

PAWEŁ KOPYTEK*

Wydział Psychologii i Kognitywistyki UAM

ORCID: 0009-0000-8979-9135

Polska adaptacja kwestionariusza autorytaryzmu *Aggression-Submission-Conventionalism* Dunwoody'ego i Funkego¹

Polish Adaptation of the *Aggression-Submission-Conventionalism* Authoritarianism Questionnaire by Dunwoody and Funke

Kwestionariusz *Aggression-Submission-Conventionalism* opiera się na koncepcji autorytaryzmu Altemeyera. Przeprowadzono jego polską adaptację (ogólne $n = 298$) - sformułowane zostały polskie pozycje testowe, zbadana została struktura czynnikowa oraz związki podskal ze zmiennymi kryterialnymi. Testy hipotez zakończyły się częściowo pomyślnie. Struktura czynnikowa spełniła minimalne kryteria dopasowania jedynie po usunięciu niektórych pozycji testowych. Hipotezy dotyczące zmiennych kryterialnych zostały częściowo potwierdzone, jednak żadne wyniki nie były z nimi rażąco sprzeczne. Potwierdzenia trafności zbieżnej nie uzyskała podskala autorytarnej uległości - przyczyną były prawdopodobnie błędy metodologiczne. Wyciągnięte są wnioski, że teoria Altemeyera ma zastosowanie w polskim kontekście, jednak polska wersja kwestionariusza wymaga ulepszeń.

Słowa kluczowe: *adaptacja kulturowa, polska wersja, skala ASC, trafność teoretyczna*

The *Aggression-Submission-Conventionalism* scale is based on Altemeyer's theory of authoritarianism. Its Polish adaptation was conducted (total $n = 298$) - Polish items were formulated, the factor structure and the subscales' relationships with criterion variables were examined. Hypothesis tests were only partially successful. The factor structure met minimal criteria of fit only after the deletion of several items. Hypotheses relating to criterion variables were partially confirmed, however none of the results glaringly contradicted them. Convergent validity was not confirmed for the subscale of authoritarian submission – methodological errors were likely at fault. Conclusions are drawn that Altemeyer's theory is applicable in the Polish context, although the Polish version of the questionnaire requires upgrades.

Keywords: *cultural adaptation, Polish version, ASC scale, construct validity*

* Adres do korespondencji: pawel.kopytek1014@gmail.com.

¹ Dziękuję prof. dr. hab. Elżbiecie Hornowskiej za pomoc jako promotorowi pracy magisterskiej, na której oparty jest ten artykuł, oraz prof. dr. hab. Władysławowi Paluchowskiemu za uwagi dotyczące struktury tekstu.



Wprowadzenie teoretyczne

Artykuł ten opisuje prace nad wstępną polską adaptacją skali *Aggression-Submission-Conventionalism* (w skrócie ASC; Dunwoody i Funke, 2016) służącej do pomiaru autorytaryzmu. Impulsem dla psychologicznych badań nad autorytaryzmem była rosnąca popularność faszyzmu w Europie. Jego początki prześledzić można do lat 1880-tych i sojuszu nacjonalizmu z pewną odmianą socjalizmu przeciw wspólnym przeciwnikom – burżuazji i liberalnemu indywidualizmowi. Był to przede wszystkim kult siły i przemocy w imię państwa i jego autorytarnego przywódcy (Sternhell, 1976; 1987/1991). Pierwsze próby jego pomiaru podejmowane przez psychologów były stosunkowo nieskomplikowane. Pionierskie badania Stagnera (1936a; 1936b; Stagner i Katzoff, 1942) o wspólnym tytule *Postawy faszystowskie* (ang. *Fascist Attitudes*) opierały się na pomiarze poparcia dla idei zaczerpniętych z niemieckiej i włoskiej faszystowskiej propagandy. Na ich podstawie Edwards (1941) opracował własny, rozbudowany kwestionariusz postaw faszystowskich, który kilka lat później posłużył Adorno i współpracownikom (1950/1969, s. 109) w stworzeniu *Skali F* opisanej w bardzo głośnej publikacji o tytule *Osobowość autorytarna*.

Skala F (Adorno i in., 1950/1969, r. 7) miała mierzyć antydemokratyczne, faszystowskie tendencje - litera „F” pochodzi od „faszyzmu”. Autorzy, jak się zdaje, najbardziej skupili się na jego niemieckiej odmianie². Sama skala opierała się na pewnych założeniach zaczerpniętych z teorii psychoanalitycznej oraz na pozostałych skalach stworzonych przez autorów *Osobowości autorytarnej* mierzących antysemityzm oraz etnocentryzm. Miała ona opisywać nie tylko poparcie dla faszyzmu, ale również bardziej ukryte cechy osobowości z nim związane. Składała się ona z dziewięciu zmiennych, takich jak np. autorytarna uległość (bezkrytyczna postawa wobec autorytetów we własnej grupie), anti-intracepcja (niechęć do subiektywności, twórczości i wrażliwości), czy przesadność i stereotypowość (wiara we wpływ mistycznych sił na ludzkie życie i myślenie w sztywnych kategoriach). Mimo popularności badania nad nią posiadały jednak wiele wad (Hyman i Sheatsley, 1954; Shils, 1954; Altemeyer, 1981): od nadmiernego skupienia na politycznej prawicy i miarach uprzedzeń, poprzez podatność na skłonność do zgadzania się i brak lub wątpliwą jakość dowodów na związki z odpowiednimi zmiennymi kryterialnymi i postulowane mechanizmy, aż po brak potwierdzenia oczekiwanej struktury w analizie

² Świadczą o tym liczne odniesienia do nazizmu, którym nie towarzyszą odniesienia do pozostałych odmian, np. w rozdziale pierwszym bądź na stronach 229-241 (Adorno i in., 1950/1969), gdzie wyjaśniane są przesłanki stojące za treścią Skali F.

czynnikowej. O ile znaczna część krytyki dotyczącej skłonności do zgadzania się była metodologicznie wadliwa (Rorer, 1965), o tyle Altemeyer (1981, r. 2), za pomocą skrupulatnie skonstruowanych odwróconych pozycji, wykazał, że jest to jednak duży problem trapiący *Skalę F*.

Dotychczasowe podejścia do autorytaryzmu miały oprócz tego pewien wspólny problem – próbowały polityczne pojęcie faszyzmu uczynić pojęciem psychologicznym. Było to prawdopodobnie zadaniem niemożliwym. Takie kluczowe elementy wymieniane w koncepcjach faszyzmu jak np. antykomunizm (Payne, 1980) czy mit odrodzenia narodu (Griffin, 1991/1993) nie mają szansy stanowić stałych cech psychicznych leżących u podłoża autorytaryzmu, a wynikają raczej z czynników historycznych, które akurat kształtowały społeczny krajobraz. Z czasem pojęcie faszyzmu zostało zastąpione dużo bardziej uniwersalnym pojęciem autorytaryzmu.

Na podstawie analizy czynnikowej *Skali F* Altemeyer (1981) stworzył koncepcję prawicowego autorytaryzmu (ang. *right-wing authoritarianism*) oraz mierzącą go *Skalę prawicowego autorytaryzmu*. Prawicowy autorytaryzm opiera się na posłuszeństwie wobec zastanych autorytetów i władz i składa się z trzech pierwszych czynników *Skali F* – autorytarnej agresji, autorytarnej uległości i konwencjonalizmu – jest ona jednak jednoczynnikowa. Różni się od koncepcji lewicowego autorytaryzmu (Altemeyer, 1996, r. 9), która jest jego lustrzanym odbiciem – opiera się na posłuszeństwie wobec przywódców rewolucyjnych, przeciwnych tym społecznie ustanowionym. *Skala prawicowego autorytaryzmu* odznaczała się dobrą trafnością odnośnie m.in. zaufania do prezydenta, religijności, czy wysokości wstrząsów w paradygmacie Milgrama (Milgram, 1963). Christie (1991, s. 552), w przeglądzie skal autorytaryzmu, stwierdził, że „*Skala prawicowego autorytaryzmu* jest najlepszą obecnie miarą istoty tego, co próbowali zmierzyć autorzy [*Osobowości autorytarnej*]”³. Podobnie jak *Skala F* posiada ona jednak problemy: od wymieszania treści autorytarnych z treściami związanymi ze zwykłym ideologicznym konserwatyzmem (Feldman, 2003; Radkiewicz, 2011), poprzez zawarcie treści kilku czynników w tej samej pozycji testowej (Funke, 2005) - co poważnie utrudnia interpretację, ponieważ czynniki pokrywają się treściowo - aż po zakwestionowanie struktury czynnikowej (Mavor i in., 2010; 2011).

W odpowiedzi na powyższe trudności Funke (2005) wyselekcjonował 12 pozycji ze *Skali prawicowego autorytaryzmu* i utworzył z nich *Skalę RWA³D* o trzech podskalach, które

3 Tłumaczenie własne.

nie pokrywały się pod względem treści. Odznaczała się ona pewnym stopniem trafności, dalsze badania przyniosły jednak kolejne narzędzie – skalę ASC (Dunwoody i Funke, 2016). Jej pozycje testowe zostały sformułowane od nowa na podstawie teorii Altemeyera, nie są one więc nacechowane ideologicznie. Podobnie jak *RWA^{3D}* posiada również trzy odrębne treściowo wymiary (nazwa skali ASC pochodzi od nazw jej podskal – *Agresji*, *Uległości* i *Konwencjonalizmu*). Skala ASC doczekała się tłumaczeń na język rosyjski (Grigoryev i in., 2022) i hiszpański (Fasce i Avendaño, 2022).

Badanie własne

Zmienne oraz hipotezy

Hipotezy sformułowane są w taki sposób, aby ich potwierdzenie oznaczało odtworzenie wniosków z oryginalnych badań nad skalą ASC (Dunwoody i Funke, 2016; Dunwoody i Plane, 2019) oraz aby oznaczało zgodność zaadaptowanej skali ASC z trójczynnikiem modelem autorytaryzmu na podstawie teorii Altemeyera. Obecnemu badaniu przyświecają zatem dwa cele – replikacja badań nad oryginalną skalą oraz zbadanie trafności teoretycznej jej polskiej wersji. O ile pokrywają się one w znacznym stopniu, o tyle drugi z nich sprawia, że stawiane tu hipotezy zostaną rozbudowane w porównaniu do tych obecnych w oryginalnych badaniach.

Pojęcie autorytaryzmu rozumiane jest tutaj jako prawicowy autorytaryzm Altemeyera składający się z trzech czynników:

- (autorytarnej) agresji - agresywności wobec różnych osób postrzeganej jako usankcjonowana przez odpowiednie władze lub autorytety lub jako służąca ich umocnieniu,
- (autorytarnej) uległości - uległości wobec władz lub autorytetów uznawanych w danym społeczeństwie, postawy akceptacji wobec tego co mówią i robią,
- konwencjonalizmu – zaniechania wypracowania osobistej moralności na rzecz tradycyjnych norm uznawanych w danym społeczeństwie i afirmowanych przez władze lub autorytety (Altemeyer, 1981, s. 147-155).

Poprzez „władze lub autorytety” rozumiane są tu osoby, które posiadają prawny lub moralny autorytet. Mogą to być np. rodzice, księża, przedstawiciele rządu, ale również ratownicy czy kierowcy autobusu (Altemeyer, 1981, s. 151-152). Definicja prawicowego autorytaryzmu nie opiera się na prawicowości poglądów politycznych, lecz na psychologicznym

podporządkowywaniu się władzom i autorytetom we własnym życiu, co Altemeyer nazywa psychologicznie pravicowym (Altemeyer, 1996, s. 9-10). Mierzony jest za pomocą skali ASC (Dunwoody i Funke, 2016).

Dunwoody i Funke (2016) sprawdzili strukturę czynnikową skali ASC za pomocą testu χ^2 oraz innych wskaźników dopasowania na podstawie kryteriów Hu i Bentlera (1999). Autorzy dochodzą do wniosku, że model trójczynnikiowy jest wystarczająco dokładny, w przeciwieństwie do jednoczynnikowego. Stawiana tu hipoteza zakłada więc powtórzenie tego wniosku.

Autorzy oryginalnych badań (Dunwoody i Funke, 2016) porównywali czynniki ASC pod kątem przewidywania zmiennych pewnych, nie posługiwali się jednak testami istotności różnic, zatem różnice między czynnikami zostały ocenione przez nich w większości przypadków intuicyjnie. Formułując hipotezy na podstawie ich badań posłużyłem się w większości przypadków identyczną metodą. W niektórych przypadkach podane były jednak korelacje podskal ASC między sobą, możliwe więc było obliczenie istotności różnic między korelacjami w programie SPSS metodą dla korelacji zależnych za pomocą kodu podanego przez International Business Machines Corporation (IBM, 2020a). Niestety, liczebności prób podane były nieprecyzyjnie, ponieważ autorzy zastosowali wiele różnych kwestionariuszy a nie wszystkie osoby odpowiedziały na wszystkie pozycje testowe – liczebności podane są więc w formie przedziałów (Dunwoody i Funke, 2016, tabela 3, tabela 4). Ponieważ obie wspomniane tabele podają inne przedziały zarówno dla próby studentów, jak i rodziców, wybrany dla każdej próby został najwyższy przedział, a następnie za liczebność próby uznana została jego środkowa wartość. Tak więc dla próby studentów liczebność próby przyjęta została za równą 160 (zaokrąglone 159,5), a dla próby rodziców za równą 97. Obliczenie istotności różnic możliwe było jedynie dla korelacji podskal ASC z orientacją na dominację społeczną (ang. *social dominance orientation*) oraz z religijnością.

Do różnic między podskalami ASC w oryginalnych badaniach zostały dopasowane hipotezy, które testowane są w obecnym badaniu za pomocą wspomnianych testów istotności różnic. Zastosowane będą analizy korelacji, regresji liniowej oraz regresji logistycznej – zastosowanie regresji logistycznej podyktowane było moją własną decyzją, natomiast pozostałe dwie metody odtwarzają metody użyte przez autorów oryginalnych badań. Porównywane będą miary siły związku z daną zmienną kryterialną dla trzech podskal ASC. Stawiana jest również ogólna hipoteza wspólna dla regresji liniowych oraz logistycznych – wśród różnych zmiennych kryterialnych każda podskala ASC powinna być istotna statystycznie w przynajmniej jednym modelu regresji. Oznaczać to będzie, że każda z

podskal jest w jakimś stopniu potrzebna do wyjaśnienia związków autorytaryzmu z różnymi zmiennymi kryterialnymi. Omówione zostaną teraz poszczególne zmienne kryterialne oraz związane z nimi hipotezy.

