

Piotr Jabkowski

Instytut Socjologii, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu

## EKWIWALENTNOŚĆ POMIARU SKALI ZAUFANIA POLITYCZNEGO W EUROPEJSKIM SONDAŻU SPOŁECZNYM

Jednym z podstawowych celów realizacji sondaży o charakterze porównawczym jest wnioskowanie o międzykulturowych różnicach opartych na pomiarze pewnych konstruktywów latentnych. Porównania takie są uzasadnione, jeśli tylko owe konstrukty mierzą w każdym kraju to samo oraz w taki sam sposób. Celem tego artykułu jest weryfikacja hipotezy o ekwiwalentności pomiaru *skali zaufania politycznego* w dwudziestu krajach uczestniczących w siódmej rundzie Europejskiego Sondażu Społecznego. Analiza stopnia dopasowania modeli pomiarowych opartych na równaniach strukturalnych pozwoliła przyjąć hipotezę o konfiguralnej oraz metrycznej ekwiwalentności pomiaru skali zaufania politycznego. Jednocześnie odrzucono hipotezę o pełnej inwariancji skalarnej tego konstruktów, przy czym najbardziej problematyczny okazał się pomiar wskaźnika zaufania do systemu prawnego. Na zakończenie ukazano możliwości wnioskowania o międzykrajowych różnicach w poziomie zaufania politycznego, pomimo odrzucenia hipotezy o pełnej inwariancji pomiarowej tego konstruktów.

Słowa kluczowe: zaufanie polityczne; ekwiwalentność pomiaru; confirmacyjna analiza czynnikowa; Europejski Sondaż Społeczny.

### Cross-Country Measurement Equivalence of Political Trust in the European Social Survey

#### Abstract

One of the main goals of cross-cultural surveys is to compare countries on the basis of values of latent constructs. Such comparisons are only permissible, however, if the measurement process complies with cross-country equivalence. Using the data from the 7th wave of the European Social Survey, this article investigates whether the *measurement of political trust* is country invariant. The use of configural and metric equivalence tests demonstrate that this construct can be considered reliable and cross-country valid. However, if one applies stricter scalar equivalence test, the measurement of political trust is not fully invariant, and especially the item on trust in the legal system is posing major problems in a number of countries. This article is concluded by testing the concurrent validity of political trust scale and by offering some suggestions on how to compare European countries, even if the measurement of political trust is not fully cross-country invariant.

**Keywords:** political trust; measurement equivalence; confirmatory factor analysis; European Social Survey

## Wprowadzenie

W ostatnich trzydziestu latach zaobserwować można znaczący wzrost zainteresowania socjologów pomiarem zaufania politycznego (zob. np. Torcal 2014; McLaren 2012; Marien i Hooghe 2011; Kaina 2008; Stolle i Hooghe 2005; Levi i Stoker 2000). Choć źródła takiego stanu rzeczy upatruje się najczęściej w „trzeciej fali” demokracji, która po roku 1989 rozlała się po krajach Europy Środkowo-Wschodniej (Listhaug i Ringdal 2008), to jednak znaczący wpływ na wzrost zainteresowania tą problematyką spowodowany był przede wszystkim silną erozją zaufania do władz oraz instytucji politycznych państw demokratycznych, której pierwsze symptomy zauważono już na początku lat osiemdziesiątych XX wieku (zob. np. Phar i Putnam 2000; Norris 1999; Nye i Zelikow 1997). Po roku 2007 proces ten uległ wyraźnemu przyspieszeniu, co – jak się tłumaczy – miało swoje główne źródło w kryzysie finansowym oraz jego następstwach (Torcal 2014; Polavieja 2013). Jedną ze swoistych konsekwencji tego kryzysu było bowiem utrwalenie się przekonania obywateli wielu państw o tym, że krajowe instytucje nie działają na ich rzecz, ale raczej służą interesom międzynarodowych korporacji finansowych oraz ponadnarodowych organizacji politycznych (Armingeon i Guthmann 2013).

