

# Kwestionariusz przekonań politycznych: własności psychometryczne

Gabriela Czarnek<sup>1\*</sup>, Piotr Dragon<sup>1\*</sup>, Paulina Szwed<sup>1</sup>, Bogdan Wojciszke<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Instytut Psychologii, Uniwersytet Jagielloński w Krakowie

<sup>2</sup> SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny, Wydział Zamiejscowy w Sopocie

Celem artykułu jest przedstawienie właściwości psychometrycznych *Kwestionariusza przekonań politycznych*. Składają się na niego cztery podwymiary: fundamentalizm religijny i ksenofobia, tworzące wymiar przekonań kulturowych, oraz akceptacja kapitalizmu i antyinterwencjonizm, tworzące wymiar przekonań ekonomicznych. W artykule przedstawimy dowody na trafność narzędzia dla identyfikacji przekonań politycznych na wymiarze prawicowości–lewicowości. Analizy zostały przeprowadzone na zbiorze kilku prób (łącznie  $N = 1673$ ). Dowody na trafność teoretyczną zostały uzyskane za pomocą konfirmacyjnej analizy czynnikowej, korelacji z innymi – koncepcyjnie powiązanymi – konstruktami oraz moderacji siły i kierunku korelacji pomiędzy wymiarami przekonań przez stopień zainteresowania polityką. Trafności diagnostycznej dowodzą korelacje skal z deklarowanymi preferencjami wyborczymi. Rzetelność narzędzia została oceniona na podstawie miar homogeniczności oraz stabilności bezwzględnej. Uzyskane wyniki wskazują na dobre własności psychometryczne *Kwestionariusza przekonań politycznych*.

Słowa kluczowe: *prawicowość–lewicowość, konserwatyzm, przekonania polityczne*

W niniejszym artykule przedstawiamy *Kwestionariusz przekonań politycznych* (KPP) autorstwa Bogdana Wojciszke. Narzędzie to służy do identyfikacji przekonań politycznych jednostki na wymiarze prawicowości–lewicowości, w odniesieniu do kwestii kulturowych oraz ekonomicznych. Chociaż kwestionariusz ten od wielu lat jest dostępny w różnych opracowaniach i był niejednokrotnie wykorzystywany w opublikowanych badaniach (np. Skarżyńska, Henne, 2011; Radkiewicz, 2011; Golec de Zavala, van Bergh, 2007), do tej pory nie przedstawiono opracowania właściwości psychometrycznych tego narzędzia. Celem niniejszego artykułu jest wypełnienie tej luki.

## LEWICOWOŚĆ–PRAWICOWOŚĆ PRZEKONAŃ POLITYCZNYCH

Podział przekonań politycznych na prawicowe i lewicowe stanowi trzon myślenia o ideologiach politycznych w okresie ostatnich 200 lat (Bobbio, 1996). Dla poglądów prawicowych charakterystyczne jest przywiązanie do wartości tradycyjnych, jak religia, rodzina, naród, a także chęć zachowania istniejącej hierarchii społeczno-ekonomicznej; natomiast przekonania lewicowe wiążą się z wartościami takimi jak: bezpieczeństwo socjalne, jednokowe prawa ekonomiczne i polityczne dla wszystkich osób oraz dążenia sekularyzacyjne (Skarżyńska, 2005). Podobnie Jost, Glaser, Kruglanski, Sulloway (2003) zidentyfikowali dwie kluczowe wiązki przekonań prawicowych *versus* lewicowych: pierwsza dotyczy odpowiednio preferencji tradycji bądź zmiany społecznej, natomiast druga odnosi się do akceptowania bądź odrzucania nierówności społecznych.

W niektórych krajach – i literaturze powstającej w zgodzie z obowiązującą tam tradycją (np. USA) – pojęcia prawica–lewica zastępuje się rozróżnieniem konserwatyzm–liberalizm (Jost, Federico, Napier, 2009). Konserwatyzm w tradycyjnym rozumieniu oznacza nacisk na zachowanie *status quo* (Stenner, 2009). Ponieważ w Polsce przez wiele

---

Gabriela Czarnek, Instytut Psychologii, Uniwersytet Jagielloński,  
ul. Ingardena 6, 31-006 Kraków, e-mail: gabriela.czarnek@uj.edu.pl

Piotr Dragon, Instytut Psychologii, Uniwersytet Jagielloński,  
ul. Ingardena 6, 31-006 Kraków, e-mail: piotr.dragon@uj.edu.pl

Paulina Szwed, Instytut Psychologii, Uniwersytet Jagielloński,  
ul. Ingardena 6, 31-006 Kraków, e-mail: paulina.szwed@uj.edu.pl

Bogdan Wojciszke, SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny,  
Wydział Zamiejscowy w Sopocie, ul. Polna 16/20, 81-745 Sopot,  
e-mail: bwojczisz@swps.edu.pl

\* Pierwsze autorstwo dzielone.

lat panował komunizm, utrzymanie *status quo* polega właśnie na zachowaniu opieki państwa nad gospodarką i obywatelami (a więc przekonania lewicowe), a nie wprowadzaniu zasad wolnorynkowych (prawicowych, neoliberalnych przekonań w rozumieniu zachodnim). Biorąc pod uwagę fakt, że znaczenie konserwatywnych przekonań ekonomicznych może być zmienne w zależności od kultury czy czasów (Malka, Soto, Inzlicht, Lelkes, 2014) będziemy w opisie KPP posługiwać się pojęciami prawicowe–lewicowe przekonania kulturowe oraz ekonomiczne, które to określenia wydają się bardziej adekwatne w polskim kontekście.

Jak wynika z badań, w krajach Europy Zachodniej czy USA wiązki te są zazwyczaj pozytywnie skorelowane (Jost i in., 2009; Kossowska, Van Hiel, 2003). Dlatego też wielu badaczy – szczególnie w USA – traktuje przekonania polityczne jako jeden wymiar, a ich pomiar dokonywany jest za pomocą autoidentyfikacji politycznej (określenie własnych poglądów politycznych na skali o krańcach: lewicowe–prawicowe lub liberalne–konserwatywne) (np. Amodio, Jost, Master, Yee, 2007; Jost, 2006; Thorisdottir, Jost, Liviatan, Shrout, 2007). Jednakże nowsze analizy danych, pochodzących nawet z krajów o ugruntowanej demokracji, dowodzą, że jednowymiarowe ujmowanie przekonań politycznych jest niewystarczające dla wyjaśnienia ich zmienności. Feldman i Johnston (2014) wykazali, że do opisu przekonań politycznych Amerykanów niezbędne są przynajmniej dwa wymiary: jeden dotyczący kwestii obyczajowo-kulturowych, drugi dotyczący kwestii ekonomicznych. W swoich analizach badacze ci wykazali, że osoby tradycyjnie uznawane za prawicowe (niechęć wobec zmian i akceptujące nierówności społeczne) oraz tradycyjnie uznawane za lewicowe (domagające się zmiany społecznej i odrzucające nierówności) stanowią łącznie jedynie 40% reprezentatywnej próby dorosłych Amerykanów. Pozostałe 60% ujawniało jakąś mieszankę przekonań prawicowych i lewicowych w dziedzinach kulturowych i ekonomicznych (np. nie mieli nic przeciw zmianom obyczajowym, ale jednocześnie akceptowali nierówności społeczne).

Istnieją jednak ważne moderatory korelacji pomiędzy dwoma wymiarami przekonań politycznych, na poziomie zarówno jednostek, jak i krajów. Jednym z moderatorów tej korelacji na poziomie indywidualnym jest świadomość polityczna (*political sophistication*): im więcej badani wiedzą na temat kwestii politycznych lub im bardziej się nimi interesują, tym wyższa jest korelacja pomiędzy przekonaniami w kwestiach obyczajowych i ekonomicznych (np. Feldman, Johnston, 2014; Hamill, Lodge, Blake, 1985). Na poziomie zagregowanym znaczenie dla siły i kierunku korelacji mają typ dyskursu politycznego

(np. Baldassarri, Gelman, 2008; Converse, 1964), a także położenie w Europie Wschodniej, z którym związane jest doświadczenie komunizmu po drugiej wojnie światowej (np. Boski, 1993; Duriez, Van Hiel, Kossowska, 2005).

### PRZEKONANIA POLITYCZNE W POLSCE

Badania międzykulturowe wykazały istotne różnice w organizacji i korelatkach przekonań politycznych mieszkańców krajów zachodnich i Polski. Po pierwsze, okazało się, że o ile w Belgii przekonania kulturowe i ekonomiczne nie były ze sobą skorelowane, o tyle w Polsce korelacja ta była negatywna (Duriez i in., 2005; Kossowska, Van Hiel, 2003). Po drugie, o ile w krajach zachodnich predyktorem prawicowych przekonań na obu wymiarach była potrzeba pewności i nietolerancja wieloznaczności, o tyle w Polsce wyższy poziom tych potrzeb związany był pozytywnie z wymiarem kulturowym, natomiast negatywnie – z wymiarem ekonomicznym (Kossowska, Van Hiel, 2003; Malka i in., 2014<sup>1</sup>). Szczególnie ważna w tym kontekście wydaje się analiza Boskiego (1993) dotycząca przekonań politycznych Polaków tuż po zmianie ustrojowej.

Wskazując na przykłady historyczne, autor ten przekonuje – podobnie jak przytoczeni powyżej badacze – że prawicowe przekonania dotyczące kwestii kulturowych i ekonomicznych nie muszą ze sobą współwystępować, np. etos Solidarności był na wskroś lewicowy ekonomicznie, choć prawicowy w wymiarze kulturowym. Definicja wymiaru kulturowego (który to wymiar Boski nazywa tożsamościowym) ma interesujący rys, który wydaje się specyficzny dla polskiego kontekstu. Boski podkreśla bowiem istotną rolę identyfikacji religijnych *versus* indywidualnych oraz tożsamości narodowej *versus* poczucia więzi ponadnarodowej związanej z otwartością na integrację europejską. Autor ten wykazał także, iż istotnymi predyktorami preferencji wyborczych w 1991 roku był stosunek do religijności–świeckości państwa, a także do zamkniętości państwa narodowego w przeciwieństwie do otwartego społeczeństwa obywatelskiego. Wydaje się, że wskazywane przez Boskiego rodzaje identyfikacji (religijna i narodowa) są do dziś charakterystyczne dla kulturowego wymiaru prawicowości–lewicowości w Polsce (np. Skarżyńska, Henne, 2011; Winiewski, Jurczyszczyn, Bilewicz, Beneda, 2015; Wójcik, Cislak, 2012). Dlatego można się spodziewać, że treść przekonań kulturowych będzie dotyczyć religijności oraz ksenofobii.