Orientacja na dominację społeczną (ang. *social dominance orientation*) to preferencja nierównych, hierarchicznych relacji między grupami społecznymi. Jest ona podstawą teorii dominacji społecznej (Pratto, i in., 1994; Sidanius i Pratto, 1999), która postuluje, że poziom orientacji na dominację społeczną wpływa na akceptację przez jednostkę tzw. legitymizujących mitów (takich jak rasizm czy darwinizm społeczny) wyjaśniających to, jak działa świat oraz uzasadniających hierarchiczną (dyskryminacyjną) strukturę społeczeństwa. Konstrukc orientacji na dominację społeczną mierzony jest w obecnym badaniu za pomocą *Krótkiej skali orientacji na dominację społeczną* (Pratto i in., 2013).

W badaniu nad oryginalną skalą ASC (Dunwoody i Funke, 2016, tabela 5) orientacja na dominację społeczną zdaje się wykazywać największy związek z agresją. W tych próbach (mianowicie dwóch: studentów i rodziców), w których została użyta *Krótką skalą orientacji na dominację społeczną* (wykorzystana również w obecnym badaniu), dokładna wartość korelacji agresji z orientacją na dominację społeczną była wyższa od korelacji uległości i konwencjonalizmu z orientacją na dominację społeczną. Jedyna istotna statystycznie różnica wystąpiła jednak tylko pomiędzy korelacją agresji z orientacją na dominację społeczną a uległości z orientacją na dominację społeczną w próbie studentów ($t = 2,67$; $p = 0,008$).

Daje to podstawy, by oczekiwać większego związku orientacji na dominację społeczną z agresją niż z uległością, tym bardziej że próba studentów w badaniu Dunwoody'ego i Funkego (2016), w której odnotowano wspomnianą istotną różnicę, jest bardziej podobna do próby zebranej w obecnym badaniu niż próba rodziców, w której istotnych różnic nie było. Stawiana tu hipoteza jest ambitniejsza niż można wnioskować na podstawie powyższych informacji – przewidywany jest najwyższy związek orientacji na dominację społeczną z agresją, a zatem korelacja orientacji na dominację społeczną z agresją powinna być wyższa od korelacji orientacji na dominację społeczną z oboma pozostałymi czynnikami ASC, nie tylko z uległością. Jest to podyktowane tym, że taka hipoteza byłaby bardziej korzystna – jeśli zostałaby potwierdzona – dla trafności teoretycznej modelu trójczynnikowego. To dlatego, że przewidywanie zmiennej kryterialnej w najlepszy sposób wyraźnie przez jedną podskalę pomogłoby uzasadnić jej osobny charakter w modelu trójczynnikiem. Tak więc, biorąc pod uwagę układ związków w oryginalnym badaniu oraz oczekując jak największej odrębności czynnika agresji od pozostałych, stawiana tu hipoteza

zakłada wyższą (dodatnią) korelację agresji z orientacją na dominację społeczną niż uległości i konwencjonalizmu z orientacją na dominację społeczną.

Religijność jest to stopień, w jakim dana osoba uważa się za religijną bądź niereligijną. Zmienna ta wzorowana jest na podobnej zmiennej wykorzystanej przez Dunwoody'ego i Funkego (2016) – postawione osobie badanej pytanie brzmi: „Jak bardzo jest Pan/Pani religijny/a?”. Odpowiedź udzielana jest na 5-stopniowej skali. W badaniu nad oryginalną skalą ASC w każdej z prób religijność uzyskała najwyższy współczynnik korelacji z konwencjonalizmem (Dunwoody i Funke, 2016, tabela 5). Niestety w połowie tych prób istotność różnic pozostaje nieznana. W dwóch próbach (studentów oraz rodziców) spośród czterech, w których możliwe było obliczenie istotności różnic między współczynnikami korelacji, sytuacja wygląda identycznie, jak w przypadku orientacji na dominację społeczną. W próbie rodziców nie występują żadne istotne różnice między korelacjami, natomiast w próbie studentów – która bardziej przypomina próbę zebraną w obecnym badaniu – odnotowano tylko jedną istotną różnicę ($t = -2,29$; $p = 0,023$) pomiędzy korelacją religijności z agresją i religijności z konwencjonalizmem.

Nie jest to wystarczające do uzasadnienia hipotezy o wyższości korelacji konwencjonalizmu nad korelacjami obu pozostałych czynników ASC, lecz biorąc pod uwagę ciągłe uzyskiwanie przez konwencjonalizm najwyższych (choć w większości przypadków nie da się tego podeprzeć istotnością statystyczną) współczynników korelacji oraz stosując rozumowanie analogiczne jak w przypadku orientacji na dominację społeczną, można oczekiwać, że tym razem konwencjonalizm okaże się istotnie najlepszym predyktorem religijności. Hipoteza mówi zatem, że korelacja konwencjonalizmu z religijnością będzie dodatnia oraz wyższa od korelacji pozostałych czynników ASC z religijnością.

Przekonania postkrytyczne opierają się na modelu czterech podstawowych postaw wobec religii Wulffa (1991). Zawiera on dwa wymiary: (a) włączenie lub wyłączenie transcendencji - „stopień, w jakim obiektem religijnego zainteresowania jawnie dany jest udział w transcendentnej rzeczywistości lub, przeciwnie, w jakim ograniczone są one do procesów należących do zwyczajnego świata”; (b) rozumienie dosłowne lub symboliczne - „jak często wyrażenia wiary religijnej – przekonania, obrazy, czy rytuały – interpretowane są dosłownie bądź symbolicznie” (Wulff, 1991, s. 630-631)⁴. Dwa wymiary oznaczają istnienie czterech postaw:

4 Oba cytowane fragmenty są tłumaczeniami własnymi.

- dosłowna afirmacja (inaczej: ortodoksja)⁵ – wiara w dosłowne istnienie transcendentnej, religijnej rzeczywistości tak, jak jest ona opisana w religijnych tekstach;
- dosłowne zaprzeczenie (inaczej: krytyka zewnętrzna) – dosłowne rozumienie religii w połączeniu z zaprzeczeniem jej prawdziwości;
- symboliczne zaprzeczenie (inaczej: relatywizm) – zaprzeczenie prawdziwości transcendentnej rzeczywistości religijnej, lecz uznawanie ukrytego, symbolicznego znaczenia religijnych mitów i rytuałów odwołującego się jedynie do zwyczajnej rzeczywistości;
- symboliczna afirmacja (inaczej: wtórna naiwność) – wiara w transcendentną, religijną rzeczywistość po skonfrontowaniu się z wątpliwościami wobec niej, niedosłowne rozumienie idei religijnych w swój własny sposób (Duriez, i in., 2000; Hutsebaut, 1996; Wulff, 1991, s. 630-634).

Przekonania postkrytyczne mierzone są za pomocą *Skali przekonań postkrytycznych* (ang. *Post-Critical Belief Scale*, w skrócie PCBS; Duriez i in., 2000; Hutsebaut, 1996) w jej polskiej wersji (Bartczuk i in., 2011).

Ze skalą PCBS związane są dwie hipotezy. Jedna z nich odnosi się do wymiarów skali PCBS – w badaniu na polskiej próbie (Krok, 2011) zademonstrowane zostały pozytywne związki pomiędzy autorytaryzmem a wtórną naiwnością i ortodoksją oraz negatywne między autorytaryzmem a relatywizmem i krytyką zewnętrzną. Oznacza to, że pozytywnie z autorytaryzmem korelują obie podskale wiary, a negatywnie obie podskale niewiary, zatem związek z autorytaryzmem występuje jedynie na wymiarze wiary-niewiary, a nie na wymiarze dosłowności-symbolizmu. Fakt, że jest to polska próba ma duże znaczenie, ponieważ w badaniach zachodnich związki autorytaryzmu z postawami wobec religii były inne – podskale PCBS wykazywały związek z autorytaryzmem jedynie na wymiarze dosłowna wiara-symboliczna niewiara, tj. *Ortodoksja-Relatywizm*, gdzie *Ortodoksja* korelowała z autorytaryzmem dodatnio, a *Relatywizm* ujemnie (Duriez i Van Hiel, 2002), a badania z użyciem podobnych miar (najczęściej fundamentalizmu i tzw. religijnego poszukiwania) wykazują pozytywny związek autorytaryzmu z fundamentalizmem i negatywny z poszukiwaniem (Altemeyer i Hunsberger, 1992; Leak i Randall, 1995; Wink i in., 2007), co sugerowałoby związek na wymiarze dosłowność-symbolizm. Ustalenia Kroka

⁵ Nazwy podskal polskiej wersji *Skali przekonań postkrytycznych* (Bartczuk i in., 2011) są identyczne jak określenia w nawiasach.

(2011) mogą więc być specyficzne dla populacji polskiej. Badanie to ma jednak swoje wady – przede wszystkim nieznana jest jakość zastosowanej polskiej wersji *Skali prawicowego autorytaryzmu*, która przetłumaczona została z oryginału (Altemeyer, 1996) w ramach nieopublikowanej pracy magisterskiej (Prusik, 2001, za: Krok, 2011). Badania nad polską adaptacją skali PCBS również wskazują jednak, że obie podskale niewiary są korelacyjnie zwrócone przeciw obu podskalom wiary oraz że jest to charakterystyczne dla kontekstu polskiego (Bartczuk i in., 2011). Stanowi to wystarczający trop, aby sformułować hipotezę o przewidywanym związku autorytaryzmu ze skalą PCBS jedynie na wymiarze wiary-niewiary.

Drugą hipotezą związaną ze skalą PCBS jest hipoteza omówiona już w kontekście religijności – największy związek z religijnością powinien mieć konwencjonalizm. Ponieważ wymiar wiary-niewiary jest bardzo podobny do zmiennej religijności, można domyślać się, że za powyżej opisane związki autorytaryzmu z podskalami PCBS odpowiada konwencjonalizm. Ogólna hipoteza stanowi więc połączenie obu powyższych hipotez i zakłada, że najwyższy związek z wymiarem wiary-niewiary wykaże konwencjonalizm. Innymi słowy, przewidywana jest większa korelacja konwencjonalizmu niż agresji i uległości ze wszystkimi zmiennymi PCBS, a będzie ona dodatnia dla wtórnej naiwności i ortodoksji oraz ujemna dla relatywizmu i krytyki zewnętrznej.

Poparcie dla (hipotetycznego) rządu zdefiniowane jest jako różnica między poparciem dla hipotetycznego rządu koalicyjnego, który utworzyłaby najbardziej popierana przez osobę badaną partia z najmniej popieraną przez nią partią, a uśrednionym poparciem osoby badanej dla wspomnianych partii oddzielnie. Odnosi się ono do hipotetycznego rządu, ponieważ ma ono być miarą autorytarnej uległości, a rzeczywisty polski rząd jest konserwatywny, zatem poparcie dla rzeczywistego rządu byłoby bardziej miarą konwencjonalizmu. Operacjonalizacją poparcia dla rządu jest współczynnik uległości i wymaga następujących pozycji testowych:

- stopień zainteresowania polityką wyrażony na skali od 1 (*W ogóle nie śledzę polityki*) poprzez 3 (*Czasami zwracam uwagę na niektóre wydarzenia polityczne*) do 5 (*Codziennie słucham lub czytam aktualności ze świata polityki*);
- postawa wyrażona na skali od 1 (*Jestem im zdecydowanie przeciwny/a*) poprzez 4 (*Mam neutralne zdanie na ich temat*) do 7 (*Zdecydowanie ich popieram*) wobec następujących ugrupowań parlamentarnych: (a) Prawo i Sprawiedliwość (wraz z Solidarną Polską), (b) Koalicja Obywatelska (Platforma Obywatelska, Nowoczesna, Inicjatywa Polska, Zieloni), (c) Lewica (Nowa Lewica – dawniej SLD, Wiosna, Lewica Razem), (d) Konfederacja (KORWiN, Ruch Narodowy, Braun), (e) PSL, (f)

Polska 2050 Szymona Hołowni;

- dodatkowe pytanie o stosunek do ugrupowań parlamentarnych dające osobie badanej możliwość wpisania dodatkowego ugrupowania w wolne miejsce i ocenienia go na identycznej skali;
- Pytanie o stosunek do hipotetycznego rządu: „Założmy, że ugrupowanie, z którym Pan/Pani najbardziej sympatyzuje, utworzyło koalicję rządową (wspólny rząd) z ugrupowaniem, któremu jest Pan/Pani najbardziej przeciwny/a. Jaki byłby Pana/Pani stosunek do takiego rządu?”, po którym podana była wspomniana skala odpowiedzi.

Wynik dodatni wskazuje na uległość wobec rządu, ponieważ poparcie dla obu ugrupowań tworzących rząd jest wyższe niż średnie poparcie dla tych samych ugrupowań, gdy nie tworzą one rządu. Wynik ujemny wskazuje na przeciwieństwo uległości (nieposłuszeństwo) wobec rządu. Ważny wynik posiadały tylko osoby, które wystawiły jakimkolwiek ugrupowaniu ocenę powyżej środkowej, tzn. minimalnie ocenę 5. Jest to podyktowane tym, że możliwa jest sytuacja, w której ktoś, kto nie popiera żadnego ugrupowania, mógłby wystawić koalicijnemu rządowi wysoką ocenę, ponieważ miałby nadzieję, że dwa ugrupowania nawzajem hamowałyby swoje poczynania. Byłaby to jednak postawa antyrządowa, a nie uległość wobec rządu. Jeśli jakiemuś ugrupowaniu została wystawiona pozytywna ocena, ten problem nie jest już obecny. Analizowana będzie grupa osób o dużym zainteresowaniu polityką (odpowiedzi 4 i 5 w pytaniu o zainteresowanie) w celu wyeliminowania zakłóceń spowodowanych niezajomością tego, co reprezentują poszczególne ugrupowania.