Zaufanie polityczne uznawane jest przy tym za jeden z głównych czynników warunkujących poziom zaangażowania obywatelskiego jednostek, przy czym – co warto uwagi – w latach sześćdziesiątych oraz siedemdziesiątych XX wieku sformułowano w literaturze dwie grupy (wzajemnie wykluczających się) hipotez wiążących poziom zaufania z polityczną aktywnością obywateli (Levi i Stoker 2000). W jednej grupie prac pojawiały się uzasadnienia mówiące o tym, iż osoby o większym zaufaniu do instytucji politycznych charakteryzować się będą większą skłonnością do podejmowania aktywności, wyrażonej choćby udziałem w wyborach powszechnych (Finifter 1970; Almond i Verba 1963; Stokes 1962), podczas gdy w drugiej grupie prac wskazywano, iż to raczej brak zaufania do polityków oraz instytucji politycznych stymulować będzie jednostki do podejmowania działań (Bandura 1982; Gamson 1968). Choć przez kolejne lata opublikowano dziesiątki prac weryfikujących obie hipotezy, to w zdecydowanej większości opracowań podano dowody na dodatnią korelację pomiędzy poziomem zaufania do polityków oraz instytucji politycznych a gotowością jednostek do udziału w wyborach. Innymi słowy, chociaż część analiz empirycznych wskazywała na brak takiej zależności (zob. np. Heterington 1999, 1988; Citrin 1974), a inne pokazywały, iż w systemach o utrwalonej demokracji utrata zaufania (jeśli tylko nie idzie w parze z utratą poczucia wpływu na sprawy krajowe) skutkować może większą motywacją jednostek do wymiany elit rządzących (Miller i Listhaug 1990), to jednak zdecydowana większość prac wskazywała na fakt, iż utrata zaufania politycznego

skutkuje zaniechaniem udziału obywateli w wyborach powszechnych (zob. np. Grönlund i Setälä 2007; Bélanger i Nadeau 2005; Hetherington 1999; Shaffer 1981). Zaufanie polityczne przekłada się również na nieinstytucjonalne formy zaangażowania obywatelskiego, choć w tym przypadku zależność ma charakter ujemny: osoby o niższym poziomie zaufania politycznego mają większą skłonność do udziału w protestach lub demonstracjach (Hooghe i Marien 2013; Heath 2008; Kaase 1999). Badacze podkreślali również, że obywatele o niskim poziomie zaufania politycznego są bardziej skłonni do przekazania głosu wyborczego na przedstawicieli partii radykalnych (więcej w: Hooghe, Marien i Pauwels 2011; Pauwels 2010; Soderlund i Kestila-Kekkonen 2009; Ivarsson 2008; Bélanger i Nadeau 2005; Denmark i Bowler 2002; Lubbers, Gijssels i Scheepers 2002; van der Brug, Fennema i Tillie 2000; Billiet i de Witte 1995). Wysokie zaufanie ogranicza również szanse wsparcia niedemokratycznych form rządzenia (Listhaug i Ringdal 2008) oraz akceptację działań niezgodnych z prawem (Kołczyńska 2015; Dalton 2004). Tym samym wyrażane przez obywateli zaufanie do najważniejszych instytucji politycznych oraz przedstawicieli władz państwowych jest jednym z podstawowych wyznaczników stabilności systemów demokratycznych (zob. np. Marien i Hooghe 2011; Inglehart 2008; Rosanvallon 2008; Norris 1999), przy czym niski poziom zaufania podważa legitymizację systemu (Rychard 2010; Domański 2005). Badacze stwierdzili również występowanie znaczących międzykrajowych dysproporcji w poziomie zaufania politycznego w Europie, przy czym najwyższy poziom zaufania odnotowano w krajach skandynawskich, najniższy natomiast w krajach postsowieckich oraz postkomunistycznych (zob. np. Domański 2014; Berg i Hjerm 2010; Herreros 2009; Listhaug i Ringdal 2008; Grönlund i Setälä 2007).

Przechodząc do zagadnień związanych z pomiarem zaufania politycznego w badaniach międzykrajowych należy wskazać, iż głównym wyzwaniem w sondażach porównawczych jest zapewnienie równoważności uzyskiwanych wyników. Refleksja metodologiczna skupia się wokół dwóch podstawowych kwestii: (1) ekwiwalentności różnych typów prób sondażowych oraz procedur ich terenowej realizacji, a także (2) zgodności procesu pomiaru, tj. pozyskiwania danych w różnych kontekstach społecznych. Można przy tym zauważyć, że choć zasadniczym kryterium oceny jakości pomiaru pozostaje jego trafność (w jakim stopniu konstrukty mierzą to, co mają mierzyć?) oraz rzetelność (jak precyzyjnie konstrukty mierzą to, co rzeczywiście mierzą?) (zob. Sztabiński F. 2011), to jednak w badaniach porównawczych dodatkowym wyzwaniem jest międzykrajowa ekwiwalentność pomiaru (jak dalece konstrukty identyfikują zjawiska spełniające te same funkcje w różnych krajach) (zob. Pokropek 2012).