Trzecim wymiarem zidentyfikowanym przez Boskiego, jako predyktor głosowania w wyborach parlamentarnych

<sup>1</sup> Malka i in. (2014) porównywali kraje zachodnie z krajami postkomunistycznymi; Polska nie była wyodrębniona w ich analizach, a włączona do grupy krajów postkomunistycznych.

w 1991 roku, było preferowanie socjalistycznego państwa opiekuńczego w przeciwieństwie do liberalnego kapitalizmu. W naszej opinii, aby mówić o lewicowych bądź prawicowych przekonaniach ekonomicznych, należy zmierzyć osobno oba krańce skali zaproponowane przez Boskiego, to znaczy zarówno postawy wobec opiekuńczej funkcji państwa, jak również postawy wobec kapitalizmu.

### PODSUMOWANIE I PLAN ANALIZ

Podsumowując, zakładamy, że przekonania polityczne mają strukturę dwuwymiarową i dotyczą sfery kulturowej oraz ekonomicznej. Treści składające się na wymiar kulturowy obejmują fundamentalizm religijny oraz ksenofobię, podczas gdy na wymiar ekonomiczny składają się akceptacja kapitalizmu (postawy wobec własności środków produkcji i nierówności) i antyinterwencjonizm (sprzeciw wobec ingerencji państwa w gospodarkę kraju). Przyporządkowanie pozycji testowych do poszczególnych wymiarów przedstawia tabela 2.

Dalej przedstawimy właściwości psychometryczne omawianego narzędzia. Zaprezentujemy dowody na trafność kwestionariusza w identyfikacji przekonań politycznych jednostki na wymiarze prawicowości–lewicowości oraz argumenty na rzetelność skal składających się na kwestionariusz. Dowodów na trafność teoretyczną narzędzia dostarczy confirmacyjna analiza czynnikowa, korelacje wyników kwestionariusza z innymi konstruktami oraz siła i kierunek korelacji między dwoma wymiarami przekonań

politycznych, w zależności od stopnia zainteresowania polityką. W celu oceny trafności kryterialnej sprawdzimy, w jakim stopniu wyniki kwestionariusza przewidują deklarowane wybory polityczne. Ponadto przedstawimy również wyniki świadczące o rzetelności poszczególnych skal: spójności oraz stabilności bezwzględnej.

### Metoda

**Próby badane.** Na pełną pulę wyników składały się dane z siedmiu badań prowadzonych online w latach 2014–2016. Zaproszenia do badań pojawiały się na portalu *Facebook*, w grupie osób zainteresowanych udziałem w badaniach psychologicznych. Wyjątkiem jest badanie pierwsze, w którym badani byli rekrutowani do badań stacjonarnych i dodatkowo mogli wziąć udział w badaniach online. Dwadzieścia dwie osoby zostały usunięte z analiz ze względu na braki danych. W ostatecznej puli badanych ( $N = 1673$ ) znalazło się 1291 kobiet i 347 mężczyzn o średniej wieku 23,45 lat ( $SD = 5,18$ ), dodatkowo 35 osób nie podało swojej płci ani wieku. Szczegółowy opis demograficzny i liczebności dla kolejnych badań przedstawia tabela 1<sup>2</sup>. W badaniach brali udział głównie studenci i absolwenci różnych uczelni, a więc próba badana w zdecydowanej większości składała się z osób z przynajmniej średnim wykształceniem.

**Początkowa selekcja pozycji.** Na podstawie wymienionych wcześniej konceptualizacji dwóch wymiarów lewicy–prawicy, wygenerowano 70 twierdzeń normatywnych

Tabela 1

*Struktura demograficzna prób składających się na analizowany zbiór danych*

Badanie	<i>N</i>	Kobiety	Mężczyźni	Wiek <i>M (SD)</i>	Min. wiek	Maks. wiek	Data badania
1	82	55	27	21,25 (2,02)	18	29	Grudzień 2014
2	81	50	24	21,97 (2,60)	18	29	Sierpień 2015
3	267	198	53	23,81 (5,60)	18	57	Luty 2016
4	225	166	52	25,03 (8,11)	18	70	Luty 2016
5	308	250	58	23,53 (5,55)	18	72	Maj 2016
6	326	244	82	23,03 (3,45)	18	56	Listopad 2015
7	384	328	51	22,91 (3,62)	18	45	Czerwiec 2016
Ogółem	1673	1291	347	23,45	18	72	

Źródło: tabele 1–14 opracowanie własne.

<sup>2</sup> Badanie 6 (Kossowska, Szwed, Czernatowicz-Kukuczka, 2015) zostało sfinansowane ze środków grantu MAESTRO nr A/HS6/00155 przyznanego prof. dr hab. Małgorzacie Kossowskiej przez Narodowe Centrum Nauki. Pozostałe badania zostały sfinansowane z grantu dla młodych badaczy nr K/DSC/002533 przyznanego Gabrieli Czarnek przez Wydział Filozoficzny Uniwersytetu Jagiellońskiego.

zawierających różne postulaty odnośnie do sposobu organizacji życia społecznego w Polsce. Połowa z nich dotyczyła lewicowości–prawicowości w sensie ekonomicznym, a w szczególności kwestii dochodów i podatków (np. „Dochody powinny być bardziej wyrównane niż obecnie”. „Każdy człowiek powinien zarabiać tyle samo”), własności środków produkcji („Duże przedsiębiorstwa powinny należeć tylko do państwa”. „Znaczna większość przemysłu państwowego powinna zostać sprzedana w prywatne ręce”) oraz opiekuńczej i interwencyjnej roli państwa („Niewydajni pracownicy powinni być zwalniani”. „Państwo powinno zapewnić pełne zatrudnienie dla wszystkich, którzy chcą pracować”). Druga połowa dotyczyła lewicowości–prawicowości w sensie kulturowym, a w szczególności kwestii relacji Kościół–państwo („Katolicyzm powinien być w Polsce religią państwową”. „Religia nie powinna wpływać na sprawy publiczne w Polsce”), stosunek do aborcji i kary śmierci („Prawo powinno dopuszczać przerywanie ciąży z powodu złej sytuacji życiowej kobiety”. „Kara śmierci powinna być zniesiona w polskim prawie”), stosunek do mniejszości i obcych („Polacy powinni zachować czujność wobec obcych”. „Polska powinna przyjmować uchodźców prześladowanych w ich własnym kraju”) oraz otwartość–zamkniętość i „ochrona polskości” („Polska powinna bardziej upodobnić się do rozwiniętych krajów Zachodu”. „Polska tradycja powinna być chroniona przed zalewem obcych”).

Wstępna postać KPP została w roku 1998 rozdana 300 mieszkańcom Gdańska (przechodniom) z prośbą o jej wypełnienie i odesłanie na wskazany adres (każdy wyrażający na to zgodę przechodził otrzymywał także ofrankowaną kopertę z wydrukowanym adresem odbiorcy)<sup>3</sup>. Jedyne 165 osób (w tym 75 kobiet) odesłało wypełniony kwestionariusz (wiek:  $M = 34,77$ ;  $SD = 14,10$ ). Na wynikach tej próby przeprowadzono serię naprzemiennych eksploracyjnych analiz czynnikowych (dążąc do uzyskania rozwiązania dwuczynnikowego przy zastosowaniu rotacji Varimax) oraz analiz współczynnika  $\alpha$  Cronbacha, eliminując te pozycje, które obniżały wewnętrzną zgodność każdej z dwóch skal. W ten dość nieformalny sposób (zastąpiony w dalszej opisywanych badaniach konfirmacyjną analizą czynnikową) uzyskano kolejną wersję kwestionariusza, składającą się z 10 pozycji wyrażających lewicowość–prawicowość w sensie ekonomicznym oraz 10 wyrażających ją w sensie kulturowym.

**Opis kwestionariusza.** KPP składa się z dwóch wymiarów: przekonań kulturowych oraz przekonań ekonomicznych.

Odpowiedzi na wszystkie pozycje udzielane są na pięciostopniowej skali typu Likerta, gdzie 1 = *całkowicie się nie zgadzam*, a 5 = *całkowicie się zgadzam*. Im wyższe wyniki w danej podskali, tym bardziej prawicowe poglądy w kwestiach kulturowych bądź ekonomicznych. Pozycja: „Państwo powinno skuteczniej zwalczać szerzenie się pornografii”, która wchodziła w skład wymiaru przekonań kulturowych, została usunięta z zaprezentowanych poniżej analiz, ponieważ we wstępnych analizach miała ona bardzo niskie ładunki czynnikowe zarówno dla fundamentalizmu religijnego, jak i ksenofobii. Zapewne wynika to ze zmiany sytuacji – ze względu na powszechny dostęp do internetu, państwo ma niezmiernie ograniczone środki do walki z pornografią. Ostatecznie w kwestionariuszu znalazło się 19 pozycji, 10 z nich odnosi się do kwestii ekonomicznych, 9 do kwestii kulturowych.

## Wyniki

Wszystkie analizy zostały przeprowadzone w programie IBM SPSS 23 lub środowisku do obliczeń statystycznych *R*. Jeśli przy danej analizie nie ma odniesienia do środowiska *R*, oznacza to, że analizę przeprowadzono za pomocą SPSS.

**Analizy wstępne – współczynnik korelacji wewnątrzklasowej.** Ponieważ dane wykorzystane w badaniu pochodziły z kilku różnych prób, sprawdziliśmy, jaką część całkowitej wariancji czterech podwymiarów można przypisać przynależności do różnych prób. Miarą pozwalającą na ocenę, jaka część wariancji wynika z grupowania obserwacji – w tym przypadku w różnych próbach z jakich pochodziły osoby badane – jest współczynnik korelacji wewnątrzklasowej (np. Bryk, Raudenbush, 1992; Sagan, 2014). Obliczenia zostały przeprowadzone w środowisku do obliczeń statystycznych *R*, za pomocą pakietu *lme4* (Bates, Maechler, Bolker, Walker, 2015). Wartości współczynników korelacji wewnątrzklasowej dla wszystkich wymiarów i podwymiarów KPP wyniosły jedynie od 0,00 do 0,027. Oznacza to, że mniej niż 3% wariancji wyników można przypisać pochodzeniu danych z różnych prób, i dlatego pomijamy ten czynnik w dalszych analizach.

## Trafność

Pojęcie trafności nie dotyczy narzędzia jako takiego, a jedynie określonych jego zastosowań (Messick, 1989). KPP został stworzony z myślą o identyfikacji przekonań politycznych na wymiarze prawicowości–lewicowości w dwóch domenach: kulturowej i ekonomicznej. Poniżej przedstawiamy dowody na trafność narzędzia w tym właśnie zakresie.