W badaniu Dunwoody'ego i Funkego (2016) pytano osoby badane o to, jak bardzo ufają rządowi USA. Najwyższą korelację z tą miarą odnotowano dla uległości ($r = 0,30$), dla konwencjonalizmu była ona nieznacznie mniejsza ($r = 0,20$), a dla agresji nie osiągnęła istotności statystycznej (Dunwoody i Funke, 2016, tabela 5). Jak wspomniano wyżej, zadanie powyższego pytania w aktualnym polskim kontekście oznaczałoby pytanie o poparcie dla rządu prawicowego. W obecnym badaniu zastosowany został współczynnik uległości, który nie odnosi się do obecnego rządu, a do rządu hipotetycznego – powyższy problem jest zatem rozwiązany. Tak zoperacjonalizowane poparcie dla rządu powinno przede wszystkim wykazywać związek z uległością. Związki zaufania do rządu z konwencjonalizmem i agresją w badaniu Dunwoody'ego i Funkego wyglądały na niższe niż związek z uległością. Stawiana hipoteza mówi zatem, że korelacja uległości ze współczynnikiem uległości będzie dodatnia i wyższa niż agresji i konwencjonalizmu ze współczynnikiem uległości.

Ksenofobia jest to faworyzowanie narodowości polskiej i przekonanie, że jest ona lepsza w stosunku do innych, jest to również „niechęć do zewnątrzpochodnych wzorców kulturowych” (Czarnek i in., 2017, s. 219). Mierzona jest za pomocą podskali o tej samej nazwie zaczerpniętej z *Kwestionariusza przekonań politycznych* (w skrócie KPP; Czarnek i in., 2017). W badaniach nad oryginalną skalą ASC etnocentryzm (Dunwoody, Funke, 2016, tabela 6) wykazywał związek jedynie z agresją i konwencjonalizmem, z przewagą agresji. *Ksenofobia* zostanie wykorzystana do odtworzenia tych związków.

Hipoteza mówi zatem, że w modelu z ksenofobią jako zmienną kryterialną współczynnik β agresji powinien być dodatni i większy niż współczynniki β uległości i konwencjonalizmu. Miary rasizmu wobec osób czarnoskórych użyte przez Dunwoody'ego i Funkego (2016) nie są tu brane pod uwagę, ponieważ w mojej opinii, ze względu na historię osób czarnoskórych w Ameryce, anty-afroamerykański rasizm w USA może mieć zbyt specyficzny charakter, aby przenosić związane z nim wnioski na grunt polski.

Sprzeciw wobec nadużywania władzy przez policję oznacza stopień, w jakim osoba badana toleruje naruszanie wolności jednostki przez przedstawicieli policji w wysoce uznaniowy sposób. Podobne zmienne używane były przez Altemeyera (1981, s. 189-190, 228-229) oraz w badaniach nad oryginalną skalą ASC (Dunwoody i Funke, 2016, s. 599-600; Dunwoody i Plane, 2019, s. 209-210). Zoperacjonalizowany jest on za pomocą zmiennej historyjki. Są to krótkie opisy działań podejmowanych przez policję z ewidentną niekorzyścią dla pojedynczego obywatela i jego wolności i mogące budzić wątpliwość co do ich adekwatności do sytuacji. Częściowo stanowią one mój własny wytwór, a częściowo są oparte na źródłach opisujących nadużycia policji (Fundacja Panoptykon, 2021a, 2021b; Rzecznik Praw Obywatelskich, 2021). Bohaterowie historyjek są stworzeni tak, aby nie dało się jasno wywnioskować ich konwencjonalności lub poglądów politycznych – przedział czasowy, w jakim miały one mieć miejsce obejmuje zarówno rządy prawicowe, jak i lewicowe, a użyte sformułowania takie jak „marsze i manifestacje” są celowo niekonkretne. Osoba badana określa stopień nadużycia władzy na 5-stopniowej skali. Do obliczeń wykorzystana została suma odpowiedzi udzielonych na wszystkie trzy historyjki. Współczynnik alfa Cronbacha okazał się bardzo niski ($\alpha = 0,55$), co świadczy o dużym udziale błędu pomiaru i wynika z małej liczby pozycji testowych (Cortina, 1993). Średnia korelacja międzypozycyjna, która nie jest czuła na liczbę pozycji, osiągnęła jednak wartość 0,30. Mieści się więc w przedziale 0,20 – 0,40 zalecanym w literaturze (Briggs i Cheek, 1986, s. 115; Piedmont, 2014).

W badaniach nad oryginalną skalą ASC wykorzystana została zmienna

antydemokratyczne praktyki (Dunwoody i Funke, 2016; Dunwoody i Plane, 2019) – przedstawiały one pewne polityczne rozwiązania wymierzone w lub związane z pewnymi grupami społecznymi (głównie Muzułmanami, ale również Meksykanami i homoseksualistami). Niektóre z nich były całkiem podobne do wykorzystanych w obecnym badaniu, inne natomiast prawie wcale. Trudno jest wyselekcjonować jedynie te najbardziej pasujące do wykorzystanych w obecnym badaniu, nie zostało to więc zrobione. Zamiast tego predykcje sformułowane zostały na podstawie ich ogółu. Spośród antydemokratycznych praktyk z badania Dunwoody'ego i Plane'a (2019) wzięto pod uwagę tylko te pozycje, które nie informowały osób badanych, że antydemokratyczne praktyki zostały uznane przez sąd za niekonstytucyjne. Jest to podyktowane tym, że w obecnym badaniu historyjki również nie zawierają takiej informacji. W oryginalnych badaniach (Dunwoody i Funke, 2016; Dunwoody i Plane, 2019) największy związek z antydemokratycznymi praktykami wykazywały agresja oraz konwencjonalizm.

Stawiana tu hipoteza zakłada jednak najwyższy związek historyjek jedynie z agresją. Wynika to z tego, że antydemokratyczne praktyki stosowane w oryginalnych badaniach odnosiły się do niekonwencjonalnych grup społecznych, natomiast historyjki wykorzystane w obecnym badaniu nie robią tego. Z tego powodu można przypuszczać, że efekt konwencjonalizmu zostanie obniżony. Hipoteza mówi zatem, że w modelu z historyjkami jako zmienną kryterialną współczynnik β agresji powinien być ujemny (ponieważ historyjki mówią o sprzeczności wobec opisanych w nich sytuacji) i większy od współczynników β uległości i konwencjonalizmu.

Poglądy na sprawy społeczne to poglądy osoby badanej na szeroko rozumiane kwestie społeczne na spektrum lewicowość-prawicowość. Wzorowane są na podobnej zmiennej wykorzystanej przez Dunwoody'ego i Plane'a (2019). Pytanie główne brzmi: „Jakie są Pani/Pana ogólne poglądy?”, następnie jest ono rozdzielone na dwa wiersze, spośród których jeden mówi „W kwestiach społecznych” a drugi „W kwestiach ekonomicznych”. Odpowiedź udzielana jest na 7-stopniowej skali. Istotny jest tylko wiersz odnoszący się do poglądów społecznych, drugi natomiast nie podlega analizie i został wykorzystany jedynie, aby osoba badana odróżniła od niego poglądy społeczne.

Hipoteza związana z poglądami społecznymi odbiegać będzie od wyników otrzymanych przez Dunwoody'ego i Plane'a (2019, tabela 4). Otrzymali oni związki agresji i konwencjonalizmu (o podobnej wielkości) z konserwatyzmem i poparciem dla (konserwatywnej) Partii Republikańskiej. Uległość była nieistotnym statystycznie

predyktorem. Jest to z pewnością rezultat wskazujący na odrębną rolę czynników ASC w przewidywaniu konserwatyzmu (lub republikanizmu), jednak zważywszy na fakt, że konwencjonalizm jest w pewnym sensie zbiorem poglądów o charakterze konserwatywnym, wynik oznaczający równą rolę agresji i konwencjonalizmu nie wydaje się być satysfakcjonujący. Konwencjonalizm jest związany z konserwatyzmem w sposób mocno tautologiczny, podskala *Agresji* nie odnosi się natomiast do żadnych elementów konserwatyzmu. Konwencjonalizm powinien więc wykazywać większy związek z konserwatyzmem niż agresja. Hipoteza mówi zatem, że w modelu z poglądami społecznymi (gdzie wyższe wartości oznaczają bardziej prawicowe poglądy) jako zmienną kryterialną współczynnik β konwencjonalizmu powinien być dodatni i większy od współczynników β agresji i uległości.

Wartości w wychowaniu dziecka to najważniejsze wartości, jakich powinno nauczyć się dziecko zdaniem osoby badanej. Mierzone są za pomocą jednej pozycji testowej. Jest ona zaczerpnięta z polskiej wersji World Values Survey przygotowanej przez Centrum Badania Opinii Publicznej (2012). Wymienione jest wiele wartości, których dziecko, zdaniem osoby badanej, powinno się nauczyć. Liczą się jednak tylko trzy - posłuszeństwo, religijność i wyobraźnia. Jeśli osoba badana zaznaczyła odpowiedź „wyobraźnia”, zmienna wartość-wyobraźnia przyjmuje w jej przypadku wartość 1, jeśli nie, przyjmuje wartość 0. Analogicznie z pozostałymi dwiema wartościami. Osoby, które zaznaczyły więcej niż jedną spośród powyższych trzech odpowiedzi były wykluczone z analizy. Wynikało to z niepewności co do interpretacji wyników tych osób – wszystkie trzy wartości posiadają osobne hipotezy.

Hipoteza dotycząca wartości-wyobraźni nie jest oparta na wynikach uprzednich badań, opiera się jedynie na teorii Altemeyera (1996, s. 11), zgodnie z którą konwencjonalizm opiera się na rezygnacji z samodzielnego rozważania nad tym co jest moralne i niemoralne. Zamiast tego osoba konwencjonalna przyjmuje polecenia i zakazy przedstawione jej przez autorytety. Ponieważ wyobraźnia nieuchronnie prowadzi do rozważania alternatyw i też sprzecznych z zastaną sytuacją, w sferze moralnej powinna prowadzić do rozważania odstępstw od konwencjonalnej moralności. Osoby konwencjonalne mogą zatem być nastawione mało entuzjastycznie wobec rozwijania jej u dzieci. Stawiana tu hipoteza mówi zatem, że w modelu przewidującym wartość-wyobraźnię iloraz szans Konwencjonalizmu powinien być mniejszy od 1 oraz mniejszy niż ilorazy szans agresji i uległości. Hipoteza odnosząca się do wartości-religijności opiera się na omówionej wcześniej hipotezie dotyczącej religijności – konwencjonalizm powinien wykazywać najwyższy

związek z religijnością. Dalszym krokiem jest postawienie hipotezy, że osoby konwencjonalne powinny najbardziej chcieć, aby dzieci nabywały wiary religijnej. Tak więc w modelu przewidującym wartość-religijność iloraz szans konwencjonalizmu powinien być większy od 1 oraz większy niż ilorazy szans agresji i uległości. Z kolei autorytarna uległość, w teorii Altemeyera (s. 9), ma polegać na posłuszeństwie wobec autorytetu. Osoby o wysokiej autorytarnej uległości powinny zatem chcieć, aby dzieci uczyły się posłuszeństwa, tym bardziej że jednym z wymienionych przez niego autorytetów są właśnie rodzice w dzieciństwie. Hipoteza dotycząca wartości-posłuszeństwa mówi zatem, że w modelu przewidującym wartość-posłuszeństwo iloraz szans uległości powinien być dodatni oraz większy od ilorazów szans agresji i konwencjonalizmu.

Metoda i narzędzia

Rzetelność omawianych w tej sekcji narzędzi oceniona zostanie za pomocą współczynnika alfa Cronbacha, dla którego popularnie przyjmuje się minimalne kryterium 0,70. W przypadku krótkich miar mała liczba pozycji testowych powoduje obniżenie jego wartości (Cortina, 1993), dlatego użyta zostanie dodatkowo średnia korelacja międzypozycyjna, która podobnie jak współczynnik alfa jest miarą spójności wewnętrznej, nie jest jednak czuła na liczbę pozycji testowych. W literaturze (Briggs i Cheek, 1986, s. 115; Piedmont, 2014) pojawia się zalecany dla niej przedział od 0,20 do 0,40, jednak górna granica wydaje się dużo mniej problematyczna - oznacza ona duże pokrywanie się pozycji testowych w związku z czym reprezentują zbyt wąski konstrukt. Niespełnienie dolnej granicy oznaczałoby, że narzędzie nie mierzy w spójny sposób żadnego konstrukt.

Krótką skalę orientacji na dominację społeczną (Pratto i in., 2013) jest miarą jednowymiarową. Zawiera cztery pozycje testowe w postaci zdań twierdzących z 10-punktowymi skalami odpowiedzi. Współczynnik rzetelności alfa Cronbacha dla polskiej próby wyniósł 0,74 w badaniach autorów, co było jednym z wyższych wyników spośród prób ze wszystkich krajów przez nich uwzględnionych. W obecnym badaniu alfa wyniosła 0,74, a średnia korelacja międzypozycyjna była równa 0,42.

Podskala *Ksenofobii z Kwestionariusza przekonań politycznych* (w skrócie KPP; Czarnek i in., 2017), z racji bycia podskalą, jest jednowymiarowa. Liczy trzy pozycje testowe. Odpowiedzi zaznaczane są na 5-punktowej skali. W badaniach autorów współczynnik alfa Cronbacha dla tej podskali wyniósł 0,83 mimo tego, że składa się ona

zaledwie z trzech pozycji testowych, a współczynnik korelacji test-retest z odstępem jednego miesiąca wyniósł dla tej podskali 0,82. W obecnym badaniu alfa wyniosła 0,85, a średnia korelacja międzypozycyjna była równa 0,67 – wartości te są nadzwyczajnie wysokie.

Skala *Aggression-Submission-Conventionalism* (w skrócie: ASC; Dunwoody i Funke, 2016) składa się z trzech podskal – *Agresji*, *Uległości* i *Konwencjonalizmu* – zawierających po sześć pozycji testowych. W ramach obecnego badania została przetłumaczona na język polski (treść pozycji testowych w załączniku). Każda podskala liczy sześć pozycji testowych zbalansowanych pod względem kierunku odpowiedzi. Odpowiedzi zaznacza się na 7-stopniowej skali. Instrukcja dla osób badanych wyjaśnia rozumienie pojęcia autorytetu jako obejmującego m.in. rodziców, władze państwowe, pracodawców, przywódców religijnych.