Celem artykułu jest weryfikacja hipotezy o występowaniu konfiguralnej, metrycznej oraz skalarnej inwariancji pomiaru skali zaufania politycznego w dwudziestu krajach. Każdy rodzaj ekwiwalentności umożliwia prowadzenie

międzynarodowych porównań skali zaufania politycznego na zupełnie odmiennych poziomach. O ile zgodność konfiguralna oznacza tylko tyle, że w każdym kraju wskaźniki identyfikują ten sam konstrukt, o tyle zgodność metryczna pozwala już na międzynarodową interpretację przyrostów wartości skali, natomiast zgodność skalarna (nazywana silną zgodnością pomiaru) pozwala na interpretację międzynarodowych różnic w średnich wartościach konstruktów. Badacze wyróżniają również inne poziomy ekwiwalentności pomiaru konstruktów latentnych (zob. Milfont i Fischer 2010), te jednak nie będą przedmiotem analiz zaprezentowanych w tym opracowaniu.

### **Model pomiarowy skali zaufania politycznego w badaniach ESS**

W literaturze przedmiotu pojęcia, takie jak „zaufanie polityczne”, „zaufanie instytucjonalne” czy też „zaufanie do instytucji politycznych”, pojawiają się niemal jako synonimy (więcej w Marien i Hooghe 2011). Jednocześnie niezwykle trudno osiągnąć jakikolwiek konsens w działaniach zmierzających do wypracowania spójnej definicji pojęcia zaufania politycznego. Istnieje jednak minimalna zgoda w tym względzie, która każe uznać zaufanie polityczne za osobisty osąd, odzwierciedlający poziom wiarygodności władz oraz instytucji politycznych w opiniach jednostek (por. Levi i Stoker 2000). Osąd ten może zostać zmierzony w sposób dychotomiczny (zaufanie lub jego brak), bądź też stopniowalny (natężenie poziomu zaufania).

W badaniach ESS przyjmuje się, że zaufanie polityczne jest cechą ukrytą (nieobserwowalną), której potencjalnymi wskaźnikami (na poziomie krajowym) są: (a) zaufanie do krajowego parlamentu, (b) zaufanie do systemu prawnego, (c) zaufanie do policji, (d) zaufanie do polityków, (e) zaufanie do partii politycznych. Na rysunku 1. przedstawiono fragment oryginalnej wersji kwestionariusza wywiadu z badań siódmej rundy ESS, z pięcioma pytaniami o zaufanie polityczne na poziomie krajowym oraz dwoma pytaniami o zaufanie do instytucji ponadnarodowych. Zaprezentowana bateria pytań wchodzi w skład tzw. modułu podstawowego kwestionariusza ESS, co oznacza, że pytania o zaufanie polityczne zadawane są respondentom w każdej kolejnej edycji tego projektu (w pierwszej rundzie ESS z roku 2002 nie pytano jednak o zaufanie do polityków).

Pomiar każdego ze wskaźników zaufania politycznego zakłada stopniowalność postaw rozciągającą się na 11-punktowym kontinuum, od „całkowitego braku zaufania” – z przypisaną umowną wartością 0, do „całkowitego zaufania” – z przypisaną umowną wartością 10. Taka konstrukcja pytania jest pożądana w analizach ukierunkowanych na ocenę międzynarodowej inwariancji pomiarowej, prowadzonej na podstawie oceny miar dopasowania modeli równań strukturalnych, gdyż jednym z założeń przyjmowanych w tych modelach jest

miar wskaźników na skali ciągłej (zob. Konarski 2010). W konsekwencji, zastosowanie 11-punktowej skali odpowiedzi spełnia założenie o ciągłości skali w znacznie większym stopniu niż pomiar zaufania politycznego prowadzony w innych projektach międzykrajowych, w których respondenci określają swoje zaufanie na zdecydowanie „krótszych” skalach. Wystarczy przywołać przykład World Values Survey, w którym pomiar zaufania do wybranych instytucji państwowych prowadzony jest na porządkowej skali 4-punktowej, czy też przykład Eurobarometru, w którym respondenci określają swoje zaufanie polityczne, wybierając jedną z dwóch odpowiedzi (deklarują zaufanie lub jego brak). W efekcie ESS oferuje znacznie bardziej miarodajny pomiar zaufania politycznego, niż ma to miejsce w innych międzykrajowych sondażach porównawczych.

**Rysunek 1.** Fragment kwestionariusza wywiadu ESS7-2014 z pytaniami o zaufanie do krajowych oraz ponadnarodowych instytucji politycznych

Posługując się tą kartą [KARTA 11], proszę wskazać na skali od 0 do 10 na ile osobiście ma P. zaufanie do każdej z instytucji, które wymienię. 0 oznacza całkowity brak zaufania wobec instytucji, a 10 oznacza, że ma P. do niej całkowite zaufanie. Pozostałe liczby służą do wyrażenia opinii pośrednich. Na ile ma P. zaufanie do  
...ODCZYTAĆ...