<sup>3</sup> Badanie to przeprowadziła Monika Mazurek, której dziękujemy za pomoc w zebraniu danych.

**Trafność teoretyczna – struktura czynnikowa.** W celu oceny, czy teoretycznie zakładana struktura KPP znajduje potwierdzenie w danych, przeprowadziliśmy confirmacyjną analizę czynnikową dla modeli z dwoma czynnikami (wymiar przekonań kulturowych i ekonomicznych), a także czterema czynnikami (podwymiary: fundamentalizm religijny, ksenofobia, akceptacja kapitalizmu i antyinterwencjonizm). Analizy zostały przeprowadzone w środowisku *R*, za pomocą pakietu *lavaan* (Rosseel, 2012) na danych pochodzących z badań 1–7 (por. tabela 1). Pozycje składające się

Tabela 2

*Ładunki czynnikowe poszczególnych pozycji testowych, ich średnich i odchyłeń standardowych wraz z podziałem na podwymiary i wymiary*

	Standaryzowana wartość ładunku czynnikowego	<i>M</i>	<i>SD</i>
<b>Wymiar przekonań kulturowych</b>			
<b>Podwymiar fundamentalizmu religijnego</b>			
Katolicyzm powinien być w Polsce religią państwową	0,818	2,35	1,44
Wartości chrześcijańskie powinny być w Polsce szczególnie chronione	0,858	2,92	1,38
Życie publiczne w Polsce powinno przebiegać zgodnie ze wskazaniami społecznej nauki Kościoła	0,827	2,03	1,18
Życie poczęte powinno podlegać bezwzględnej ochronie prawnej	0,753	2,91	1,51
Prawo powinno dopuszczać przerywanie ciąży z powodu złej sytuacji życiowej kobiety*	0,568	3,00	1,56
Polska powinna być krajem bardziej katolickim	0,900	2,22	1,29
<b>Podwymiar ksenofobii</b>			
Polska powinna być przede wszystkim dla Polaków	0,805	3,09	1,47
Polska powinna bronić się przed zalewem wzorców obcych naszej kulturze narodowej	0,845	3,07	1,38
Polska powinna wprowadzić ograniczenia dla obcokrajowców przybywających z Zachodu	0,673	2,83	1,35
<b>Wymiar przekonań ekonomicznych</b>			
<b>Podwymiar akceptacji kapitalizmu</b>			
Najbogatsi płacą obecnie zbyt wysokie podatki	0,561	2,21	1,10
Duże różnice w dochodach są niezbędne do zapewnienia w Polsce dobrobytu	0,507	2,12	1,01
Znaczna większość przemysłu państwowego powinna zostać sprzedana w prywatne ręce	0,539	2,53	1,15
<b>Podwymiar antyinterwencjonizmu</b>			
Gospodarka powinna być centralnie planowana przez państwo*	0,516	3,71	1,13
Państwo powinno zapewnić mieszkania dla wszystkich obywateli*	0,760	2,86	1,32
Państwo powinno zapewnić bezpłatne szkolnictwo wyższe dla wszystkich, którzy chcą studiować*	0,529	2,11	1,26
Państwo powinno ograniczyć wzrost cen, jeżeli rosną one zbyt szybko*	0,713	2,40	1,12
Państwo powinno zapewnić pełne zatrudnienie dla wszystkich, którzy chcą pracować*	0,768	2,38	1,32
Państwo powinno zapewnić większą niż obecnie ochronę najbiedniejszym*	0,650	2,44	1,19
Związki zawodowe powinny odgrywać większą rolę*	0,589	3,03	1,13
<b>Wykluczone</b>			
Państwo powinno skuteczniej zwalczać szerzenie się pornografii			

\* Oznaczono pozycje odwrócone.

na poszczególne czynniki zostały wymienione w tabeli 2. Przy wyborze miar dobroci dopasowania sugerowaliśmy się rekomendacjami Kline'a (2015) oraz Boomsma (2000). Podsumowanie tych miar zawiera tabela 3; wartości ładunków czynnikowych poszczególnych pozycji dla modelu z czterema czynnikami znajdują się w tabeli 2.

Wszystkie wykorzystane miary wskazują, że model czteroczynnikowy jest lepiej dopasowany do danych od modelu dwuczynnikowego. Chociaż trwa dyskusja, jakie punkty odcięcia należy przyjąć dla poszczególnych miar dopasowania, to wartości  $CFI > 0,90$ ;  $RMSEA < 0,08$ ;  $SRMR < 0,08$  są często uznawane za wskazujące na akceptowalne dopasowanie (np. Browne, Cudeck, 1992; Hooper, Coughlan, Mullen, 2008). Należy jednak zaznaczyć, że według niektórych autorów graniczne wartości tych wskaźników powinny wynosić odpowiednio  $CFI > 0,95$ ;  $RMSEA < 0,06$ ;  $SRMR < 0,08$ , aby móc mówić o dopasowanym modelu (np. Hu, Bentler, 1998, 1999).

Model z czterema czynnikami obejmuje silnie skorelowane podwymiary przekonań kulturowych: fundamentalizmu religijnego i ksenofobii oraz podwymiary przekonań ekonomicznych: akceptacji kapitalizmu i antyinterwencjonizmu. Podwymiary przekonań ekonomicznych są w różnym stopniu skorelowane z podwymiarami przekonań kulturowych. Antyinterwencjonizm koreluje negatywnie z fundamentalizmem religijnym i ksenofobią, natomiast akceptacja kapitalizmu koreluje z nimi bardzo słabo, ale pozytywnie. Tabela 4 przedstawia korelacje pomiędzy

czterema czynnikami uzyskanymi w ramach confirmacyjnej analizy czynnikowej. Dodatkowo tabela 5 przedstawia korelacje oraz statystyki opisowe wymiarów i podwymiarów kwestionariusza.

Chociaż model z dwoma czynnikami nie jest wystarczająco dobrze dopasowany do danych, to fundamentalizm religijny i ksenofobia oraz akceptacja kapitalizmu i antyinterwencjonizm są ze sobą silnie skorelowane – odpowiednio 0,69 i 0,62 – co sugeruje, że mierzą one zbliżone konstrukty. Niestety, nie możemy tego bezpośrednio przetestować, dodając czynnik wyższego rzędu, ponieważ – po pierwsze – taki model nie jest identyfikowalny, po drugie – wartość informacyjna czynników wyższego rzędu jest przez wielu badaczy kwestionowana (np. Lee, Cadogan, 2013). Dlatego – chociaż jesteśmy przekonani, że cztery podwymiary tworzą dwa większe wymiary w dziedzinie przekonań kulturowych i ekonomicznych – w dalszej części tekstu będziemy raportować wyniki analiz uwzględniających zarówno dwa wymiary, jak i cztery podwymiary. Ponieważ poszczególne podwymiary zawierają różne liczby pozycji (np. siedem pozycji w przypadku antyinterwencjonizmu i trzy pozycje w przypadku akceptacji kapitalizmu), w dalszych analizach wykorzystujących wymiary przekonań kulturowych i ekonomicznych, wartości dla tych wymiarów obliczaliśmy jako średnią ze średnich wartości poszczególnych podwymiarów. Zabieg taki pozwala zachować jednakową wagę obu podwymiarów składających się na dany wymiar.

Tabela 3

Miary dobroci dopasowania confirmacyjnej analizy czynnikowej dla modeli dwu- i czteroczynnikowego

Model	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i> [przedziały ufności]	<i>SRMR</i>	<i>AIC</i>	$\chi^2$	<i>df</i>	<i>p</i>
Dwa czynniki	0,848	0,094 [0,091; 0,097]	0,073	93010	2376	151	< 0,001
Cztery czynniki	0,922	0,068 [0,065; 0,072]	0,055	91932	1287	146	< 0,001

Tabela 4

Korelacje pomiędzy czynnikami dla modelu czteroczynnikowego

Czynnik	1	2	3	4
1. Fundamentalizm religijny				
2. Ksenofobia	0,69***			
3. Akceptacja kapitalizmu	0,05	0,09**		
4. Antyinterwencjonizm	-0,19***	-0,20***	0,62***	

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Tabela 5

*Korelacje pomiędzy wymiarami i podwymiarami KPP wraz ze statystykami opisowymi*

Wymiar/podwymiar	1	2	3	4	5	M	SD
<b>1. Przekonania kulturowe</b>						2,78	1,04
2. Fundamentalizm religijny	0,88**					2,57	1,15
3. Ksenofobia	0,89**	0,58**				2,99	1,20
<b>4. Przekonania ekonomiczne</b>	-0,08**	-0,07*	-0,08**			2,50	0,70
5. Akceptacja kapitalizmu	0,05*	0,04	0,05*	0,83**		2,28	0,78
6. Antyinterwencjonizm	-0,18**	-0,14**	-0,17**	0,86*	0,43**	2,71	0,86

 \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ .

### Trafność teoretyczna – korelacja z innymi miarami.

Jeśli KPP rzeczywiście mierzy przekonania polityczne na wymiarze kulturowym i ekonomicznym, to jego wyniki powinny korelować z innymi zmiennymi, o których wiadomo, że różnicują osoby o przekonaniach prawicowych lub lewicowych. Zgodnie z dotychczasowymi badaniami przekonania polityczne powinny korelować z potrzebą poznawczego domknięcia: przekonania kulturowe pozytywnie, natomiast przekonania ekonomiczne ujemnie (Malka i in., 2014; Kossowska, Van Hiel, 2003; Thorisdottir i in., 2009). Ponadto, w wielu poprzednich badaniach prawicowe przekonania polityczne na wymiarze kulturowym były pozytywnie powiązane z prawicowym autorytaryzmem, natomiast prawicowe przekonania na wymiarze ekonomicznym korelowały pozytywnie z orientacją na dominację społeczną (np. Duckitt, 2001; Sibley, Duckitt, 2008). Jednakże, biorąc pod uwagę charakterystykę podwymiarów przekonania kulturowych, można oczekiwać, że orientacja na dominację społeczną będzie również pozytywnie związana z ksenofobią (oba konstrukty łączy przekonanie, że pewni ludzie lub grupy są lepsze niż inne). Dodatkowo, podwymiar fundamentalizmu religijnego, który mierzy poglądy dotyczące relacji państwo–Kościół, powinien być silnie skorelowany (silniej niż podwymiar ksenofobii) z miarami religijności. Aby sprawdzić tę hipotezę wykorzystaliśmy *Skalę przekonań postkrytycznych* Hutsebauta (1996; polska wersja: Bartczuk, Wiechetek, Zarzycka, 2011), która służy do pomiaru wyróżnionych przez Wulffa (1991) podejść do religii: ludzie mogą wierzyć w istnienie Boga (lub inaczej rozumianą transcendencję) bądź odrzucać takie przekonania. Co więcej, mogą interpretować treści religijne literalnie bądź symbolicznie. Ze skrzyżowania tych dwóch wymiarów powstają cztery możliwe postawy wobec religii: literalnej akceptacji treści pism świętych, literalnego odrzucania tych treści, ich symbolicznej akceptacji

lub ich symbolicznego odrzucania. W naszych analizach wykorzystaliśmy wskaźnik włączenie vs. wykluczenie transcendencji, mierzący akceptację treści religijnych, zarówno dosłowną, jak i symboliczną. Przewidujemy, że związki między dwoma podwymiarami przekonań ekonomicznych a wskaźnikiem włączenia vs. wykluczenia transcendencji ponownie powinny być słabe lub nieistotne.