Na podstawie badań autorów obawy dotyczące rzetelności mogą budzić podskale Uległości i Konwencjonalizmu. W obecnym badaniu wykazały one jednak dobrą rzetelność (tabela 1 oraz tabela 2). Skrócona wersja podskali *Agresji* w próbie drugiej nie spełniła kryterium dla alfy Cronbacha, spełniła jednak kryterium dla średniej korelacji międzypozycyjnej.

Tabela 1

Wartości współczynnika alfa Cronbacha dla skali Aggression-Submission-Conventionalism

Podskala ASC	Oryginalne badania ^a	Obecne badanie	
		Próba pierwsza ^b	Próba druga ^b
<i>Agresja</i>	0,77–0,88	0,77 / 0,76	0,71 / 0,67
<i>Uległość</i>	0,59–0,75	0,80 / 0,78	0,74 / 0,75
<i>Konwencjonalizm</i>	0,66–0,86	0,82 / 0,84	0,79 / 0,79

^a Na podstawie: Dunwoody i Funke (2016) oraz Dunwoody i Plane (2019). ^b Wartości podawane są w formie: [dla pełnej wersji skali] / [dla skróconej wersji skali].

Tabela 2

Wartości średniej korelacji międzypozycyjnej dla skali Aggression-Submission-Conventionalism w obecnym badaniu

Podskala ASC	Próba pierwsza ^a	Próba druga ^a
<i>Agresja</i>	0,36 / 0,45	0,30 / 0,34
<i>Uległość</i>	0,41 / 0,47	0,33 / 0,43
<i>Konwencjonalizm</i>	0,41 / 0,58	0,38 / 0,48

^a Wartości podawane są w formie: [dla pełnej wersji skali] / [dla skróconej wersji skali].

Skala przekonań postkrytycznych (ang. *Post-Critical Belief Scale*, w skrócie PCBS) wykorzystana tutaj jest polską adaptacją autorstwa Bartczuka i zespołu (2011). Podobnie jak oryginał (Duriez i in., 2000) składa się z czterech podskal – *Krytyki zewnętrznej*, *Relatywizmu*, *Ortodoksji* i *Wtórnej naiwności*. Każda z nich liczy po osiem pozycji, oprócz *Krytyki zewnętrznej*, która liczy ich dziewięć. Osoby badane udzielały odpowiedzi na 7-stopniowej skali. Badania autorów wskazują na znaczny udział błędu pomiaru w wynikach otrzymanych we wszystkich podskalach oprócz *Krytyki zewnętrznej*, jednak w obecnym badaniu jedyną podskalą, która nie spełniła kryteriów rzetelności jest *Relatywizm* (tabela 3).

Tabela 3

Rzetelność Skali przekonań postkrytycznych

Podskala PCBS	Alfa Cronbacha w oryginalnych badaniach ^a	Obecne badanie	
		Alfa Cronbacha	Średnia korelacja międzypozycyjna
<i>Wtórna naiwność</i>	0,53–0,79	0,83	0,36
<i>Ortodoksja</i>	0,50–0,83	0,85	0,40
<i>Relatywizm</i>	0,63–0,78	0,66	0,19
<i>Krytyka zewnętrzna</i>	0,84–0,89	0,88	0,44

^a Na podstawie: Bartczuk i in., (2011; 2013).

Procedura i opis próby

Proces badawczy rozpoczęto od przetłumaczenia pozycji testowych oryginalnego kwestionariusza ASC na język polski i skonsultowanie tłumaczenia z sędziami znającymi podstawy teorii Altemeyera – byli to studenci psychologii UAM znający język angielski na poziomie B2. Pilotaż zrozumiałości procedury odbył się z udziałem dwóch osób badanych z wykorzystaniem pierwszej ankiety – zostały one następnie wliczone do próby pierwszej. Poza korektą formy jednego z pytań (sformułowanie „Pan/Pani”) nie wprowadzono żadnych zmian. Pierwszy etap badania właściwego zrealizowany został w drugiej połowie roku 2021 (od czerwca do października włącznie) – wtedy zbierane były odpowiedzi do ankiety pierwszej. Drugi etap trwał na przełomie roku 2021 i 2022 (od grudnia do marca włącznie) – zbierane były wtedy odpowiedzi do ankiety drugiej. Badanie przeprowadzone było w pełni drogą internetową poprzez aplikację Google Forms. Pierwsza ankieta podzielona była na pięć części w następującej kolejności: 1) *Krótką skalę orientacji na dominację społeczną*, 2) podskala KPP *Ksenofobia*, 3) skala ASC, 4) *Skala przekonań postkrytycznych* (PCBS), 5)

historyjki, 6) dane demograficzne. Druga ankieta podzielona była na trzy części w kolejności: 1) skala ASC, 2) zainteresowanie polityką, stosunek do ugrupowań parlamentarnych, poglądy polityczne, stosunek do hipotetycznego rządu koalicyjnego, wartości w wychowaniu dziecka, religijność, 3) dane demograficzne. Świadoma zgoda udzielona była przez osoby badane na samym początku ankiety. Procedura debriefingu nie została zastosowana. Z uwagi na element fikcyjny obecny w historyjkach w ankiecie pierwszej (stanowią one połączenie historii pochodzących z rzeczywistych źródeł oraz elementów fikcyjnych) procedurę debriefingu należałoby uznać za wskazaną. Ewentualne przyszłe próby replikacji obecnego badania powinny taką procedurę zawierać.

Osoby badane w obu próbach były ochotnikami pochodzącymi z grup na platformie Facebook przeznaczonych do wypełniania ankiet internetowych. W obu próbach były to te same grupy internetowe. Oprócz tego, niewielka liczba osób (kilka) wypełniła ankiety po przekazaniu im ich przeze mnie poza platformą Facebook. W doborze próby rolę odegrała również metoda kuli śnieżnej, ponieważ niektórzy uczestnicy przekazywali ankiety innym osobom, które następnie je wypełniały. Proces ten nie był kontrolowany. Obie próby z pewnością nie są reprezentatywne dla ogółu populacji. Taki dobór próby podyktowany był brakiem środków do zebrania bardziej zróżnicowanej próby oraz ograniczeniami covidowymi. Pierwszą ankietę wypełniły 133 osoby, drugą wypełniło 180 osób. Po oczyszczeniu baz danych w pierwszej próbie pozostało 126 osób, a w drugiej 172 osoby.

Obie próby były podobne pod względem statystyk opisowych – większość stanowiły kobiety, mieszkańcy dużych miast oraz chrześcijanie, w obu próbach znaczną część stanowiły osoby z wyższym wykształceniem (tabela 4). W próbie pierwszej średnia wieku wyniosła 25,59 lat, (mediana 24), odchylenie standardowe wyniosło 5,49 (odchylenie przeciętne 3,82), w próbie drugiej średnia wieku wyniosła 24,38 lata (mediana 23), odchylenie standardowe wyniosło 5,73 (odchylenie przeciętne 3,30). W obu próbach rozkład wieku był silnie prawoskośny i kurtyczny. W próbie drugiej poglądy na kwestie społeczne były przeważająco lewicowe – na 7-stopniowej skali odpowiedzi 60,47% osób wybrało odpowiedzi poniżej środkowej (poglądy lewicowe), odpowiedzi powyżej środkowej (prawicowe) wybrało 13,37% osób, a odpowiedź środkową (centrowe) wybrało 26,16% osób. Każde ugrupowanie parlamentarne uzyskało więcej odpowiedzi negatywnych niż pozytywnych a miary tendencji centralnej w żadnym przypadku nie przekroczyły odpowiedzi środkowej. Różniły się one jednak stopniem ogólnej dezaprobaty – Prawo i Sprawiedliwość uzyskało medianę i dominantę równą 1 (*jestem im zdecydowanie przeciwny*), identycznie dla Konfederacji, Polskie Stronnictwo Ludowe uzyskało medianę równą 3 i dominantę równą 4

(*mam neutralne zdanie na ich temat*), pozostałe ugrupowania – Koalicja Obywatelska, Lewica oraz Polska 2050 – uzyskały medianę i dominantę równe 4.

Tabela 4

Pozostałe statystyki opisowe obu prób osób badanych

Kategoria	Próba pierwsza		Próba druga	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Płeć				
Kobieta	91	76,98	144	83,72
Mężczyzna	27	21,43	26	15,12
Inna	2	1,59	2	1,16
Miejsce zamieszkania ^a				
Duże miasto	78	61,90	92	53,49
Średnie miasto	13	10,32	31	18,02
Małe miasto	8	6,35	11	6,40
Wieś	27	21,43	38	22,09
Wyznanie				
Chrześcijaństwo	77	61,11	105	61,05
Brak	41	32,54	58	33,72
Inne	8	6,35	9	5,23
Wykształcenie				
Wyższe	76	60,32	80	46,51
Średnie	50	39,68	85	49,42
Podstawowe	—	—	7	4,07

Uwaga. Kreski w komórkach oznaczają, że dane nie zostały zebrane z powodu braku możliwej odpowiedzi w ankiecie.

^a Duże miasto – powyżej 100 tys. mieszkańców, średnie miasto – od 20 do 100 tys. mieszkańców, małe miasto – poniżej 20 tys. mieszkańców.

Wyniki

Analiza czynnikowa

W programie R przeprowadzona została confirmacyjna analiza czynnikowa (UCLA Statistical Consulting Group, b.d.) na skali ASC. Wykorzystano łączną próbę składającą się z próby pierwszej oraz drugiej – w sumie było to 298 osób badanych. Do oceny dopasowania wykorzystano test χ^2 oraz współczynniki *SRMR* (*standardised root mean squared residual*), *RMSEA* (*root mean squared error of approximation*) i *CFI* (*comparative fit index*) - są to cztery wskaźniki rekomendowane przy przeprowadzaniu confirmacyjnej analizy czynnikowej (Matsunaga, 2010, s. 108). Punkty odcięcia dla *SRMR*, *RMSEA* oraz *CFI* zostały wyznaczone za pomocą kalkulatora McNeisha i Wolf (2021) stworzonego na podstawie

metody Hu i Bentlera (1999). Opiera się on na symulowaniu zbiorów danych podobnych do empirycznego pod względem pewnych właściwości (np. liczebność próby, liczba pozycji testowych, korelacje między czynnikami), ale do części z nich dodane są dodatkowe, nieuwzględnione w modelu ładunki krzyżowe (sam model pozostaje niezmienny). Punkty odcięcia dostosowywane są tak, aby w symulowanych zbiorach danych pozwalały one błędnie zaakceptować nie więcej niż 5% źle dopasowanych modeli (nieuwzględniających dodanych ładunków krzyżowych) i błędnie odrzucić nie więcej niż 5% dobrze dopasowanych modeli (czyli takich, gdzie do danych nie były dodane ładunki krzyżowe i model poprawnie ich nie uwzględniał).

Początkowa analiza przyniosła niepomyślny rezultat. Test χ^2 wykazał istotność statystyczną ($\chi^2(132) = 523,35; p < 0,001$), co świadczy o tym, że model nie pasuje idealnie do danych w próbie. Nie stanowi to jednak problemu, jeśli spełnione są kryteria oznaczające jedynie przybliżone dopasowanie (McNeish i Wolf, 2021). Te jednak również nie zmieściły się nawet w granicach wyznaczonych dla wariantu z dwoma ładunkami krzyżowymi (tabela 5). Oznacza to, że dopasowanie modelu do danych jest gorsze niż gdyby polegało ono na nieuwzględnieniu w modelu dwóch rzeczywiście istniejących ładunków krzyżowych - jednego o (wystandaryzowanej) wielkości 0,36 i drugiego 0,37. Wartości te pochodzą stąd, że stosowany kalkulator wybiera jako wartości ładunków krzyżowych najniższe wartości ładunków w modelu – w tym przypadku są to pozycje U6 i A1 (tabela 6). Podsumowując, struktura czynnikowa polskiej wersji skali ASC odznacza się słabym poziomem dopasowania.

Tabela 5

Dynamiczne punkty odcięcia wskaźników dopasowania dla skali ASC (model trójczynnikowy)

Model	SRMR	RMSEA	CFI	Wielkość ładunku krzyżowego
1 ładunek krzyżowy	0,05	—	—	pierwszy: 0,36
2 ładunki krzyżowe	0,06	0,03	0,97	drugi: 0,37
Model empiryczny	0,09	0,10	0,77	

Uwaga. Punkty odcięcia obliczone kalkulatorem McNeisha i Wolf (2021). Kreski w komórkach tabeli oznaczają, że nie udało się ustalić punktów odcięcia na poziomie 5% fałszywych rozpoznań, ponieważ rozkłady wartości powyższych współczynników dla modeli dobrze dopasowanych i źle dopasowanych zbyt mocno na siebie nachodziły.

Tabela 6*Wystandardyzowane ładunki czynnikowe dla skali ASC (model trójczynnikowy)*

Pozycja testowa ^a	Agresja	Uległość	Konwencjonalizm
A1	0,37		
A2	0,70		
A3	0,60		
A4	0,48		
A5	0,66		
A6	0,57		
U1		0,72	
U2		0,75	
U3		0,52	
U4		0,74	
U5		0,46	
U6		0,36	
K1			0,70
K2			0,70
K3			0,43
K4			0,79
K5			0,70
K6			0,43

Uwaga. Korelacje (standaryzowane kowariancje) między czynnikami wyniosły: 0,66 dla agresji i uległości, 0,31 dla agresji i konwencjonalizmu oraz 0,31 dla uległości i konwencjonalizmu.

^a Nazwy pozycji testowych odpowiadają ich kolejności w oryginalnej skali ASC (Dunwoody i Funke, 2016), ich (polska) treść dostępna jest w załączniku.

