help-seeking population*. Schizophr. Bull. 2012; 38(6): 1288–1296.
25. Gawęda Ł, Pionke R, Krężolek M, Prochwicz K, Kłosowska J, Frydecka D i wsp. *Self-disturbances, cognitive biases and insecure attachment as mechanisms of the relationship between traumatic life events and psychotic-like experiences in non-clinical adults – A path analysis*. Psychiatry Res. 2018; 259: 571–578.
26. Radloff LS. *The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population*. Appl. Psychol. Meas. 1977; 1(3): 385–401.
27. Jankowski K. *Skala Depresji – polska wersja Center for Epidemiologic Studies Depression Scale CES-D [Depression Scale – Polish Version of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale CES-D]*. J. Affect. Disord. 2016; 196: 47–53.
28. Krężolek M, Pionke R, Banaszak B, Kokoszka A, Gawęda Ł. *The relationship between jumping to conclusions and neuropsychological functioning in schizophrenia*. Psychiatry Res. 2019; 273: 443–449.
29. Moritz S, Thoenig T, Kühn S, Willenborg B, Westermann S, Nagel M. *Metacognition-augmented cognitive remediation training reduces jumping to conclusions and overconfidence but not neurocognitive deficits in psychosis*. Front. Psychol. 2015; 6: 1048.
30. Chu H, Sun X, So S. *The beads, the fish and the box: Interrelationship between "jumping to conclusions" tasks and their links with cognitive abilities*. Eur. Psychiatry 2015; 30(Suppl 1): 1706.

31. Rosenberg JM, Beymer PN, Anderson DJ, Lissa van CJ, Schmidt JA. *tidyLPA: An R package to easily carry out Latent Profile Analysis (LPA) using open-source or commercial software*. J. Open Source Softw. 2018; 3(30): 978.
32. R Core Team. *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2020. <https://www.R-project.org/> (dostęp: 1.03.2021).
33. Field A. *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*, 5th ed. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications; 2017.
34. Pastor DA, Barron KE, Miller BJ, Davis SL. *A latent profile analysis of college students' achievement goal orientation*. Contemp. Educ. Psychol. 2007; 32(1): 8–47.
35. Tein J-Y, Coxe S, Cham H. *Statistical power to detect the correct number of classes in latent profile analysis*. Struct. Equ. Modeling. 2013; 20(4): 640–657.
36. Roets A, Van Hiel A. *Item selection and validation of a brief, 15-item version of the Need for Closure Scale*. Personal. Individ. Differ. 2011; 50(1): 90–94.
37. Wang M-C, Deng Q, Bi X, Ye H, Yang W. *Performance of the entropy as an index of classification accuracy in latent profile analysis: A Monte Carlo simulation study*. Acta Psychol. Sin. 2017; 49(11): 1473–1482.
38. Jacoby RJ, Abramowitz JS, Reuman L, Blakey SM. *Enhancing the ecological validity of the Beads Task as a behavioral measure of intolerance of uncertainty*. J. Anxiety Disord. 2016; 41: 43–49.
39. Westermann S, Salzmann S, Fuchs X, Lincoln TM. *Introducing a Social Beads Task*. J. Exp. Psychopathol. 2012; 3(4): 594–611.

Źródło finansowania: Niniejsze badanie jest częścią projektu badawczego wspieranego przez Narodowe Centrum Nauki w Polsce (grant nr 2016/21/B/HS6/03210).

Adres: Artur Daren
Uniwersytet Jagielloński Collegium Medicum
Zakład Psychiatrii Środowiskowej
31-115 Kraków, pl. Sikorskiego 2/8
e-mail: artur.daren@uj.edu.pl

Otrzymano: 22.05.2020
Zrecenzowano: 16.08.2020
Otrzymano po poprawie: 22.09.2020
Przyjęto do druku: 9.12.2020