Aby zweryfikować te oczekiwania, zanalizowaliśmy wyniki zebrane w ramach badania szóstego (por. tabela 1). Korelacje pomiędzy konstrukcjami przedstawia tabela 6. Uzyskane wyniki zasadniczo potwierdziły nasze przewidywania. Potrzeba poznawczego domknięcia pozytywnie korelowała zarówno z pełnym wymiarem przekonań kulturowych, jak i z jego dwoma podwymiarami, a negatywnie z wymiarem przekonań ekonomicznych oraz podwymiarem antyinterwencjonizmu. Nieoczekiwanie nie uzyskaliśmy negatywnej korelacji pomiędzy podwymiarem akceptacji kapitalizmu a potrzebą poznawczego domknięcia.

Jeżeli chodzi o prawicowy autorytaryzm, to korelował on pozytywnie zarówno z całym wymiarem przekonań kulturowych, jak i z jego dwoma podwymiarami. Nieoczekiwanie prawicowy autorytaryzm korelował również z podwymiarami przekonań ekonomicznych: pozytywnie z akceptacją kapitalizmu, a negatywnie z antyinterwencjonizmem. Jednak związki te były słabe, choć istotne (prawdopodobnie ze względu na relatywnie dużą próbę).

Związki orientacji na dominację społeczną z przekonaniami politycznymi przybrały oczekiwany kierunek. Ksenofobia, akceptacja kapitalizmu, antyinterwencjonizm, a także pełny wymiar przekonań ekonomicznych korelowały pozytywnie z orientacją na dominację społeczną. Natomiast brak było takiego związku z fundamentalizmem religijnym. Pozytywny związek przekonań kulturowych i orientacji na dominację społeczną jest zapewne wynikiem wkładu podwymiary ksenofobii w uzyskaną średnią.

Wskaźnik włączenie vs. wykluczenie transcendencji ze *Skali przekonań postkrytycznych* korelował wysoko i pozytywnie z pełną skalą przekonań kulturowych oraz jej podwymiarom fundamentalizmu religijnego. Wskaźnik ten wykazał nieco słabszy pozytywny związek z podwymiarom ksenofobii. Nieoczekiwane wyniki uzyskaliśmy dla podwymiaru antyinterwencjonizmu: korelował on bowiem pozytywnie ze wskaźnikiem włączenia vs. wykluczenia transcendencji.

**Trafność teoretyczna – korelacja wymiarów.** Kolejnym dowodem na trafność teoretyczną KPP są korelacje między wymiarami kulturowym i ekonomicznym. Zgodnie z założeniami teoretycznymi przedstawionymi we wprowadzeniu, w krajach Europy Wschodniej oba wymiary zazwyczaj korelują ze sobą ujemnie. Jednak wraz ze wzrostem świadomości politycznej (czy też uczestnictwa w publicznym

tych korelacji przeprowadzona oddzielnie dla różnych poziomów zainteresowania polityką (tabela 7) ujawnia, że kiedy polityka jest dla badanych nieważna, to korelacja ta jest negatywna. Gdy polityka jest umiarkowanie ważna, to korelacja jest zerowa. Natomiast jeżeli jest postrzegana jako bardzo ważna – korelacja staje się pozytywna. Jest to kolejny dowód na trafność narzędzia, ponieważ zachowuje się ono zgodnie z hipotezami wywiedzionymi z istniejących teorii przekonań politycznych.

**Trafność kryterialna.** Za kryterium oceny trafności diagnostycznej KPP posłużyły deklarowane preferencje partyjne osób badanych. Jeśli kwestionariusz rzeczywiście pozwala na identyfikację przekonań politycznych na wymiarach kulturowym i ekonomicznym, to badani powinni popierać te partie, które mają program zgodny z ich przekonaniami politycznymi. W celu oceny trafności kryterialnej

Tabela 6

*Korelacje pomiędzy wynikami KPP z konstruktami powiązаныmi teoretycznie (analizy przeprowadzono na danych pochodzących z badania 6)*

	Przekonania kulturowe	Podwymiar fundamentalizmu religijnego	Podwymiar ksenofobii	Przekonania ekonomiczne	Podwymiar akceptacji kapitalizmu	Podwymiar antyinterwencjonizmu
Potrzeba poznawczego domknięcia	0,28**	0,21**	0,29**	-0,19**	-0,08	-0,23**
Prawicowy autorytaryzm	0,51**	0,43**	0,48**	-0,01	0,14*	-0,15**
Orientacja na dominację społeczną	0,25**	0,10	0,36**	0,51**	0,40**	0,44**
Wskaźnik włączenia vs. wykluczenie transcendencji	0,71**	0,78**	0,49**	-0,11*	0,08	-0,25**

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ .

dyskursie politycznym) ta korelacja powinna się stawać pozytywna. Aby zweryfikować tę hipotezę, zanalizowaliśmy wyniki zebrane w ramach badań 1–4 i 7 opisanych w tabeli 1. Dane z badania piątego i szóstego zostały usunięte, ponieważ nie zadawano w nim pytania: „Jak ważna jest polityka w Twoim życiu?”, które służyło za wskaźnik zainteresowania polityką w poniższych analizach. Dodatkowo, usunęliśmy dane pochodzące od 44 osób, które nie udzieliły odpowiedzi na to pytanie. Ostatecznie analizowana próba liczyła 1017 osób. Jak wskazuje tabela 5 korelacja pomiędzy wymiarem kulturowym a ekonomicznym w całej próbie jest ujemna, aczkolwiek bardzo słaba. Analiza

Tabela 7

*Korelacje pomiędzy wymiarami przekonań politycznych: kulturowych i ekonomicznych w zależności od ważności polityki*

Ważność polityki	$r$ Pearsona	$N$
Zdecydowanie nieważna	-0,34**	133
Raczej nieważna	-0,29**	433
Raczej ważna	-0,01	373
Bardzo ważna	0,32**	78
Brak odpowiedzi	-0,04	44

\*\*  $p < 0,01$ .



Tabela 8

Częstości wskazań poszczególnych partii w odpowiedzi na pytanie o preferencje partyjne wraz ze średnimi wynikami KPP wyborców tych partii oraz klasyfikacja partii na prawicowe i nieprawicowe (łącznie lewicowe i centrowe)

Partia	Liczba wskazań	M (SD)						Klasyfikacja partii na wymiarach: (lewicowa/centrowa – 0, prawicowa – 1)	
		Przekonania kulturowe	Fundamentalizm religijny	Ksenofobia	Przekonania ekonomiczne	Akceptacja kapitalizmu	Antyinterwencjonizm	Kult.	Ekon.
Kongres Nowej Prawicy	27	3,13 (0,96)	3,00 (1,19)	3,26 (1,11)	2,97 (0,70)	2,60 (0,81)	3,34 (0,93)	1	1
KORWiN	140	3,14 (0,77)	2,78 (1,02)	3,50 (0,93)	3,02 (0,86)	2,69 (0,88)	3,35 (1,07)	1	1
Kukiz'15	156	3,22 (0,79)	2,90 (0,90)	3,54 (1,01)	2,30 (0,56)	2,10 (0,65)	2,49 (0,71)	1	1
.Nowoczesna	154	2,21 (0,80)	2,00 (0,83)	2,41 (1,04)	2,78 (0,60)	2,55 (0,73)	3,01 (0,76)	0	1
Partia Razem	123	1,71 (0,72)	1,67 (0,78)	1,76 (0,86)	2,16 (0,59)	1,89 (0,66)	2,44 (0,73)	0	0
Platforma Obywatelska	87	2,65 (0,80)	2,42 (0,89)	2,89 (1,06)	2,42 (0,58)	2,31 (0,71)	2,52 (0,68)	0	1
Polskie Stronnictwo Ludowe	7	2,70 (1,05)	3,02 (1,14)	2,38 (1,08)	2,37 (0,51)	2,10 (0,53)	2,65 (0,68)	1	0
PPS/PPR/KPP	4	2,29 (0,63)	1,75 (0,40)	2,83 (1,11)	1,33 (0,35)	1,17 (0,33)	1,50 (0,38)	0	0
Prawo i Sprawiedliwość	124	3,70 (0,69)	3,73 (0,86)	3,67 (0,85)	2,21 (0,54)	2,10 (0,72)	2,31 (0,69)	1	0
Ruch Narodowy	13	3,87 (0,81)	3,87 (1,12)	3,87 (0,82)	2,89 (0,93)	2,59 (1,13)	3,19 (0,82)	1	0
Sojusz Lewicy Demokratycznej	35	2,22 (0,87)	1,96 (1,02)	2,49 (0,99)	2,58 (0,55)	2,29 (0,59)	2,87 (0,74)	0	0
Solidarna Polska	7	3,88 (0,71)	3,90 (0,88)	3,86 (0,92)	2,35 (0,52)	2,33 (0,69)	2,37 (0,90)	1	0
Twój Ruch	30	2,05 (0,77)	1,73 (0,73)	2,37 (1,07)	2,63 (0,49)	2,53 (0,64)	2,72 (0,67)	0	0
Zieloni	3	1,83 (0,82)	1,67 (0,29)	2,00 (1,45)	2,10 (0,61)	1,44 (0,77)	2,76 (0,46)	0	0
Partie prawicowe kulturowo łącznie	467	3,35 (0,81)	3,13 (1,04)	3,56 (0,95)	2,55 (0,77)	2,33 (0,81)	2,77 (0,96)	-	-
Partie lewicowe i centrowe kulturowo łącznie	443	2,15 (0,85)	1,98 (0,89)	2,33 (1,07)	2,49 (0,64)	2,27 (0,74)	2,70 (0,77)	-	-
Partie prawicowe ekonomicznie łącznie	564	2,83 (0,90)	2,56 (1,00)	3,11 (1,12)	2,66 (0,73)	2,43 (0,78)	2,89 (0,90)	-	-
Partie lewicowe i centrowe ekonomicznie łącznie	346	2,66 (1,18)	2,60 (1,30)	2,72 (1,24)	2,29 (0,61)	2,09 (0,73)	2,48 (0,75)	-	-
Niegłosujący	41	2,39 (0,88)	2,19 (0,97)	2,59 (1,08)	2,67 (0,69)	2,37 (0,76)	2,97 (0,90)	-	-