Wykonane zostały również confirmacyjne analizy czynnikowe skróconych wersji powyższej skali – dopiero skrócenie każdego czynnika z sześciu pozycji testowych do czterech pozwoliło zmieścić się w wyznaczonych przedziałach. Test χ^2 ponownie wykazał istotność statystyczną ($\chi^2(51) = 146,05; p < 0,001$). Tym razem wskaźniki przybliżonego dopasowania zmieściły się jednak w granicach wyznaczonych dla wariantu z dwoma ładunkami krzyżowymi (tabela 7) – oznacza to, że model pasuje gorzej niż gdyby nie uwzględniał jednego ładunku krzyżowego o wielkości 0,44, ale lepiej niż gdyby nie uwzględniał dwóch ładunków krzyżowych o wielkościach 0,44 i 0,53. Poziom (nie)dopasowania jest zatem umiarkowany. Korelacje (standaryzowane kowariancje) między czynnikami wyniosły 0,74 dla agresji i uległości, 0,28 dla agresji i konwencjonalizmu oraz 0,23 dla uległości i konwencjonalizmu.

Tabela 7

*Dynamiczne punkty odcięcia wskaźników dopasowania dla skróconej wersji skali ASC
(model trójczynnikowy)*

Model	SRMR	RMSEA	CFI	Wielkość ładunku krzyżowego
1 ładunek krzyżowy	0,06	0,05	0,97	pierwszy: 0,44
2 ładunki krzyżowe	0,08	0,09	0,92	drugi: 0,53
Model empiryczny	0,07	0,08	0,92	

Uwaga. Punkty odcięcia obliczone kalkulatorem McNeisha i Wolf (2021).

Z podskali *Agresji* wykluczone zostały pozycje A1 i A4 (lista pozycji testowych znajduje się w załączniku). Trudno jest zrozumieć, dlaczego akurat te pozycje uzyskały najniższe ładunki czynnikowe – jedna z nich jest punktowana w kierunku zgadzania się, druga jest odwrócona, pod względem treści dużo bardziej podobna do pozycji A4 jest pozycja A5, jednak pozycja A5 ma drugi najwyższy ładunek w podskali *Agresji*. Do pozycji A1 z kolei bardziej podobna jest pozycja A2, która również mówi o stosowaniu siły wobec zagrożeń, jednak pozycja A2 uzyskała najwyższy ładunek w podskali *Agresji*. Pozycje A1 oraz A6, która uzyskała najniższy ładunek czynnikowy w skróconej podskali *Agresji*, są jedynymi, które nie zawierają wzmianki o instytucjach lub osobach posiadających władzę - mogłoby to tłumaczyć ich słaby wynik, jednak pozycja A4 zawiera taką wzmiankę a została wykluczona; poza tym policja, o której wspomina pozycja A3, jest instytucją posiadającą władzę, a pozycja A3 uzyskała ładunek niewiele większy od A6. Interpretacja związana z nieobecnością wzmianek o władzy nie jest więc przekonująca.

Z podskali *Uległości* wykluczone zostały pozycje U5 i U6. Obie te pozycje punktowane są w kierunku niezgadzania się, podobnie jak pozycja U3, która uzyskała najniższy ładunek spośród czterech pozostawionych w podskali *Uległości*. Prawdopodobnym wyjaśnieniem nie jest dobór słów w zakresie “przywódca”/”osoby sprawujące władzę” - obie wykluczone pozycje, jak również pozycja U3, używają sformułowania “osoby sprawujące władzę” a wysoko usytuowane pozycje U1 i U2 używają sformułowania “przywódca”, jednak tego pierwszego używa również pozycja U4, która posiada ładunek bardzo bliski U1 i U2. Ewentualne odmienne traktowanie przez osoby badane “przywódców” i “osób sprawujących władzę” nie wyjaśnia więc różnic w wielkościach ładunków czynnikowych. Jedynym punktem wspólnym wydaje się więc być kierunek punktacji pozycji.

Z podskali *Konwencjonalizmu* wykluczone zostały pozycje K3 i K6. Są to jedyne pozycje odnoszące się do “norm społecznych”, wszystkie pozostałe odnoszą się do “tradycji”. Obie one są również punktowane w kierunku zgadzania się, jednak jest to prawdą

również w przypadku pozycji K2, która uzyskała dużo wyższy ładunek czynnikowy. Możliwe, że normy społeczne są mniej zrozumiałym pojęciem niż tradycja, niekoniecznie dlatego, że jest bardziej subiektywne – tradycje odznaczają się dużą dozą arbitralności, tworzone są często retroaktywnie, pod wpływem aktualnych potrzeb społeczno-politycznych (Hobsbawm i Ranger, 1983/2012; Kończal, 2020) – ale z powodu mniejszej pewności, do czego się odnosi. Możliwe, że osoby badane nie wiedzą, czy sformułowanie “normy społeczne” odwołuje się np. do przechodzenia na pasach na zielonym świetle, a może do stosowania form grzecznościowych? Słowo “tradycja” ma natomiast wyraźniejsze zabarwienie polityczne – osoba badana założy raczej z góry, że nie chodzi o inne, bardziej błahe zastosowania pojęcia tradycji, np. kulinarne bądź dotyczące ubioru, ponieważ te wydają się zbyt absurdalne w kontekście kwestionariusza. Może to wyjaśniać, dlaczego pewne pozycje testowe mają niski ładunek czynnikowy a inne wysoki – pod warunkiem, że nie jest to dzieło przypadku. Biorąc pod uwagę wszystkie możliwe kombinacje różnych punktów wspólnych pomiędzy różnymi pozycjami testowymi, tego typu interpretacje, gdy wyniki są już znane, zawsze niosą ryzyko doszukiwania się iluzorycznych przyczyn w losowych zdarzeniach a przed przeprowadzeniem badania nie zostały postawione hipotezy odnośnie tego, które pozycje testowe wypadną lepiej, ani które wypadną gorzej.

Kalkulator McNeisha i Wolf (2021) w przypadku modeli jednoczynnikowych stosuje korelacje resztowe zamiast ładunków krzyżowych - niespełnienie kryteriów oznacza, że dopasowanie modelu do danych jest gorsze niż gdyby nie uwzględnił on korelacji resztowych o wartości 0,30 każdej pozycji testowej z inną pozycją testową. Dla 18 pozycji testowych pełnej wersji skali jest to zatem dziewięć nieuwzględnionych korelacji resztowych a dla wersji skróconej z 12 pozycjami (po usunięciu sześciu o najniższych ładunkach czynnikowych) jest to sześć korelacji resztowych. Model jednoczynnikowy nie spełnił żadnych kryteriów dopasowania (tabela 8). Test χ^2 wykazał istotność statystyczną w przypadku wersji pełnej ($\chi^2(135) = 966,49; p < 0,001$) oraz skróconej ($\chi^2(54) = 318,72; p < 0,001$). Struktura jednoczynnikowa polskiej wersji skali może więc zostać, podobnie jak w przypadku oryginału (Dunwoody i Funke, 2016), odrzucona.

Tabela 8

Dynamiczne punkty odcięcia wskaźników dopasowania dla skali ASC (model jednoczynnikowy)

Model	SRMR	RMSEA	CFI
9 nieuwzględnionych korelacji	0,06	0,07	0,84
Model empiryczny (wersja pełna)	0,13	0,14	0,50
6 nieuwzględnionych korelacji	0,06	0,08	0,88
Model empiryczny (wersja skrócona)	0,09	0,13	0,73

Uwaga. Punkty odcięcia obliczone kalkulatorem McNeisha i Wolf (2021). Dwa górne wiersze dotyczą skali pełnej a dwa dolne – skróconej.

Następujące analizy zostały przeprowadzone zarówno dla pełnej, jak i skróconej wersji skali. Domyślnie raportowane są wyniki dla pełnej wersji. Jeśli między obiema wersjami pojawiła się różnica wpływająca na istotność jakichkolwiek wyników, fakt ten jest wyraźnie zaznaczony. Większość analiz dla skróconej wersji skali została przeprowadzona w programie R, wyjątkiem są analizy regresji logistycznej oraz istotności różnic między współczynnikami korelacji – w ich przypadku wykorzystano program SPSS.

Korelacje

Ze względu na to, że rozkłady prawie wszystkich zmiennych odbiegały od normalnego, we wszystkich przypadkach zastosowano współczynnik korelacji rangowej Spearmana. Przedziały ufności (BCa) obliczono metodą bootstrap z 10 tys. próbek. Istotność różnic między współczynnikami korelacji została obliczona wspomnianą metodą dla korelacji zależnych.

Dla orientacji na dominację społeczną (tabela 9) najwyższą była korelacja z agresją – różnica z korelacją z uległością była statystycznie istotna ($t(125) = 2,80; p = 0,006$), podobnie różnica z korelacją z konwencjonalizmem ($t(125) = 4,25; p < 0,001$). Korelacje orientacji na dominację społeczną z uległością i konwencjonalizmem nie różniły się istotnie od siebie ($t(125) = 1,73; p = 0,087$). Powtórzenie analiz z wykorzystaniem skróconej wersji skali ASC sprawiło, że różnica między korelacją orientacji na dominację społeczną z agresją a korelacją orientacji na dominację społeczną z uległością utraciła istotność statystyczną pozostając jednak blisko jej progu ($t(125) = 1,92; p = 0,057$).

Tabela 9*Korelacje orientacji na dominację społeczną z czynnikami ASC*

Czynnik	$r_s(124)$	95% CI	p
Agresja	0,60	[0,48; 0,71]	< 0,001
Uległość	0,41	[0,26; 0,55]	< 0,001
Konwencjonalizm	0,25	[0,07; 0,41]	0,005

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Dla wtórnej naiwności (tabela 10) najwyższa była korelacja z konwencjonalizmem – różnica z korelacją z agresją była statystycznie istotna ($t(125) = 5,86$; $p < 0,001$), podobnie różnica z korelacją z uległością ($t(125) = 4,84$; $p < 0,001$). Korelacje wtórnej naiwności z agresją i uległością nie różniły się istotnie od siebie ($t(125) = 1,00$; $p = 0,319$). Jedyna duża zmiana w porównaniu ze skróconą skalą nastąpiła w korelacji z uległością - dla wersji pełnej była ona blisko progu istotności, jednak dla wersji skróconej była od niego bardzo daleka ($r_s(124) = 0,08$; 95% CI [-0,09; 0,25]; $p = 0,391$).

Tabela 10*Korelacje wtórnej naiwności z czynnikami ASC*

Czynnik	$r_s(124)$	95% CI	p
Agresja	0,08	[-0,01; 0,25]	0,361
Uległość	0,17	[-0,01; 0,34]	0,058
Konwencjonalizm	0,58	[0,44; 0,69]	< 0,001

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Dla ortodoksji (tabela 11) korelacje nie różniły się istotnie od siebie – korelacja ortodoksji z agresją nie różniła się istotnie od korelacji ortodoksji z uległością ($t(125) = 1,33$; $p = 0,187$), korelacja z agresją nie różniła się istotnie od korelacji z konwencjonalizmem ($t(125) = 0,52$; $p = 0,602$), a korelacja z uległością nie różniła się istotnie od korelacji z konwencjonalizmem ($t(125) = 0,62$; $p = 0,537$).

Tabela 11*Korelacje ortodoksji z czynnikami ASC*

Czynnik	$r_s(124)$	95% CI	p
Agresja	0,37	[0,21; 0,51]	< 0,001
Uległość	0,47	[0,32; 0,60]	< 0,001
Konwencjonalizm	0,41	[0,26; 0,55]	< 0,001

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Relatywizm jako jedyna z wykorzystanych miar odznaczył się niewystarczającą rzetelnością, nie przeszkodziło to jednak w uzyskaniu korelacji z podskalami ASC o bezsprzecznej istotności (tabela 12). Korelacje te nie różniły się istotnie od siebie – korelacja relatywizmu z agresją nie różniła się istotnie od korelacji relatywizmu z uległością ($t(125) = 0,39$; $p = 0,694$), korelacja z agresją nie różniła się istotnie od korelacji z konwencjonalizmem ($t(125) = 0,97$; $p = 0,336$), a korelacja z uległością nie różniła się istotnie od korelacji z konwencjonalizmem ($t(125) = 1,32$; $p = 0,189$).

Tabela 12*Korelacje relatywizmu z czynnikami ASC*

Czynnik	$r_s(124)$	95% CI	p
Agresja	-0,38	[-0,54; -0,20]	< 0,001
Uległość	-0,41	[-0,56; -0,24]	< 0,001
Konwencjonalizm	-0,29	[-0,44; -0,12]	0,001

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Dla krytyki zewnętrznej (tabela 13) najwyższa była korelacja z konwencjonalizmem – różnica z korelacją z agresją była istotna statystycznie ($t(125) = 5,17$; $p < 0,001$), podobnie różnica z korelacją z uległością ($t(125) = 3,905$; $p < 0,001$). Korelacje krytyki zewnętrznej z agresją i uległością nie różniły się istotnie od siebie ($t(125) = 1,31$; $p = 0,194$).

Tabela 13*Korelacje krytyki zewnętrznej z czynnikami ASC*

Czynnik	$r_s(124)$	95% CI	p
Agresja	-0,16	[-0,32; 0,02]	0,082
Uległość	-0,27	[-0,42; -0,09]	0,003
Konwencjonalizm	-0,59	[-0,71; -0,44]	< 0,001

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Dla religijności (tabela 14) najwyższe były korelacje z uległością i konwencjonalizmem – korelacja religijności z uległością różniła się istotnie od korelacji z agresją ($t(171) = 2,16$; $p = 0,032$), korelacja z konwencjonalizmem różniła się istotnie od korelacji z agresją ($t(171) = 2,897$; $p = 0,004$), natomiast korelacje z uległością i konwencjonalizmem nie różniły się istotnie od siebie ($t(171) = 0,97$; $p = 0,333$). Dla wersji skróconej pojawiły się dwie zmiany. Jedna z nich jest neutralna dla postawionych hipotez - różnica ($t(171) = -1,01$; $p = 0,315$) między korelacją religijności z agresją a korelacją

religijności z uległością utraciła istotność statystyczną. Istotność zyskała natomiast różnica ($t(171) = -2,21; p = 0,029$) między korelacją religijności z uległością a korelacją religijności z konwencjonalizmem – jest to na korzyść trafności teoretycznej.