\* Skróty: PPS/PPR/KPP oznaczają kolejno: Polska Partia Socjalistyczna/ Polska Partia Robotnicza/ Komunistyczna Partia Polski.

wzięliśmy pod uwagę dane z badań 1–4 oraz 7. Badania piąte i szóste zostały wykluczone, ponieważ nie zadawano w nich pytania o preferencje partyjne. Dodatkowo, usunęliśmy z analiz 129 osób, które nie udzieliły odpowiedzi na pytanie o preferencje partyjne lub odpowiedziały, że nie zamierzają brać udziału w wyborach. Ostatecznie do analiz włączono 910 osób. Analizy zostały przeprowadzone w środowisku R (R Development Core Team, 2008). Kafeteria odpowiedzi zawierała te partie, które w czasie badania były w parlamencie lub startowały w wyborach. Dodatkowo badani mogli wybrać opcję „Inna” i wpisać partię, na którą oddaliby swój głos. Następnie sklasyfikowaliśmy partie polityczne na prawicowe bądź centrowe i lewicowe ich programów politycznych. Podsumowanie uzyskanych wyników – liczebności wskazań poszczególnych partii oraz średnie wyniki przekonań kulturowych i ekonomicznych ich wyborców wraz z klasyfikacją partii według ich programu zawiera tabela 8.

Analiza średnich dla czterech podwymiary w obrębie elektoratów poszczególnych partii pozwala zauważyć, że wyborcy partii prawicowych pod względem kulturowym deklarowali wyższy fundamentalizm religijny i ksenofobię, natomiast wyborcy partii prawicowych pod względem ekonomicznym – wyższą akceptację kapitalizmu i antyinterwencjonizm. Przykładowo, wyborcy Prawa i Sprawiedliwości uzyskali na podwymiarych fundamentalizmu religijnego i ksenofobii średnie wyniki równe 3,73 i 3,67, natomiast wyborcy .Nowoczesnej uzyskali odpowiednio 2,00 i 2,41. Na podwymiarych akceptacji kapitalizmu i antyinterwencjonizmu wyborcy partii KORWiN uzyskali średnie równe

2,69 i 3,35, natomiast wyborcy Partii Razem uzyskali odpowiednio 1,89 i 2,44. Podobnie wyniki przedstawiały się, gdyby analizować wyniki dla wymiarów przekonań kulturowych i ekonomicznych. Sprawdziliśmy również, czy oprócz różnic w średnich wynikach poszczególnych podwymiary między wyborcami różnych partii, wyniki KPP przewidują bardziej globalne zjawisko – deklarowaną chęć głosowania na partie prawicowe. W tym celu przeprowadziliśmy dwie osobne serie analiz regresji logistycznej. W pierwszym kroku osoby badane zostały podzielone na wyborców partii prawicowych i nieprawicowych **pod względem kulturowym**: (1) wyborcy partii prawicowych i (0) partii nieprawicowych – zgodnie z podziałem partii z tabeli 8. Tak skonstruowana zmienna stanowiła zmienną zależną w sześciu modelach regresji logistycznej: zarówno każdy z czterech podwymiary, jak i dwa wymiary przekonań politycznych były traktowane jako zmienne niezależne w osobnych modelach. Miary dopasowania wszystkich sześciu modeli zawiera tabela 9, a wartości współczynników regresji tabela 10.

Tak więc zarówno wymiar kulturowy, jak i oba jego podwymiary (fundamentalizm religijny i ksenofobia) pozwalają różnicować osoby badane jako wyborców partii prawicowych pod względem kulturowym, natomiast wymiar ekonomiczny i jego podwymiary nie mają tutaj znaczenia. Wartości ilorazu szans  $Exp(B)$  w tabeli 10 wskazują, że wzrost wartości na podwymiarych fundamentalizmu religijnego lub ksenofobii o jedną jednostkę, ponad trzykrotnie zwiększa szansę oddania głosu na partię prawicową kulturowo. W przypadku całego wymiaru kulturowego wzrost ten jest prawie pięciokrotny. Powyższe wyniki przeliczone do poziomu przewidywanego przez model prawdopodobieństwa oddania głosu na partie prawicowe kulturowo zostały przedstawione zbiorczo na rysunku 1. Wykresy stworzono z wykorzystaniem pakietu *ggplot2* (Wickham, 2009). Wyniki te wskazują, że predyktorami sympatii politycznych osób badanych wobec partii podzielonych według programów dotyczących kwestii kulturowych, rzeczywiście są jedynie poglądy badanych na kwestie kulturowe, a nie ekonomiczne.

W drugim kroku osoby badane zostały przydzielone do grup wyborców partii prawicowych i nieprawicowych **pod względem ekonomicznym**: (1) wyborcy partii prawicowych i (0) partii nieprawicowych – zgodnie z tabelą 8. Podobnie jak poprzednio, tak skonstruowana zmienna stanowiła zmienną zależną w sześciu modelach regresji logistycznej, gdzie predyktorem był jeden z czterech zidentyfikowanych podwymiary przekonań politycznych oraz pełne wymiary. Miary dopasowania modeli zawiera tabela 11, a wartości współczynników tabela 12.

Tabela 9

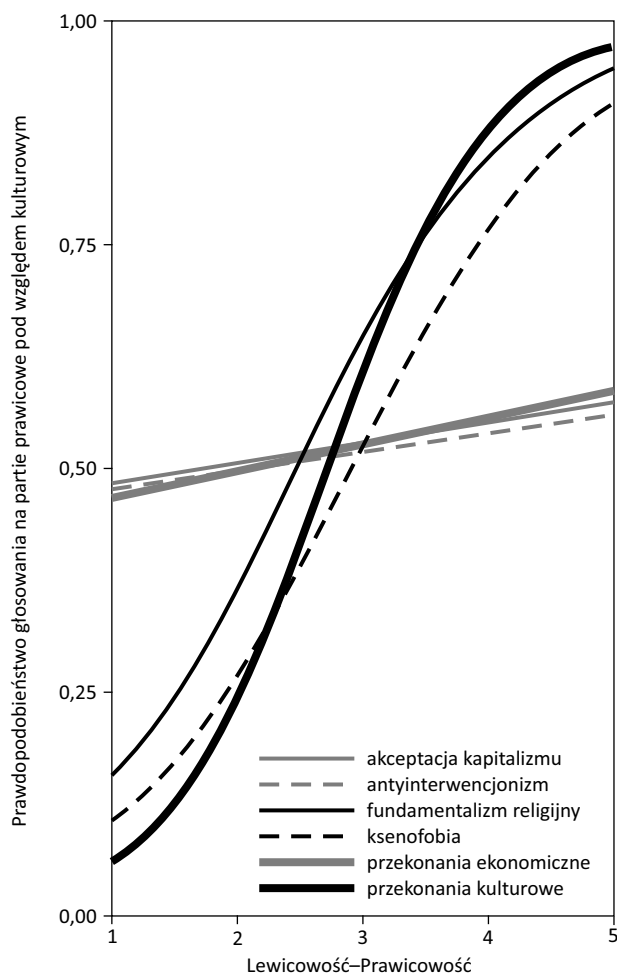
*Miary dopasowania sześciu modeli regresji logistycznej dla partii kategoryzowanych ze względu na program polityczny w kwestiach kulturowych*

Model	Wymiar/podwymiar	Logarytm wiarygodności	$R^2$ McFaddena
1	<b>Przekonania kulturowe</b>	-450,46	0,29
2	Fundamentalizm religijny	-497,38	0,21
3	Ksenofobia	-492,59	0,22
4	<b>Przekonania ekonomiczne</b>	-629,64	0,00
5	Akceptacja kapitalizmu	-629,86	0,00
6	Antyinterwencjonizm	-629,86	0,00

Tabela 10

Wartości współczynników sześciu modeli regresji logistycznej dla partii kategoryzowanych ze względu na program polityczny w kwestiach **kulturowych**

Model	Wymiar/podwymiar	B	Błąd std.	Wald	Df	p	Exp(B)
1	<b>Przekonania kulturowe</b>	1,57	0,10	227,73	(1, 908)	< 0,001	4,80
2	Fundamentalizm religijny	1,14	0,08	194,10	(1, 908)	< 0,001	3,12
3	Ksenofobia	1,10	0,08	197,65	(1, 908)	< 0,001	3,02
4	<b>Przekonania ekonomiczne</b>	0,12	0,09	1,60	(1, 908)	0,206	1,13
5	Akceptacja kapitalizmu	0,09	0,09	1,18	(1, 908)	0,278	1,10
6	Antyinterwencjonizm	0,08	0,08	1,17	(1, 908)	0,279	1,09



Rysunek 1. Prawdopodobieństwo oddania głosu na partię prawicowe pod względem **kulturowym** w zależności od wyników KPP.

Źródło: rysunki 1–2 opracowanie własne.