Tabela 14

Korelacje religijności z czynnikami ASC

Czynnik	$r_s(170)$	95% CI	p
Agresja	0,21	[0,05; 0,36]	0,007
Uległość	0,38	[0,24; 0,52]	< 0,001
Konwencjonalizm	0,45	[0,32; 0,57]	< 0,001

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Analiza współczynnika uległości wymagała ograniczenia liczebności próby. Po usunięciu z puli wszystkich osób, które niepoprawnie wypełniły pozycje testowe oraz nie pasowały do omówionych założeń, pozostało jedynie 39 osób. Niestety, oprócz korelacji z konwencjonalizmem, żaden współczynnik korelacji nie osiągnął istotności statystycznej (tabela 15). Żadna różnica między współczynnikami korelacji nie osiągnęła istotności statystycznej. Korelacja współczynnika uległości z agresją nie różniła się istotnie od korelacji współczynnika uległości z uległością ($t(38) = 0,65; p = 0,517$), korelacja z agresją nie różniła się istotnie od korelacji z konwencjonalizmem ($t(38) = 0,26; p = 0,796$), korelacja z uległością nie różniła się istotnie od korelacji z konwencjonalizmem ($t(38) = 0,870; p = 0,389$). Jedyną wartą uwagi zmianą dla skróconej wersji skali było to, że korelacja z agresją ($r_s(37) = 0,22; 95\% \text{ CI } [-0,13; 0,51]; p = 0,178$) stała się zdecydowanie nieistotna statystycznie.

Tabela 15

Korelacje współczynnika uległości z czynnikami ASC

Czynnik	$r_s(37)$	95% CI	p
Agresja	0,32	[-0,05; 0,62]	0,051
Uległość	0,19	[-0,15; 0,51]	0,252
Konwencjonalizm	0,36	[0,05; 0,62]	0,024

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Regresje liniowe

Niektóre zmienne zostały przekształcone (pierwiastek kwadratowy) aby zbliżyć

rozkład reszt regresji do normalnego oraz wyeliminować heteroskedastyczność (IBM, 2020b) zgodnie z założeniami regresji liniowej (Glass i Hopkins, 1996, s. 180). Przedziały ufności zostały utworzone metodą bootstrap (BCa) z 10 tys. próbek. Istotność różnic między współczynnikami β została oszacowana w programie R metodą bootstrap z 10 tys. próbek poprzez wyśrodkowanie bootstrapowanych współczynników (tj. bootstrapowanych różnic między współczynnikami β) wokół zera poprzez odjęcie od każdego średniej rozkładu bootstrap (symuluje to rozkład różnic, jeśli hipoteza zerowa mówiąca o braku różnic jest prawdziwa), a następnie obliczenie proporcji wartości bezwzględnych bootstrapowanych współczynników większych od wartości bezwzględnej współczynnika uzyskanego empirycznie – proporcja ta stanowi dwustronną istotność różnicy między współczynnikami β .

W modelu z ksenofobią (tabela 16) wartości ksenofobii oraz agresji zostały przekształcone za pomocą pierwiastka kwadratowego. Agresja i konwencjonalizm spisały się lepiej od uległości – agresja różniła się istotnie ($p = 0,002$) od uległości i nie różniła się istotnie ($p = 0,119$) od konwencjonalizmu, uległość różniła się istotnie ($p = 0,021$) od konwencjonalizmu.

Tabela 16

Czynniki ASC przewidujące ksenofobię w regresji liniowej

Czynnik	β	95% CI	p
Agresja	0,46	[0,29; 0,66]	< 0,001
Uległość	-0,05	[-0,24; 0,10]	0,544
Konwencjonalizm	0,28	[0,13; 0,44]	< 0,001

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC. Skorygowane R^2 równe 0,33, model istotny na poziomie $p < 0,001$ ($F[3, 122] = 21,516$).

W modelu z historyjkami (tabela 17) wykorzystano pierwiastek kwadratowy ze zmiennych agresja oraz uległość. Agresja okazała się najlepszym predyktorem – różniła się istotnie ($p = 0,012$) od uległości oraz konwencjonalizmu ($p = 0,029$), uległość i konwencjonalizm nie różniły się od siebie ($p = 0,506$). Odnotowano jedną różnicę między pełną wersją skali ASC a skróconą. Istotność statystyczną utraciła ($p = 0,066$) różnica między związkiem historyjek z agresją a związkiem historyjek z konwencjonalizmem. Jest to zmiana na niekorzyść trafności teoretycznej.

Tabela 17*Czynniki ASC przewidujące historyjki w regresji liniowej*

Czynnik	β	95% CI	<i>p</i>
Agresja	-0,43	[-0,62; -0,25]	< 0,001
Uległość	-0,03	[-0,20; 0,17]	0,775
Konwencjonalizm	-0,12	[-0,30; 0,05]	0,155

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC. Skorygowane R^2 równe 0,23, model istotny na poziomie $p < 0,001$ ($F[3, 122] = 13,53$).

Zmienna poglądy społeczne została przekształcona za pomocą pierwiastka kwadratowego. Jedyną istotną różnicę odnotowano pomiędzy agresją i konwencjonalizmem (tabela 18) – agresja nie różniła się istotnie ($p = 0,375$) od uległości, agresja różniła się blisko granicy istotności ($p = 0,046$) od konwencjonalizmu, uległość nie różniła się istotnie ($p = 0,437$) od konwencjonalizmu. Powtórzenie analizy dla skróconej wersji skali przyniosło dwie zmiany. Istotność ($p = 0,040$) uległości w modelu zbliżyła się do progu odrzucenia nie przekraczając go. Oprócz tego istotność utraciła różnica ($p = 0,054$) między związkiem poglądów społecznych z agresją a związkiem poglądów społecznych z konwencjonalizmem. Jest to na niekorzyść trafności teoretycznej, istotność tej różnicy jest jednak blisko progu odrzucenia, co czyni jej kwestię niepewną.

Tabela 18*Podskale ASC przewidujące poglądy społeczne w regresji liniowej*

Czynnik	β	95% CI	<i>p</i>
Agresja	0,11	[-0,03; 0,26]	0,117
Uległość	0,23	[0,07; 0,40]	0,002
Konwencjonalizm	0,33	[0,19; 0,46]	< 0,001

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC. Skorygowane R^2 równe 0,25, model istotny na poziomie $p < 0,001$ ($F[3, 168] = 20,34$).

Regresje logistyczne⁶

Istotność różnic między ilorazami szans została oszacowana w programie R metodą bootstrap. Ze względu na dużą skośność (współczynniki skośności poniżej -99,00) rozkładów bootstrapowanych współczynników, do uzyskania istotności statystycznej nie wykorzystano metody opartej na średniej. Zastosowano wzór Altmana i Blanda (2011), który szacuje istotność na podstawie przedziałów ufności. Wykorzystano przedziały ufności dla

⁶ Kieruję podziękowania do dr Pawła Kleki z Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza za pomoc dotyczącą współczynników regresji logistycznej.

różnic między ilorazami szans otrzymane w programie R metodą bootstrap z 10 tys. próbek, obliczono je metodą BCa, która zawiera poprawkę na skośność rozkładu bootstrap. Podsumowanie predyktorów we wszystkich modelach znajduje się w tabeli 19.

Model regresji logistycznej z wartością-wyobraźnią nie osiągnął istotności statystycznej ($\chi^2 [3] = 3,81; p = 0,283$), R^2 Nagelkerkego było równe 0,03, wynik w teście Hosmera-Lemeshowa był nieistotny statystycznie ($\chi^2 [8] = 11,83; p = 0,159$). Wszystkie trzy predyktory osiągnęły wyniki nieistotne statystycznie, zatem różnice pomiędzy ich współczynnikami nie były obliczane.

Model regresji logistycznej z wartością-religijnością osiągnął istotność statystyczną na poziomie $p = 0,002$ ($\chi^2 [3] = 15,01$), R^2 Nagelkerkego równe 0,25 oraz nieistotny statystycznie wynik w teście Hosmera-Lemeshowa ($\chi^2 [8] = 4,64; p = 0,796$). Ilorazy szans wszystkich trzech predyktorów nie różniły się istotnie od siebie – agresja nie różniła się istotnie od uległości ($p = 0,870$), agresja nie różniła się istotnie od konwencjonalizmu ($p = 0,747$), uległość nie różniła się istotnie od konwencjonalizmu ($p = 0,595$).

Model regresji logistycznej z wartością-posłuszeństwem nie osiągnął istotności statystycznej ($\chi^2 [3] = 2,70; p = 0,440$), R^2 Nagelkerkego było równe 0,08, wynik testu Hosmera-Lemeshowa nie był istotny statystycznie ($\chi^2 [8] = 4,66; p = 0,798$). Wszystkie trzy predyktory okazały się statystycznie nieistotne – różnice między nimi nie były obliczane.

Tabela 19

Czynniki ASC przewidujące wartości w wychowaniu dziecka w regresji logistycznej

Czynnik ASC	Iloraz szans	95% CI	<i>p</i>
Wartość-wyobraźnia			
Agresja	0,10	[0,94; 1,06]	0,953
Uległość	0,99	[0,93; 1,06]	0,717
Konwencjonalizm	0,96	[0,91; 1,01]	0,107
Wartość-religijność			
Agresja	1,11	[0,98; 1,27]	0,097
Uległość	1,08	[0,95; 1,23]	0,242
Konwencjonalizm	1,16	[1,02; 1,31]	0,024
Wartość-posłuszeństwo			
Agresja	1,02	[0,87; 1,21]	0,788
Uległość	1,00	[0,83; 1,22]	0,990
Konwencjonalizm	1,13	[0,95; 1,35]	0,156

Uwaga. Wykorzystano pełne wersje podskal ASC.

Dyskusja

Struktura czynnikowa

Zgodnie z przewidywaniami model jednoczynnikowy nie spełnił żadnych kryteriów dopasowania (tabela 8), zostaje więc uznany za niemożliwy do zaakceptowania. Poziom niedopasowania dla struktury trójczynnikowej również jest zbyt duży (tabela 5), ale po skróceniu każdej podskali o dwie pozycje testowe poziom niedopasowania spada poniżej poziomu odpowiedniego dla nieuwzględnienia dwóch ładunków krzyżowych (tabela 7). Zastosowanie w obecnych analizach skróconej wersji skali sprawia, że pewne wyniki ulegają zmianie, jednak zmiany te są nieliczne. Struktura trójczynnikowa polskiej wersji skali nie jest więc tak dokładna, jak można było mieć nadzieję, wykazuje jednak duży potencjał. Przyszłe badania mogą doprowadzić do jej ulepszenia aż spełniać będzie bardziej rygorystyczne kryteria.

Pod względem powodów, jakie stoją za niedostatecznym dopasowaniem pełnej wersji skali ASC, czynniki agresji i uległości są prawdopodobnie zbyt mocno związane ze sobą. Może to być przejawem obecności nieuwzględnionych w modelu ładunków krzyżowych między nimi. Ich większa niezależność od siebie mogłaby pomóc uzyskać lepsze dopasowanie. Oprócz tego rozważania nad treścią wykluczonych pozycji testowych nie przynoszą jednoznacznych wniosków. W przypadku podskali *Agresji* trudno jest sformułować jakiegokolwiek. W przypadku podskali *Uległości* można się domyślać, że za obniżenie jej dokładności odpowiedzialna jest odwrotna konstrukcja pozycji testowych. Pozycje wykluczone z podskali *Konwencjonalizmu* są jedynymi odnoszącymi się do norm społecznych – można przypuszczać, że sformułowanie „normy społeczne” było dla osób badanych mniej zrozumiałe niż użyte w pozostałych pozycjach testowych sformułowanie „tradycja”. Należy jednak pamiętać, że są to przypuszczenia, a nie wnioski oparte na twardych dowodach.

Treść wykluczonych i pozostawionych pozycji testowych zwraca uwagę na pewien dodatkowy problem - podatność skali na skłonność do zgadzania się. W skróconej podskali *Uległości* pozycje punktowane zgodnie ze zgadzaniem się przeważają w stosunku trzy do jednej, a w skróconej podskali *Konwencjonalizmu* jest dokładnie na odwrót. Z drugiej strony skrócona podskala *Agresji* jest równo zbalansowana, a pozostałe dwie wciąż zawierają jedną pozycję o mniejszościowym kierunku punktacji. Nie stanowi to więc dużego problemu, zwłaszcza że podskale pełne (zbalansowane) i skrócone przyniosły podobne rezultaty.

Małego wpływu skłonności do zgadzania się na wyniki skróconych podskal ASC nie można jednak wykluczyć.

Należy również zauważyć, że korelacje między czynnikami ASC wskazują na dużą zbieżność agresji i uległości oraz ich dużo mniejszy związek z konwencjonalizmem. Może to świadczyć o tym, że rdzeń autorytaryzmu stanowi autorytarna agresja oraz autorytarna uległość, a konwencjonalizm jest jedynie jego peryferyczną częścią. Oznacza to również, że autorytaryzm mierzony skalą ASC nie jest w dużym stopniu związany z poglądami politycznymi na spektrum lewicowość-prawicowość. Wniosek taki wspierają wyniki regresji z poglądami społecznymi jako zmienną kryterialną (tabela 18) – tylko konwencjonalizm wykazał bezsprzeczną istotność.

Z drugiej jednak strony przy użyciu pełnej wersji skali ASC uległość wykazała związek z prawicowymi poglądami politycznymi, a konwencjonalizm nie był od niej lepszym predyktorem. Można to tłumaczyć tym, że wszystkie pozycje testowe *Uległości* odwołują się do osób pełniących władzę – tymi osobami jest w Polsce konserwatywna partia PiS. Nie jest więc jasne, czy osoby wykazujące autorytarną uległość, wykazują te postawy wobec władzy ogólnie, czy jedynie wobec władzy prawicowej, ponieważ same mają prawicowe poglądy. Jest to problem, ponieważ podskala ta powinna być wolna od czynnika ideologicznego. Sądząc jednak po stosunkowo niskich rozmiarach wspomnianych związków, wpływ prawicowości (bądź konwencjonalizmu) na wyniki podskali *Uległości* nie był w obecnym badaniu duży.

Pod względem spójności wewnętrznej wszystkie trzy podskale uzyskały satysfakcjonujące wyniki (tabela 1 oraz tabela 2). Żadna z nich nie uzyskała współczynników poniżej zakładanego progu - wyjątkiem jest podskala Agresji, która nie spełniła kryterium współczynnika alfa Cronbacha jedynie w próbie drugiej dla skróconej wersji skali ASC. We wszystkich pozostałych wariantach dolne kryteria zostały spełnione.