Odwrotnie niż poprzednio, większe znaczenie miały poglądy badanych na wymiarze ekonomicznym niż kulturowym. Wartości ilorazu szans  $Exp(B)$  w tabeli 12 wskazują, że wzrost wartości na podwymiarami akceptacji kapitalizmu, a także antyinterwencjonizmu, zwiększa szansę oddania głosu na partię prawicową ekonomicznie o 80%. W wypadku pełnego wymiaru przekonań ekonomicznych wzrost ten wynosi 133%. Wpływ podwymiara ksenofobii, jak i pełnego wymiaru przekonań kulturowych na sympatie partyjne okazał się istotny statystycznie (wzrost o jedną jednostkę na podwymiara ksenofobii zwiększa szansę oddania głosu na partię prawicową ekonomicznie o 33%, a na pełnym wymiarze przekonań kulturowych o 18%), jednak jest on zdecydowanie słabszy niż wpływ przekonań ekonomicznych. Powyższe wyniki przeliczone do poziomu

Tabela 11

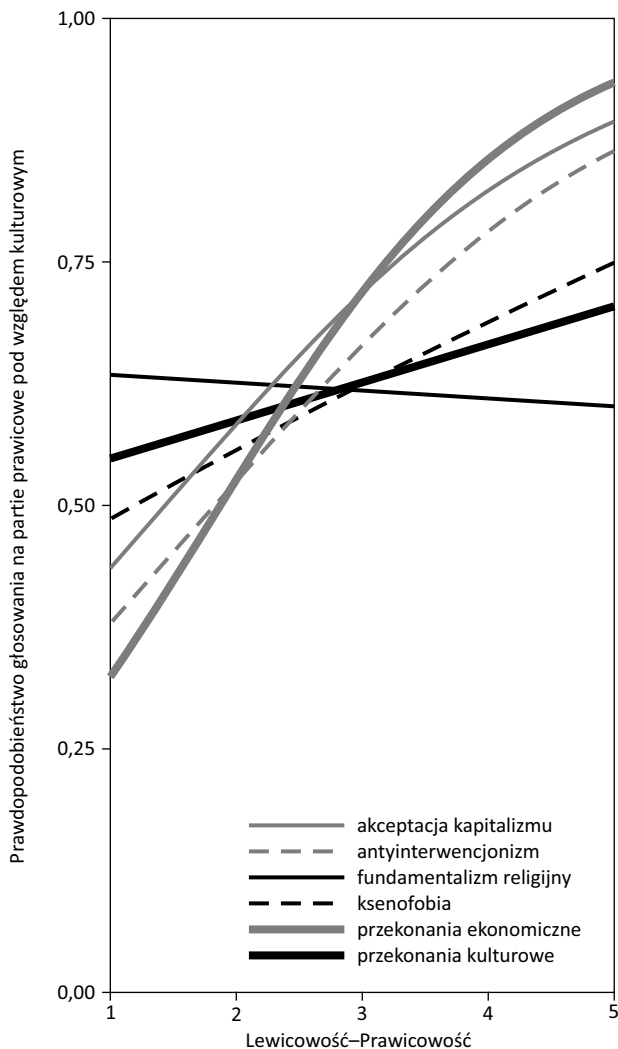
Miary dopasowania sześciu modeli regresji logistycznej dla partii kategoryzowanych ze względu na program polityczny w kwestiach **ekonomicznych**

Model	Wymiar/podwymiar	Logarytm wiarygodności	$R^2$ McFaddena
1	Przekonania kulturowe	-601,24	0,01
2	Fundamentalizm religijny	-604,24	0,00
3	Ksenofobia	-592,49	0,02
4	Przekonania ekonomiczne	-572,31	0,05
5	Akceptacja kapitalizmu	-583,34	0,03
6	Antyinterwencjonizm	-579,60	0,04

Tabela 12

Wartości współczynników sześciu modeli regresji logistycznej, dla partii kategoryzowanych ze względu na program polityczny w kwestiach **ekonomicznych**

Model	Wymiar/podwymiar	B	Błąd std.	Wald	Df	p	Exp(B)
1	Przekonania kulturowe	0,17	0,07	6,27	(1, 908)	0,012	1,18
2	Fundamentalizm religijny	-0,03	0,06	0,31	(1,908)	0,577	0,97
3	Ksenofobia	0,28	0,06	23,23	(1,908)	< 0,001	1,33
4	Przekonania ekonomiczne	0,85	0,11	55,76	(1, 908)	< 0,001	2,33
5	Akceptacja kapitalizmu	0,60	0,10	38,68	(1,908)	< 0,001	1,82
6	Antyinterwencjonizm	0,59	0,09	44,92	(1,908)	< 0,001	1,80



Rysunek 2. Prawdopodobieństwo oddania głosu na partie prawicowe pod względem **ekonomicznym** w zależności od wyników KPP.

przewidywanego przez model prawdopodobieństwa oddania głosu na partie prawicowe ekonomicznie zostały przedstawione zbiorczo na rysunku 2.

Podsumowując, uzyskane wyniki świadczą o trafności kryterialnej KPP. Poglądy osób badanych w kwestiach kulturowych, ale nie ekonomicznych, pozwalają przewidywać ich deklarowane wybory polityczne, jeśli partie zostaną podzielone pod względem ich programu w kwestiach kulturowych. Jeśli sytuacja ulega odwróceniu w przypadku podziału partii pod względem programu ekonomicznego: to przekonania ekonomiczne, a nie kulturowe badanych mają większe znaczenie w przewidywaniu ich sympatii politycznych.

### Rzetelność

**Homogeniczność skali.** W celu oceny homogeniczności skali obliczyliśmy współczynnik  $\alpha$  Cronbacha dla każdego z podwymiarów oraz dwóch wymiarów KPP (na wszystkich próbach z tabeli 1). Wartości współczynników alfa zawiera tabela 13. Przyjęło się uznawać skalę za homogeniczną,

Tabela 13

Wartości współczynników  $\alpha$  Cronbacha dla wymiarów i podwymiarów KPP

Wymiar/podwymiar	$\alpha$ Cronbacha	Liczba pozycji
<b>Przekonania kulturowe</b>	0,90	9
Fundamentalizm religijny	0,90	6
Ksenofobia	0,82	3
<b>Przekonania ekonomiczne</b>	0,83	10
Akceptacja kapitalizmu	0,54	3
Antyinterwencjonizm	0,84	7

jeżeli współczynnik  $\alpha$  jest wyższy niż 0,70 (Lance, Butts, Michels, 2006). Na podstawie tego kryterium można uznać, że wymiar przekonań kulturowych, jego oba podwymiary oraz wymiar przekonań ekonomicznych i jego podwymiar antyinterwencjonizmu osiągnęły zadowalający poziom homogeniczności. Kwestia niskich wartości  $\alpha$  w przypadku podwymiary akceptacji kapitalizmu będzie podjęta w dyskusji.

**Stabilność bezwzględna.** W celu oceny rzetelności narzędzia zastosowano metodę oceny stabilności bezwzględnej, tzw. test-retest (np. Jankowski, Zajenkowski, 2009). W pierwszej fali badania przebadano 384 osoby (jest to próba numer 7 opisana w tabeli 1). Miesiąc później, 105 osób ponownie wypełniło kwestionariusz (93 kobiety, wiek  $M = 22,73$ ;  $SD = 3,64$ ).

W pierwszym kroku sprawdziliśmy, czy spełnione jest założenie o równości średnich pomiędzy pierwszym, a drugim pomiarem. W tym celu przeprowadziliśmy analizę wariancji w schemacie wewnątrzgrupowym 2 (moment pomiaru: pierwszy – drugi)  $\times$  4 (podwymiar: fundamentalizm religijny – ksenofobia – akceptacja kapitalizmu – antyinterwencjonizm). Jedynie efekt główny podwymiary był istotny statystycznie,  $F(3, 309) = 12,06$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,11$ . Zarówno efekt główny momentu pomiaru, jak i interakcja pomiędzy momentem pomiaru a podwymiarami kwestionariusza były nieistotne statystycznie  $F < 1$ . Ponadto przeprowadziliśmy ten sam rodzaj analiz dla pełnych

wymiarów przekonań kulturowych i przekonań ekonomicznych. Analiza wariancji była ponownie przeprowadzona w schemacie wewnątrzgrupowym 2 (moment pomiaru: pierwszy – drugi)  $\times$  2 (podwymiar kulturowy – ekonomiczny). Ponownie jedynie efekt podwymiary kwestionariusza był istotny statystycznie  $F(1, 103) = 9,35$ ;  $p = 0,003$ ;  $\eta^2 = 0,08$ . Zarówno efekt momentu pomiaru, jak i interakcja momentu pomiaru z wymiarem okazały się nieistotne statystycznie  $F < 1$ . Stosowne wartości średnich przedstawia tabela 14.

Następnie sprawdziliśmy korelacje pomiędzy wynikami pierwszego i drugiego pomiaru. Wartości współczynników korelacji przedstawia tabela 14. Najsilniejsze korelacje wystąpiły dla fundamentalizmu religijnego, a nieco słabsze dla ksenofobii i akceptacji kapitalizmu. Jednak dla wszystkich badanych wymiarów i podwymiary korelacja pomiędzy wynikami uzyskanymi w pierwszym i drugim pomiarze okazała się silna ( $r > 0,80$ ). W związku z tym można przyjąć, że KPP cechuje się wysoką stabilnością bezwzględną.

**Dane i skrypty do analiz.** Zainteresowani czytelnicy mogą pobrać dane wykorzystane w powyższych analizach jak również skrypty  $R$  do obliczenia confirmacyjnej analizy czynnikowej oraz regresji logistycznej. Dodatkowo udostępnione zostały skrypty do obliczenia wyników kwestionariusza oraz oceny jego podstawowych własności psychometrycznych. Dane wraz ze skryptami będą dostępne pod adresem: <http://cscs.edu.pl/kpp>.

## Dyskusja

W niniejszym artykule przedstawiliśmy dowody na trafność i rzetelność KPP. Wykazaliśmy trafność teoretyczną kwestionariusza za pomocą confirmacyjnej analizy czynnikowej, korelacji wymiarów kwestionariusza z innymi miarami oraz moderacji siły i kierunku korelacji wymiarów przekonań kulturowych i ekonomicznych przez stopień zainteresowania polityką. W confirmacyjnej analizie czynnikowej model najlepiej dopasowany do danych zakładał cztery podwymiary: fundamentalizm religijny, ksenofobię, akceptację kapitalizmu i antyinterwencjonizm. Pierwsze dwa podwymiary były ze sobą wysoko skorelowane, co interpretowaliśmy jako istnienie czynnika wyższego rzędu, jakim są przekonania dotyczące kwestii kulturowych. Podobnie było z dwoma ostatnimi podwymiarami: wysoką korelację akceptacji kapitalizmu z antyinterwencjonizmem interpretowaliśmy jako istnienie czynnika wyższego rzędu dotyczącego przekonań ekonomicznych.