Korelacje

O ile dla pełnej wersji skali ASC, zgodnie z hipotezą, najwyżej z orientacją na dominację społeczną agresja, o tyle dla wersji skróconej różnica między korelacją orientacji na dominację społeczną z agresją a korelacją orientacji na dominację społeczną z uległością znalazła się nieznacznie po stronie nieistotności statystycznej ($p = 0,057$). Bliskość do progu $p = 0,050$ sprawia jednak, że lepiej byłoby uznać jej istotność za niepewną. Podsumowując, korelacja orientacji na dominację społeczną z agresją jest większa niż

korelacja orientacji na dominację społeczną z konwencjonalizmem, ale nie jest jasne, czy jest ona większa od korelacji orientacji na dominację społeczną z uległością. Sprawia to, że hipotezę uznać można za częściowo potwierdzoną, jednak jest ona bardzo bliska pełnego potwierdzenia.

Hipoteza dotycząca skali PCBS (tabele 10, 11, 12 i 13) nie została całkowicie spełniona. Ustalenia Kroka (2011) zostały odtworzone – konwencjonalizm korelował dodatnio z obiema podskalami wiary i ujemnie z obiema podskalami niewiary. Druga część hipotezy znalazła jedynie częściowe potwierdzenie – konwencjonalizm otrzymał najwyższy współczynnik korelacji jedynie w przypadku wtórnej naiwności oraz krytyki zewnętrznej. Skoro jedna część hipotezy została spełniona, a druga część została spełniona częściowo, należy uznać, że hipoteza została spełniona w większości.

Korelacja religijności (tabela 14) z konwencjonalizmem dla pełnej skali ASC była najwyższą korelacją *ex aequo* z korelacją religijności z uległością. Dla skróconej wersji była ona jednak samodzielnie najwyższą korelacją zgodnie z postawioną hipotezą. Hipoteza spełniona jest zatem częściowo.

Nie odnotowano żadnych istotnych różnic pomiędzy współczynnikami korelacji podskal ASC z poparciem dla rządu (tabela 15). Hipotezę uznać należy zatem za całkowicie niepotwierdzoną. Możliwym wyjaśnieniem braku istotnych różnic jest mała liczebność próby – z powodu przyjętych założeń większość osób badanych musiała zostać wykluczona z tej analizy. Możliwe również, że współczynnik uległości jest po prostu wadliwą miarą – możliwe, że nie da się z odpowiednią dokładnością porównać matematycznie poparcia dla hipotetycznego koalicyjnego rządu z poparciem dla dwóch partii politycznych osobno i wnioskować w ten sposób o autorytarnej uległości.

Regresje

Hipotezy ogólnej, wspólnej dla regresji liniowych i logistycznych, mówiącej, że każdy czynnik ASC powinien osiągnąć istotność statystyczną w przynajmniej jednym modelu regresji, nie można uznać za spełnioną. To dlatego, że uległość nie uzyskała istotności w żadnym modelu regresji oprócz tego z poglądami społecznymi jako zmienną kryterialną, jednak w tym przypadku należy raczej uznać to za dowód przeciw trafności teoretycznej, jak wspomniano wyżej.

Hipoteza dotycząca ksenofobii (tabela 16) została spełniona częściowo – agresja

rzeczywiście okazała się lepszym predyktorem niż uległość, jednak nie okazała się lepszym predyktorem od konwencjonalizmu.

Agresja była najlepszym predyktorem sprzeciwu wobec nadużyć policji (tabela 17) dla pełnej wersji skali. Jednak dla wersji skróconej współczynnik β agresji nie różnił się istotnie od współczynnika β konwencjonalizmu – agresja była więc silniejszym predyktorem jedynie od uległości. W związku z tym należy dojść do wniosku, że hipoteza została potwierdzona częściowo.

Dla pełnej wersji skali ASC konwencjonalizm okazał się być lepszym predyktorem poglądów społecznych (tabela 18) jedynie od agresji, natomiast dla wersji skróconej ta różnica straciła istotność, co oznacza brak istotnych różnic między wszystkimi trzema czynnikami. Była ona jednak na tyle blisko progu istotności ($p = 0,054$), że można mieć wątpliwość, czy nie jest to może istotna różnica. Hipoteza dotycząca konwencjonalizmu została zatem częściowo potwierdzona, jest ona jednak bliższa całkowitego niepotwierdzenia niż całkowitego potwierdzenia.

Żadna z hipotez związanych z wartościami w wychowaniu dziecka (tabela 19) nie została potwierdzona. W dwóch przypadkach (wyobraźnia i posłuszeństwo) cały model regresji nie uzyskał istotności statystycznej, w żadnym przypadku nie wykryto różnic między podskalami. Wynika to najpewniej z wyboru metody pomiaru, ponieważ nie rozróżnia ona stopni popierania danej wartości. Mnogość wartości do wyboru sprawia również, że kluczowe z punktu widzenia hipotez wartości mogą nie zostać wybrane w wystarczającej liczbie. Tak też stało się w tym przypadku, co doprowadziło do bardzo nierównej liczebności binarnych kategorii – wartość-religijność wybrało zaledwie 9 osób a wartość-posłuszeństwo tylko 4. Tak mała liczebność jednej z kategorii negatywnie wpływa na użyteczność modelu (Stoltzfus, 2011, s. 1101-1102).

Ograniczenia

Należy zwrócić uwagę na to, że nie zostały wykonane wstępne badania mające na celu ustalenie najlepszych psychometrycznie tłumaczeń pozycji testowych. Badania takie z pewnością pomogłyby wyselekcjonować tłumaczenia pozwalające z większą dokładnością wyodrębnić poszczególne czynniki ASC. Wymagałoby to jednak zebrania co najmniej jednej dodatkowej próby osób badanych.

Kolejnym ograniczeniem był wybór metod, mianowicie operacjonalizacji poparcia dla rządu oraz wartości w wychowaniu dziecka. Są to jedyne zmienne kryterialne, których

hipotetyzowane predyktory okazały się nieistotne. Są jednocześnie najbardziej wątpliwe metodologicznie. Jak wspomniano, współczynnik uległości mógł być mylnie zdefiniowany a liczba osób badanych była w jego analizie bardzo mała. Z kolei operacjonalizacja wartości w wychowaniu dziecka nie pozwoliła na ocenę siły postawy i wywołała duże różnice w liczebności porównywanych grup. Aby mieć jakąkolwiek pewność odnośnie tych zmiennych, należałoby powtórzyć badanie używając innych miar.

Następnym z kolei ograniczeniem jest niereprezentatywność próby (tabela 4). Były to w dużej mierze osoby związane ze szkolnictwem wyższym – studiujące, posiadające wykształcenie wyższe lub pracujące naukowo (wnioskując z tego, że byli to często członkowie grup na platformie Facebook specjalnie zadedykowanych badaniom ankietowym). Byli to również wyłącznie użytkownicy internetu. O ile taki dobór próby był korzystny z perspektywy testowania hipotez związanych z *Ksenofobią*, ponieważ próby wykorzystane w jej walidacji były bardzo podobne do obecnych (Czarnek i in., 2017), o tyle z perspektywy całego badania należy pamiętać, że wnioski dotyczą jedynie małego odsetka populacji. Wyjątkiem jest replikacja badania Kroka (2011) – odtworzenie jego wyników w kolejnej polskiej próbie dodaje podparcia wnioskowi, że związek autorytaryzmu (a konkretnie konwencjonalizmu) z wymiarem wiary-niewiary może być cechą odróżniającą populację polską od zachodnich.

W reszcie na koniec pojawia się tzw. problem porównań wielokrotnych. Jego popularnym rozwiązaniem jest poprawka na istotność Bonferroniego, która obniżają próg istotności statystycznej. Nawet wśród autorów i recenzentów z czasopism naukowych nie istnieje jednak konsensus w kwestii tego, jak, ani czy w ogóle, powinno ją stosować (Cabin i Mitchell, 2000). Perneger (1998) na przykład przekonuje, że zbyt mocno utrudnia ona wykrycie rzeczywistych związków wśród danych i często nie działa nawet adekwatnie do problemu, który ma rozwiązywać. Rothman (1990) odradza natomiast stosowanie poprawek istotności całkowicie w przypadku porównań wielokrotnych. W ramach obecnego badania zdecydowałem o niestosowaniu poprawek istotności. Jeśli czytelnik uważa, że należy zastosować poprawkę istotności, może zrobić to samodzielnie dzięki podanym wartościom p .

Bardziej ogólnym problemem jest z kolei to, że pozycje testowe nie wyczerpują całego zakresu trzech czynników sprecyzowanych przez Altemeyera (1981). Podskale *Agresji* i *Uległości* odnoszą się jedynie do osób sprawujących władzę nie mówią natomiast nic o autorytetach moralnych. Dodatkowo podskala *Uległości* mówi jedynie o wierzeniu stwierdzeniom wygłaszanym przez władzę lub autorytety i pomija wypełnianie ich poleceń.

Jeśli weźmiemy pod uwagę redukcję liczby pozycji testowych w obecnym badaniu, trafność treściowa staje się jeszcze mniejsza – z podskali *Konwencjonalizmu* wykluczone zostały pozycje testowe odnoszące się do norm społecznych, a pozostały jedynie te odnoszące się do tradycji.

Należy również pamiętać, że koncepcja autorytaryzmu, na której opiera się skala ASC, jest jedynie jedną ze ścieżek badań nad autorytaryzmem. Duckitt (1989), na przykład, proponował połączenie teorii prawicowego autorytaryzmu Altemeyera z teorią tożsamości społecznej Tajfela i Turnera (1979/2004). Na podstawie jego koncepcji powstał kwestionariusz (Stellmacher i Petzel, 2005), którego treść jest zmienna zależnie od grupy, do której ma się odwoływać. Z kolei Feldman (2003) przekonuje, że podstawą autorytaryzmu jest interakcja między społecznym konformizmem a poczuciem zagrożenia tożsamości społeczeństwa. Mimo że w przeszłości sprawiał on problem badaczom (Altemeyer, 1996, r. 9; Benjamin, 2014; Van Hiel i in., 2006), w ostatnich latach pewien sukces odniosły również badania autorytaryzmu lewicowego. Stosowanie skali ASC do jego pomiaru jest jednak wykluczone – odnosi się ona do poparcia dla ustanowionych władz i autorytetów, a autorytaryzm lewicowy jest w rozumieniu Altemeyera (1996, r. 9) zwrócony przeciw nim. Do tego celu konieczne jest użycie innych narzędzi – np. opracowanych przez zespół Costello (Costello i in., 2022; Costello i Patrick, 2022) lub Conwaya III (Conway i in., 2018; 2022). Niestety pierwsze z nich tylko częściowo podąża za teorią Altemeyera, a drugie opiera się na jego *Skali prawicowego autorytaryzmu*, przez co jest dość przestarzałe w porównaniu ze skalą ASC.

Ogólne wnioski

Ogólnie rzecz biorąc polska wersja skali ASC nie osiąga aktualnie zadowalającej jakości, wyniki otrzymane za jej pomocą są jednak obiecujące – skrócone wersje podskal spełniają kryteria dopasowania w umiarkowanym stopniu, hipotezy dotyczące trafności kryterialnej zostały częściowo potwierdzone w prawie wszystkich przypadkach implikując przynajmniej umiarkowaną trafność, a tam, gdzie pozostały całkowicie niepotwierdzone, prawdopodobnym powodem była wadliwa metodologia, mianowicie operacjonalizacja zmiennych, która utrudniła wykrycie ewentualnego efektu. Warto również zwrócić uwagę, że w żadnym przypadku podskala ASC określona w hipotezie nie wykazała związku ze zmienną kryterialną o kierunku przeciwnym do przewidywanego. W żadnym przypadku również najlepszym predyktorem nie okazała się inna podskala niż ta określona w hipotezie. W ocenie

wyników dotyczących trafności kryterialnej należy również wziąć pod uwagę (oczywisty) fakt, że jest to adaptacja kulturowa – niektóre hipotezy mogą zatem nie być spełnione nie w wyniku wad narzędzia czy konstruktów, ale z powodu rzeczywistych różnic między korelatami autorytaryzmu w Ameryce i w Polsce. Biorąc to pod uwagę, spełnienia zdecydowanej większości hipotez w stopniu częściowym nie można uznać za wynik niepomysłny. Mimo wad narzędzia można uznać, że konstrukt trójczynnikowego autorytaryzmu znalazł pewne podłoże empiryczne. Dopóki nie zostanie rozszerzony zakres treściowy skali ASC, nie można jednak mówić o narzędziu w pełni mierzącym prawicowy autorytaryzm w rozumieniu Altemeyera.

Literatura cytowana

- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J., Sanford, R. N. (1969). *The authoritarian personality*. W. W. Norton & Company. (Oryginalna praca opublikowana w 1950)
- Altemeyer, B. (1981). *Right-wing authoritarianism*. The University of Manitoba Press.
- Altemeyer, B. (1996). *The authoritarian specter*. Harvard University Press.
- Altemeyer, B., Hunsberger, B. (1992). Authoritarianism, religious fundamentalism, quest, and prejudice. *The International Journal for the Psychology of Religion*, 2(2), 113-133. https://doi.org/10.1207/s15327582ijpr0202_5
- Altman, D. G., Bland, J. M. (2011). How to obtain the p value from a confidence interval. *BMJ*, 343(7825), d2304. https://doi.org/10.1207/s15327582ijpr0202_5
- Bartczuk, R. P., Wiechetek, M. P., Zarzycka, B. (2011). Skala przekonań postkrytycznych D. Hutsebauta. W: M. Jarosz (red.), *Psychologiczny pomiar religijności* (s. 201-229). Towarzystwo Naukowe KUL.
- Bartczuk, R. P., Zarzycka, B., Wiechetek, M. P. (2013). Struktura wewnętrzna polskiej adaptacji Skali przekonań postkrytycznych. *Roczniki Psychologiczne*, 16(3), 539-561. <https://ojs.tnku.pl/index.php/rpsych/article/view/474>
- Benjamin, A. J., Jr. (2014). Chasing the elusive left-wing authoritarian: An examination of Altemeyer's Right-Wing Authoritarianism and Left-Wing Authoritarianism scales. *National Social Science Journal*, 43(1), 7-13. <https://tinyurl.com/benjamin2014>
- Briggs, S. R., Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, 54(1), 106-148. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1986.tb00391.x>
- Cabin, R. J., Mitchell, R. J. (2000). To Bonferroni or not to Bonferroni: When and how are the questions. *Bulletin of the Ecological Society of America*, 81(3), 246-248. <https://tinyurl.com/CabinMitchell2000>
- Centrum Badania Opinii Społecznej. (2012). *Wartości cenione w życiu* [arkusz ankiety]. <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSDocumentationWV6.jsp>
- Christie, R. (1991). Authoritarianism and related constructs. W: J. P. Robinson, P. R. Shaver, L. S. Wrightsman (red.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (s. 501-572). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-590241-0.50014-9>
- Conway, L. G., III, Houck, S. C., Gornick, L. J., Repke, M. A. (2018). Finding the Loch Ness monster: Left-wing authoritarianism in the United States. *Political Psychology*, 39(5),

- 1049-1067. <https://doi.org/10.1111/pops.12470>
- Conway, L. G., III, Zubrod, A., Leslie, J. D. (2022). Constructing a four-item Left-Wing Authoritarianism scale. *PsyArXiv*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/x7gp9>
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Costello, T. H., Bowes, S. M., Stevens, S. T., Waldman, I. D., Tasimi, A., Lilienfeld, S. O. (2022). Clarifying the structure and nature of left-wing authoritarianism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 122(1), 135-170. <https://doi.org/10.1037/pspp0000341>
- Costello, T. H., Patrick, C. J. (2022). Development and initial validation of two brief measures of left-wing authoritarianism: A machine learning approach. *Journal of Personality Assessment*. Wczesna publikacja online. <https://doi.org/10.1080/00223891.2022.2081809>
- Czarnek, G., Dragon, P., Szwed, P., Wojciszke, B. (2017). Kwestionariusz przekonań politycznych: Własności psychometryczne. *Psychologia Społeczna*, 12(2), 205-222. <https://tinyurl.com/Czarneketal2017>
- Duckitt, J. (1989). Authoritarianism as group identification: A new view of an old construct. *Political Psychology*, 10(1), 63-84. <https://doi.org/10.2307/3791588>
- Dunwoody, P. T., Funke, F. (2016). The Aggression-Submission-Conventionalism scale: Testing a new three factor measure of authoritarianism. *Journal of Social and Political Psychology*, 4(2), 571-600. <https://doi.org/10.5964/jspp.v4i2.168>
- Dunwoody, P. T., Plane, D. L. (2019). The influence of authoritarianism and outgroup threat on political affiliations and support for antidemocratic policies. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology*, 25(3), 198-210. <https://doi.org/10.1037/pac0000397>
- Duriez, B., Fontaine, J. R. J., Hutsebaut, D. (2000). A further elaboration of the Post-Critical Belief Scale: Evidence for the existence of four different approaches to religion in Flanders-Belgium. *Psychologica Belgica*, 40(3), 153-181. <http://doi.org/10.5334/pb.961>
- Duriez, B., Van Hiel, A. (2002). The march of modern fascism: A comparison of social dominance orientation and authoritarianism. *Personality and Individual Differences*, 32(7), 1199-1213. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00086-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00086-1)
- Edwards, A. L. (1941). Unlabeled fascist attitudes. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 36(4), 575-582. <https://doi.org/10.1037/h0062075>
- Fasce, A, Avendaño, D. (2022). Attitudes toward civil liberties and rights among politically charged online groups. *PsyArXiv*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/7kb5v>
- Feldman, S. (2003). Enforcing social conformity: A theory of authoritarianism. *Political Psychology*, 24(1), 41-74. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00316>
- Fundacja Panoptykon. (2021a, 22 marca). *Tracker | Ewelina Kycia | Aktywistka | Historie inwigilowanych* [wideo]. YouTube. <https://youtu.be/sRc4BB0Tdzg>
- Fundacja Panoptykon. (2021b, 25 marca). *Inwigilacja – niewidzialna przemoc | Kycia, Bomba, Gierszewski, Niemczyk | Panoptykon 4.0* [wideo]. YouTube. https://youtu.be/1SPMB_PzK14
- Funke, F. (2005). The dimensionality of right-wing authoritarianism: Lessons from the dilemma between theory and measurement. *Political Psychology*, 26(2), 195-218. <https://doi.org/d4q53r>
- Glass, G. V. & Hopkins, K. D. (1996). *Statistical methods in education and psychology* (wyd. 3). Allyn & Bacon.
- Griffin, R. (1993). *The nature of fascism*. Routledge. (Oryginalna praca opublikowana w 1991)

- Grigoryev, D., Batkhina, A., Conway, L. G., III, Zubrod, A. (2022). Authoritarian attitudes in Russia: Right-wing authoritarianism and social dominance orientation in the modern Russian context. *Asian Journal of Social Psychology*. Wczesna publikacja online. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12523>
- Hobsbaum, E., Rangers, T. (2012). *The invention of tradition*. Cambridge University Press. (Oryginalna praca opublikowana w 1983)
- Hu, L., Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hutsebaut, D. (1996). Post-critical belief a new approach to the religious attitude problem. *Journal of Empirical Theology*, 9(2), 48-66. <https://doi.org/10.1163/157092596X00132>
- Hyman, H. H., Sheatsley, P. B. (1954). „The authoritarian personality” - a methodological critique. W: R. Christie, M. Jahoda (red.), *Studies in the scope and method of „The authoritarian personality”* (s. 50-122). The Free Press.
- International Business Machines Corporation. (2020a, 16 kwietnia). *Differences between correlations*. <https://www.ibm.com/support/pages/differences-between-correlations>
- International Business Machines Corporation. (2020b, 16 kwietnia). *White's test for heteroscedasticity*. <https://www.ibm.com/support/pages/whites-test-heteroscedasticity>
- Kończal, K. (2020). The invention of the “cursed soldiers” and its opponents: Post-war partisan struggle in contemporary Poland. *East European Politics and Societies and Cultures*, 34(1), 67-95. <https://doi.org/10.1177/0888325419865332>
- Krok, D. (2011). Związek autorytaryzmu z zaangażowaniem religijnym i religijnymi stylami poznawczymi. *Polskie Forum Psychologiczne*, 16(2), 123-140. <https://tinyurl.com/Krok2011>
- Leak, G. K., Randall, B. A. (1995). Clarification of the link between right-wing authoritarianism and religiousness: The role of religious maturity. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 34(2), 245-252. <https://doi.org/10.2307/1386769>
- Matsunaga, M. (2010). How to factor-analyze your data right: Do's, don'ts, and how-to's. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 97-110. <https://doi.org/gdvms5>
- Mavor, K. I., Louis, W. R., Laythe, B. (2011). Religion, prejudice, and authoritarianism: Is RWA a boon or bane to the psychology of religion? *Journal for the Scientific Study of Religion*, 50(1), 22-43. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5906.2010.01550.x>
- Mavor, K. I., Louis, W. R., Sibley, C. G. (2010). A bias-corrected exploratory and confirmatory factor analysis of right-wing authoritarianism: Support for a three-factor structure. *Personality and Individual Differences*, 48(1), 28-33. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.08.006>
- McNeish, D., Wolf, M. G. (2021). Dynamic fit index cutoffs for confirmatory factor analysis models. *Psychological Methods*. Wczesna publikacja online. <https://doi.org/10.1037/met0000425>
- Milgram, S. (1963). Behavioral study of obedience. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67(4), 371-378. <https://doi.org/10.1037/h0040525>
- Payne, S. G. (1980). *Fascism: Comparison and definition*. The University of Wisconsin Press.
- Perneger, T. V. (1998). What's wrong with Bonferroni adjustments. *BMJ*, 316(7139), 1236-1238. <https://doi.org/10.1136/bmj.316.7139.1236>
- Piedmont, R. L. (2014). Inter-item correlations. W: A. C. Michalos (red.), *Encyclopedia of quality of life and well-being research* (s. 3303-3304). Springer.
- Pratto, F., Çidam, A., Stewart, A. L., Zeineddine, F. B., Aranda, M., Aiello, A., Chrysochoou, X.,

- Cichocka, A., Cohrs, J. C., Durrheim, K., Eicher, V., Foels, R., Górska, P., Lee, I.-C., Licata, L., Liu, J. H., Li, L., Meyer, I., ... Henkel, E. (2013). Social dominance in context and in individuals: Contextual moderation of robust effects of social dominance orientation in 15 languages and 20 countries. *Social Psychological and Personality Science*, 4(5), 587-599. <https://doi.org/gfvn>
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L. M., Malle, B. F. (1994). Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(4), 741-763. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.4.741>
- Radkiewicz, P. (2011). Ile jest autorytaryzmu w prawicowym autorytaryzmie? Krytyka użyteczności narzędzia pomiaru. *Psychologia Społeczna*, 6(2), 97-112. <https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=112132>
- Rorer, L. G. (1965). The great response-style myth. *Psychological Bulletin*, 63(3), 129-156. <https://doi.org/10.1037/h0021888>
- Rothman, K. J. (1990). No adjustments are needed for multiple comparisons. *Epidemiology*, 1(1), 43-46. <https://doi.org/10.1097/00001648-199001000-00010>
- Rzecznik Praw Obywatelskich. (2021, 13 stycznia). *Jak poprawić zachowania policji – Raport KMPT z komisariatów po protestach Strajku kobiet*. <https://bip.brpo.gov.pl/pl/content/Policja-zatrzymania-demonstracje-strajk-kobiet-raport-KMPT>
- Shils, E. A. (1954). Authoritarianism: „Right” and „left”. W: R. Christie, M. Jahoda (red.), *Studies in the scope and method of „The authoritarian personality”* (s. 24-49). The Free Press.
- Sidanius, J., Pratto, F. (1999). *Social dominance: An intergroup theory of social hierarchy and oppression*. Cambridge University Press.
- Stagner, R. (1936a). Fascist attitudes: An exploratory study. *The Journal of Social Psychology*, 7(3), 309-319. <https://doi.org/10.1080/00224545.1936.9919882>
- Stagner, R. (1936b). Fascist attitudes: Their determining conditions. *The Journal of Social Psychology*, 7(4), 438-454. <https://doi.org/10.1080/00224545.1936.9919894>
- Stagner, R., Katzoff, E. T. (1942). Fascist attitudes: Factor analysis of item correlations. *The Journal of Social Psychology*, 16(1), 3-9. <https://doi.org/10.1080/00224545.1942.9714099>
- Stellmacher, J., Petzel, T. (2005). Authoritarianism as a group phenomenon. *Political Psychology*, 26(2), 245-274. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2005.00417.x>
- Sternhell, Z. (1976). Fascist ideology. W: W. Laqueur (red.), *Fascism: A reader's guide: Analyses, interpretations, bibliography* (s. 315-376). University of California Press.
- Sternhell, Z. (1991). Fascism. W: D. Miller, J. Coleman, W. Connolly, A. Ryan (red.), *The Blackwell encyclopaedia of political thought* (s. 148-131). Blackwell. (Oryginalna publikacja w 1987)
- Stoltzfus, J. C. (2011). Logistic regression: A brief primer. *Academic Emergency Medicine*, 18(10), 1099-1104. <https://doi.org/10.1111/j.1553-2712.2011.01185.x>
- Tajfel, H., Turner, J. (2004). An integrative theory of intergroup conflict. W: M. J. Hatch, M. Schultz (red.), *Organizational identity: A reader* (s. 56- 65). Oxford University Press. (Przedrukowane z: *The social psychology of intergroup relations*, s. 33-48, W. Austin, S. Worchel, red., 1979, Brooks/Cole)
- UCLA Statistical Consulting Group. (b.d.). *Confirmatory factor analysis in R with lavaan*. Dostęp: 12.04.2022, z adresu: <https://stats.oarc.ucla.edu/r/seminars/rcfa/#s3>
- Van Hiel, A., Duriez, B., Kossowska, M. (2006). The presence of left-wing authoritarianism in western Europe and its relationship with conservative ideology. *Political Psychology*, 27(5), 769-793. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2006.00532.x>
- Wink, P., Dillon, M., Prettyman, A. (2007). Religiousness, spiritual seeking, and authoritarianism: Findings from a longitudinal study. *Journal for the Scientific Study*

of Religion, 46(3), 321-335. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5906.2007.00361.x>
Wulff, D. M. (1991). *Psychology of religion: Classic and contemporary views*. John Wiley & Sons.

Załącznik

Polskie pozycje testowe

Agresja:

- A1 – Znaczna siła jest konieczna, aby przeciwstawić się groźnym ugrupowaniom.
- A2 – Konieczne jest użycie siły przeciw ludziom, którzy zagrażają władzy.
- A3 – Policja powinna unikać stosowania przemocy wobec podejrzanych.
- A4 – Ludzie powinni unikać używania przemocy wobec innych, nawet gdy nakazały im to odpowiednie władze.
- A5 – Użycie siły wobec ludzi jest złe, nawet jeśli robią to osoby mające władzę.
- A6 – Dotkliwe kary są konieczne, aby przekaz był odpowiednio silny.

Uległość:

- U1 – Powinniśmy wierzyć w to, co mówią nasi przywódcy.
- U2 – Nasi przywódcy wiedzą, co dla nas najlepsze.
- U3 – Ludzie powinni być krytyczni wobec oświadczeń wygłaszanych przez tych, którzy sprawują władzę.
- U4 – Osoby sprawujące władzę przeważnie mówią prawdę.
- U5 – Ludzie powinni być sceptyczni wobec wszystkich oświadczeń wygłaszanych przez tych, którzy sprawują władzę.
- U6 – Kwestionowanie motywów osób sprawujących władzę jest zdrowe dla społeczeństwa.

Konwencjonalizm:

- K1 – Ludzie kładą zbyt duży nacisk na tradycję.
- K2 – Tradycje są podstawą zdrowego społeczeństwa i powinny być respektowane.
- K3 – Byłoby lepiej dla społeczeństwa, gdyby więcej osób przestrzegało norm społecznych.
- K4 – Tradycje zakłócają postęp.
- K5 – Ludzie powinni kwestionować tradycje społeczne, aby posunąć społeczeństwo naprzód.
- K6 – Ludzie powinni respektować normy społeczne.