Kolejnym dowodem na trafność KPP jest seria korelacji pomiędzy jego wymiarami i podwymiarami, a koncepcyjnie powiązаныmi konstruktami. Przekonania kulturowe korelowały pozytywnie z potrzebą poznawczego domknięcia,

Tabela 14

*Średnie, odchylenia standardowe i wartości współczynników korelacji  $r$ -Pearsona dla wymiarów i podwymiary KPP w pierwszym i drugim momencie pomiaru*

Wymiar/podwymiar	$M (SD)$		$r$ Pearsona
	Pomiar pierwszy	Pomiar drugi	
<b>Przekonania kulturowe</b>	2,91 (0,95)	2,89 (0,94)	0,91
Fundamentalizm religijny	2,71 (1,13)	2,72 (1,13)	0,95
Ksenofobia	3,08 (1,07)	3,07 (1,06)	0,82
<b>Przekonania ekonomiczne</b>	2,51 (0,69)	2,62 (0,80)	0,97
Akceptacja kapitalizmu	2,29 (0,76)	2,35 (0,77)	0,82
Antyinterwencjonizm	2,75 (0,85)	2,73 (0,90)	0,91

Wszystkie korelacje są istotne statystycznie na poziomie  $p < 0,001$ .

prawicowym autorytaryzmem, religijnością oraz orientacją na dominację społeczną (podwymiar ksenofobii). Z kolei przekonania ekonomiczne korelowały ujemnie z potrzebą poznawczego domknięcia, a pozytywnie z orientacją na dominację społeczną. Dla wymiaru przekonań ekonomicznych uzyskaliśmy również kilka związków nieoczekiwanych. Po pierwsze, jedynie podwymiar antyinterwencjonizmu korelował ujemnie z potrzebą poznawczego domknięcia, a dla podwymiaru akceptacji kapitalizmu korelacja okazała się nieistotna. Wynik ten można interpretować w kategoriach zaproponowanych przez Malkę i in. (2014), według których potrzeba pewności jest związana z lewicowością, a nie prawicowością ekonomiczną. Dzieje się tak, ponieważ lewicowe postulaty zapewnienia ochrony materialnej dla mniej uprzywilejowanych są atrakcyjne dla osób z wysoką potrzebą bezpieczeństwa i pewności. Pozycje testowe podwymiaru antyinterwencjonizmu mierzą postawy wobec opiekuńczej roli państwa, i można przypuszczać, że właśnie dlatego uzyskana korelacja z potrzebą poznawczego domknięcia jest ujemna. Natomiast pozycje podwymiaru akceptacji kapitalizmu nie dotyczą opiekuńczej funkcji państwa, a raczej tego, jak państwo powinno traktować biznes i ludzi zamożnych. Sądzimy, że właśnie aspekt bezpieczeństwa jest odpowiedzialny za ujemną korelację potrzeby poznawczego domknięcia i antyinterwencjonizmu oraz brak takiej korelacji dla akceptacji kapitalizmu. Po drugie, podwymiar antyinterwencjonizmu koreluje ujemnie z religijnością. W tym wypadku nie mamy jasnej interpretacji uzyskanego wyniku. Jednak można próbować wyjaśnić uzyskany związek wspomnianym wcześniej etosem Solidarności, który charakteryzował się wysoką religijnością, a jednocześnie lewicowością ekonomiczną (to wyjaśnienie jest formułowane *post hoc* i należy je traktować z dużą ostrożnością). Po trzecie, prawicowy autorytaryzm korelował pozytywnie z akceptacją kapitalizmu, a negatywnie z antyinterwencjonizmem. W tym wypadku również brakuje nam postawionej *a priori* hipotezy i kwestia ta wymaga kolejnych badań. Jednak zdecydowana większość zaprezentowanych korelacji między podwymiarami KPP a innymi miarami okazała się spójna z hipotezami, co w naszej opinii jest przekonującym dowodem na trafność KPP.

Ostatnim dowodem na trafność teoretyczną narzędzia jest zależność siły i kierunku korelacji przekonań kulturowych i ekonomicznych od poziomu zainteresowania polityką. Wykazaliśmy, że przy niskim poziomie zainteresowania polityką korelacja ta jest ujemna, przy poziomie umiarkowanym – zerowa, zaś przy poziomie wysokim – pozytywna. Jest to wynik zgodny z przedstawioną we wstępie teorią (np. Feldman, Johnston, 2014; Hamill i in., 1985).

KPP cechuje też wysoka trafność kryterialna, gdyż jego wyniki pozwalają przewidzieć deklarowane wybory

polityczne. Kiedy partie były podzielone pod względem kulturowym, jedynie przekonania kulturowe miały istotny wpływ na deklarowane sympatie partyjne. Odwrotnie było w przypadku podziału partii pod względem ekonomicznym – silniejszymi predyktorami preferencji wyborczych były przekonania ekonomiczne. Uzyskane wyniki świadczą również o tym, że polską scenę polityczną, jak również elektorat należy charakteryzować z uwzględnieniem dwóch wymiarów przekonań: kulturowych i ekonomicznych.

Przedstawiliśmy też argumenty na rzecz rzetelności kwestionariusza. Pokazaliśmy wyniki świadczące o akceptowalnym poziomie homogeniczności skali dla wymiaru przekonań kulturowych oraz ekonomicznych, obu podwymiary przekonań kulturowych i podwymiaru antyinterwencjonizmu. Jednak podwymiar akceptacji kapitalizmu miał niskie wartości współczynnika  $\alpha$  Cronbacha. Chociaż współczynnik  $\alpha$  jest najczęściej pojawiającą się w publikacjach miarą rzetelności, badacze wskazują na jego dość ograniczoną użyteczność, zwłaszcza w przypadku bardzo małej bądź bardzo dużej liczby pozycji testowych (np. Sijtsma, 2009). Jednak, co istotniejsze, kwestionariusz charakteryzuje bardzo wysoka stabilność bezwzględna – na poziomie wyższym niż  $r = 0,80$ . W związku z tym przyjęliśmy, że kwestionariusz charakteryzuje zadowalającą rzetelność – zwłaszcza wymiaru przekonań kulturowych, nieco mniejsza, choć akceptowalna, dotyczy wymiaru przekonań ekonomicznych.

Podsumowując uzyskane wyniki w kwestii rzetelności KPP, można stwierdzić, że wymiar przekonań ekonomicznych jest nieco mniej stabilną i przewidywalną miarą niż wymiar przekonań kulturowych. Jest to jednak prawdopodobnie również efekt tego, że przekonania ekonomiczne Polaków są mniej skryształizowane niż te, które dotyczą kwestii kulturowych. Istnieją badania pokazujące, że głównym predyktorem autoidentyfikacji badanych na wymiarze prawicowości–lewicowości są ich przekonania kulturowe, a nie ekonomiczne (Skarżyńska, Henne, 2011; Wójcik, Cislak, 2012). Kwestia ta wymaga dalszych badań.

Prawdopodobnie przekonania polityczne dotyczące kwestii ekonomicznych, a przede wszystkim kulturowych, mogą wyrażać się w postaci różnych poglądów normatywnych, czyli dotyczących pożądanego sposobu organizacji życia społecznego. Konkretna treść tych poglądów zmienia się w zależności od kontekstu społecznego, doświadczeń historycznych i po prostu treści kultury. Na przykład w USA z powodów historycznych (stale rozszerzające się granice, słabość instytucji egzekwujących prawo) ważnym składnikiem prawicowości na wymiarze kulturowym jest postulat nieograniczonego dostępu obywateli do broni palnej, który to pogląd jest zupełnie marginalny dla prawicowości kulturowej w Polsce i innych krajach europejskich.

Z kolei koncept religii państwowej, tak kluczowy dla prawicowości kulturowej Polaków (ale także Anglików czy Rosjan z ich wielowiekowym doświadczeniem takiej religii), jest zupełnie obcy Amerykanom czy Niemcom, gdyż w obu tych krajach w ciągu ostatnich setek lat nie było dominacji jednego wyznania. Interwencjonizm państwa jest zdecydowanie obcy Amerykanom (USA jest chyba jedynym krajem wysoko rozwiniętym bez zapewnionego prawem płatnego urlopu macierzyńskiego), choć oczywisty w Polsce i wielu innych krajach europejskich, gdzie socjalistyczny z genezy postulat państwa opiekuńczego tak dalece stał się elementem mainstreamu, że stracił konotacje polityczne. Podobnie stało się z innymi postulatami, które zostały w naszej kulturze przyjęte tak powszechnie, że przestały różnicować ludzkie poglądy, choć wcale nie zawsze tak było (niezależność praw wyborczych od płci i statusu ekonomicznego, akceptacja pracy zawodowej zamężnych kobiet, odrzucenie klasowych uwarunkowań awansu w hierarchii militarnej i urzędniczej itd.).

Podsumowując, istnienie lewicowości–prawicowości na dwóch wymiarach – ekonomicznym i kulturowym – wydaje się zjawiskiem uniwersalnym w krajach szeroko pojętego Zachodu. Natomiast konkretna treść poglądów normatywnych wyrażających te dwa wymiary jest w pewnym stopniu uwarunkowana kulturowo i historycznie. Przedstawione tu badania sugerują, że we współczesnej Polsce prawicowość kulturowa wyraża się dwoma wiązkami poglądów – ksenofobią (niechęcią do zewnątrzpochodnych wzorców kulturowych) i fundamentalizmem religijnym (skłonnością do regulowania życia społecznego wedle wskazań polskiej odmiany katolicyzmu). Natomiast prawicowość ekonomiczna wyraża się dwoma innymi wiązkami poglądów – akceptacją kapitalizmu (ekonomicznego zróżnicowania jednostek i grup) oraz odrzuceniem interwencjonizmu państwowego (ekonomicznej opiekuńczości państwa, realizowanej za pomocą interwencji w gospodarce). Z powodu niereprezentatywnego charakteru badanych przez nas prób, ustalenia te należy traktować jedynie jako sugestie, a nie konkluzje. W chwili obecnej prowadzimy badania polskiej próby reprezentatywnej, które pozwolą odpowiedzieć na pytanie, jak dalece wyodrębnione przez nas podwymiary lewicowości–prawicowości oddają zróżnicowanie poglądów politycznych współczesnych Polaków. Pozwolą także zdiagnozować treść tych poglądów, czyli odpowiedzieć na pytanie, jak dalece poglądy Polaków są lewicowe–prawicowe w sensie ekonomicznym i kulturowym.

#### LITERATURA CYTOWANA

Amodio, D. M., Jost, J. T., Master, L., Yee, C. M. (2007). Neurocognitive correlates of liberalism and conservatism. *Nature Neuroscience*, 10, 1246–1247.

- Baldassarri, D., Gelman, A. (2008). Partisans without constraint: Political polarization and trends in American public opinion. *American Journal of Sociology*, 114, 408–446.
- Bartczuk, R. P., Wiechetek, M. P., Zarzycka, B. (2011). Skala Przekonań Postkrytycznych D. Hutsebauta. W: M. Jarosz (red.), *Psychologiczny pomiar religijności* (s. 201–230). Lublin: Towarzystwo Naukowe KUL.
- Bates, D., Maechler, M., Bolker, B., Walker, S. (2015). Fitting linear mixed-effects models using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67 (1), 1–48.
- Bobbio, N. (1996). *Left and right: The significance of a political distinction*. Chicago: University of Chicago Press.
- Boomsma, A. (2000). Teacher’s corner: Reporting analyses of covariance structures. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 7, 461–483.
- Boski, P. (1993). O dwóch wymiarach lewicy–prawicy na scenie politycznej i w wartościach politycznych polskich wyborców. W: J. Reykowski (red.), *Wartości i postawy Polaków a zmiany systemowe. Szkice z psychologii politycznej* (s. 49–100). Warszawa: Instytut Psychologii PAN.
- Browne, M. W., Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, 21, 230–258.
- Bryk, A. S., Raudenbush, W. (1992). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Thousand Oaks: Sage Publications Inc.
- Converse, P. E. (1964). New dimensions of meaning for cross-section sample-surveys in politics. *International Social Science Journal*, 6, 19–34.
- Duckitt, J. (2001). A dual-process cognitive-motivational theory of ideology and prejudice. *Advances in Experimental Social Psychology*, 33, 41–113.
- Duriez, B., Van Hiel, A., Kossowska, M. (2005). Authoritarianism and social dominance in Western and Eastern Europe: The importance of the sociopolitical context and of political interest and involvement. *Political Psychology*, 26, 299–320.
- Feldman, S., Johnston, C. (2014). Understanding the determinants of political ideology: Implications of structural complexity. *Political Psychology*, 35, 337–358.
- Golec de Zavala, A., Van Bergh, A. (2007). Need for cognitive closure and conservative political beliefs: Differential mediation by personal worldviews. *Political Psychology*, 28, 587–608.
- Hamill, R., Lodge, M., Blake, F. (1985). The breadth, depth, and utility of class, partisan, and ideological schemata. *American Journal of Political Science*, 29, 850–870.
- Hooper, D., Coughlan, J., Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6, 53–60.
- Hu, L. T., Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424–453.
- Hu, L. T., Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Hutsebaut, D. (1996). Post-critical belief a new approach to the religious attitude problem. *Journal of Empirical Theology*, 9, 48–66.

- Jankowski, K., Zajenkowski, M. (2009). Metody szacowania rzetelności pomiaru testem. W: K. Fronczyk (red.), *Psychometria. Podstawowe zagadnienia* (s. 84–110). Warszawa: Vizja Press & IT.
- Jost, J. T. (2006). The end of the end of ideology. *American Psychologist*, 61, 651–670.
- Jost, J. T., Federico, C. M., Napier, J. L. (2009). Political ideology: Its structure, functions, and elective affinities. *Annual Review of Psychology*, 60, 307–337.
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A. W., Sulloway, F. J. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129, 339–375.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Kossowska, M., Hiel, A. V. (2003). The relationship between need for closure and conservative beliefs in Western and Eastern Europe. *Political Psychology*, 24, 501–518.
- Kossowska, M., Szwed, P., Czernatowicz-Kukuczka, A. (2015). Nieopublikowany zbiór danych.
- Lance, C. E., Butts, M. M., Michels, L. C. (2006). The sources of four commonly reported cutoff criteria what did they really say? *Organizational Research Methods*, 9, 202–220.
- Lee, N., Cadogan, J. W. (2013). Problems with formative and higher-order reflective variables. *Journal of Business Research*, 66, 242–247.
- Malka, A., Soto, C. J., Inzlicht, M., Lelkes, Y. (2014). Do needs for security and certainty predict cultural and economic conservatism? A cross-national analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 106, 1031–1051.
- Messick, (1989). Meaning and values in test validation: The science and ethics of assessment. *Educational Researcher*, 18, 5–11.
- R Development Core Team (2008). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. ISBN 3–900051–07–0.
- Radkiewicz, P. (2011). Ile jest autorytaryzmu w prawicowym autorytaryzmie? Krytyka użyteczności narzędzia. *Psychologia Społeczna*, 6, 97–112.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1–36.
- Sagan, A. (2014). Analiza rzetelności skal w wielopoziomowych modelach pomiaru. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 336, 49–59.
- Sibley, C. G., Duckitt, J. (2008). Personality and prejudice: A meta-analysis and theoretical review. *Personality and Social Psychology Review*, 12, 248–279.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107–120.
- Skarżyńska, K. (2005). *Człowiek a polityka: zarys psychologii politycznej*, seria Wykłady z Psychologii, t. 13. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Skarżyńska, K., Henne, K. (2011). Lewicowość–prawicowość autoidentyfikacji politycznych a przekonania i kapitał społeczny – perspektywa psychologii politycznej. *Studia Socjologiczne*, 2, 85–108.
- Stenner, K. (2009). Three kinds of “conservatism”. *Psychological Inquiry*, 20, 142–159.
- Thorisdottir, H., Jost, J. T., Liviatan, I., ShROUT, P. E. (2007). Psychological needs and values underlying left-right political orientation: Cross-national evidence from Eastern and Western Europe. *Public Opinion Quarterly*, 71, 175–203.
- Wickham, H. (2009). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Winiewski, M., Jurczyszczyn, Ł., Bilewicz, M., Beneda, M. (2015). *Podłoże prawicowych preferencji wyborczych młodych Polaków*. Pobrane z: <http://cbu.psychologia.pl/uploads/images/foto/Pod%C5%82o%C5%BCe%20prawicowych%20preferencji%20wyborczych%20m%C5%82odych%20Polak%C3%B3w2.pdf> (1.07.2016).
- Wójcik, A., Cislak, A. (2012). Lewica i prawica: uwarunkowania auto-identyfikacji politycznych w krajach Europy Wschodniej i Zachodniej. W: A. Jasińska-Kania (red.), *Wartości i zmiany. Przemiany wartości społeczeństwa polskiego w procesie integracji europejskiej* (s. 262–281). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Wulff, D. M. (1991). *Psychology of religion: Classic and contemporary views*. Nowy Jork: John Wiley & Sons.



## ANEKS

**Skala Przekonań Politycznych**

Poniższe stwierdzenia dotyczą różnych kwestii społecznych. Prawdopodobnie w różnym stopniu zgadzasz się z nimi lub nie. Na skali pięciopunktowej proszę zaznaczyć stopień, w jakim zgadzasz się z danym twierdzeniem:

- 1 – zdecydowanie się **nie zgadzam**
- 2 – raczej się nie zgadzam
- 3 – nie mam zdania
- 4 – raczej się zgadzam
- 5 – zdecydowanie się **zgadzam**

1. Katolicyzm powinien być w Polsce religią państwową.
2. Najbogatsi płacą obecnie zbyt wysokie podatki.
3. Wartości chrześcijańskie powinny być w Polsce szczególnie chronione.
4. Duże różnice w dochodach są niezbędne do zapewnienia w Polsce dobrobytu.
5. Życie publiczne w Polsce powinno przebiegać zgodnie ze wskazaniami społecznej nauki Kościoła.
6. Gospodarka powinna być centralnie planowana przez państwo.
7. Polska powinna być przede wszystkim dla Polaków.
8. Państwo powinno zapewnić mieszkania dla wszystkich obywateli.
9. Życie poczęte powinno podlegać bezwzględnej ochronie prawnej.
10. Znaczna większość przemysłu państwowego powinna zostać sprzedana w prywatne ręce.
11. Prawo powinno dopuszczać przerywanie ciąży z powodu złej sytuacji życiowej kobiety.
12. Państwo powinno zapewnić bezpłatne szkolnictwo wyższe dla wszystkich, którzy chcą studiować.
13. Polska powinna być krajem bardziej katolickim.
14. Państwo powinno ograniczyć wzrost cen, jeżeli rosną one zbyt szybko.
15. Polska powinna bronić się przed zalewem wzorców obcych naszej kulturze narodowej.
16. Państwo powinno zapewnić pełne zatrudnienie dla wszystkich, którzy chcą pracować.
17. Państwo powinno zapewnić większą niż obecnie ochronę najbardziej niebezpiecznym.
18. Polska powinna wprowadzić ograniczenia dla obcokrajowców przybywających z Zachodu.
19. Związki zawodowe powinny odgrywać większą rolę.

Klucz

**Przekonania kulturowe:**

- Fundamentalizm religijny: 1, 3, 5, 9, 11\*, 13
- Ksenofobia: 5, 7, 18

**Przekonania ekonomiczne:**

- Akceptacja kapitalizmu: 2, 4, 10
- Antyinterwencjonizm: 6\*, 8\*, 12\*, 14\*, 16\*, 17\*, 19\*

\* oznacza pozycje wymagające odwrócenia przed obliczeniem średnich

**Sposób obliczania wyników**

Na KPP składa się 19 pozycji testowych. Wyniki w podwymiarach fundamentalizmu religijnego, ksenofobii, akceptacja kapitalizmu oraz antyinterwencjonizm otrzymuje się przez obliczenie średniej arytmetycznej z pozycji tworzących daną podskalę. Aby otrzymać wynik dla wymiarów przekonań kulturowych oraz przekonań ekonomicznych, należy uśrednić wyniki ze składających się na nie podwymiarów: fundamentalizmu religijnego i ksenofobii dla wymiaru przekonań kulturowych; akceptacji kapitalizmu i antyinterwencjonizmu dla wymiaru przekonań ekonomicznych. Skrypty do obliczania wyników są dostępne pod adresem <http://cscs.edu.pl/kpp>.

## *Political Beliefs Questionnaire: Psychometric properties*

Gabriela Czarnek<sup>1</sup>, Piotr Dragon<sup>1</sup>, Paulina Szwed<sup>1</sup>, Bogdan Wojciszke<sup>2</sup>

<sup>1</sup> *Institute of Psychology, Jagiellonian University*

<sup>2</sup> *SWPS University of Social Sciences and Humanities, Faculty in Sopot*

### **ABSTRACT**

The goal of this article is to present the psychometric properties of the *Political Beliefs Questionnaire*. It consists of four subdimensions: religious fundamentalism and xenophobia, which form the dimension of cultural beliefs; and acceptance of capitalism and anti-welfare, which form the dimension of economic beliefs. We present evidence for the validity of the questionnaire in identifying political beliefs on the right-left dimension. Analyses were performed on a set of multiple samples (total  $N = 1673$ ). Evidence for the theoretical validity was provided by confirmatory factor analysis, correlations with other – conceptually related – constructs, and a moderation of the strength and direction of the correlation between the cultural and economic beliefs dimensions by political sophistication. Concurrent validity of the questionnaire has been demonstrated based on the criterion of declared voting choices. The reliability of the questionnaire was evaluated based on a measure of homogeneity and absolute stability. The results indicate the good psychometric properties of *Political Beliefs Questionnaire*.

Keywords: *left- and right-wing beliefs, conservatism, political beliefs*

Złożono: 24.08.2016

Złożono poprawiony tekst: 9.10.2016

Zaakceptowano do druku: 10.10.2016