	Całkowity brak zaufania										Całkowite zaufanie										(Trudno powiedzieć)		
	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	
<b>B2</b> ... polskiego parlamentu, tzn. Sejmu i Senatu?	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	88
<b>B3</b> ... systemu prawnego?	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	88
<b>B4</b> ... policji?	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	88
<b>B5</b> ... polityków?	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	88
<b>B6</b> ... partii politycznych?	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	88
<b>B7</b> ... Parlamentu Europejskiego?	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	88
<b>B8</b> ... Organizacji Narodów Zjednoczonych?	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	88

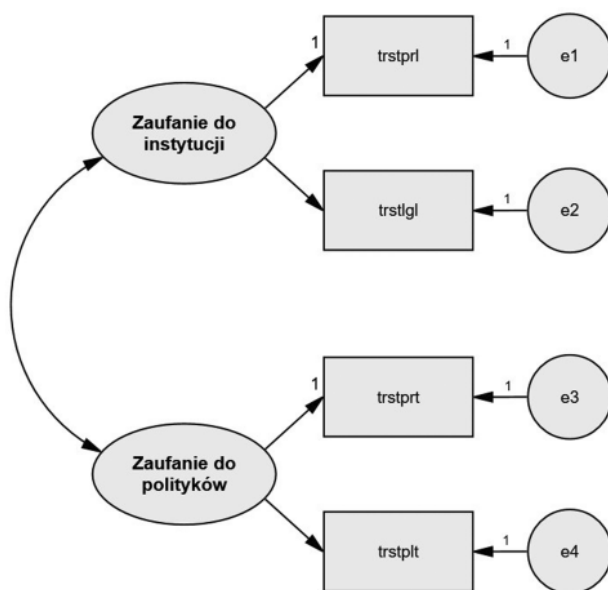
Źródło: Europejski Sondaż Społeczny. 2014. *ESS Round 7 Source Questionnaire*. London: ESS ERIC Headquarters, Centre for Comparative Social Surveys, City University London, s. 7.

Przeglądając prace empiryczne oparte na wynikach projektu ESS można jednak zauważyć, że zaufanie polityczne operacjonalizowane jest przez poszczególnych badaczy w sposób niemal dowolny. Dla przykładu, Nick Allum, Sanna Read oraz Patrick Sturgis (2011) wprowadzają konstrukt łączący zaufanie polityczne (mierzone zaufaniem do parlamentu oraz polityków) z tzw. zaufaniem uogólnionym (mierzonym znanymi pytaniami o zaufanie w kontaktach z nieznanymi; por. Karpiński 2016). Diana Rojas (2010) proponuje z kolei, by na skalę zaufania politycznego składały się dwa niezależne, choć skorelowane ze

sobą konstrukty, takie jak: zaufanie do władz (oparte na wskaźnikach zaufania do partii politycznych oraz polityków), a także zaufanie do instytucji politycznych (oparte na wskaźnikach zaufania do systemu prawnego oraz parlamentu). Ola Listhaug oraz Kristen Ringdal (2008) wyróżniają dwa całkowicie odmienne wymiary politycznego zaufania, tj. zaufanie do systemu wyborczego (krajowego parlamentu, polityków, partii politycznych) oraz zaufanie do instytucji prawa (systemu prawnego, policji). Z kolei inni autorzy (tacy jak: Hooghe i Marien (2013), McLaren (2012), Marien (2011), Berg i Hjerm (2010) oraz Grönlund i Setälä [2007]), konstruują skalę zaufania politycznego jednowymiarowo wykorzystując różne konfiguracje pytań z kwestionariusza ESS.

Należy zatem wyjaśnić, że zaufanie polityczne odnosi się w tym artykule wyłącznie do sfery polityki i definiowane jest w postaci zgodnej z propozycją Rojas (2010). Decyzja taka posiada metodologiczne uzasadnienie wsparte analizą miar dopasowania modeli pomiarowych opartych na równaniach strukturalnych. Szczegółowe wyniki analiz zaprezentowane zostaną później, już teraz można jednak wskazać, że skala zaufania politycznego spełniła warunek międzykrajowej inwariancji konfiguralnej wyłącznie w wersji podanej w pracy Rojas (2010). Graficzną prezentacją przyjętego modelu pomiarowego skali zaufania politycznego jest układ przedstawiony na rysunku 2.

**Rysunek 2.** Schemat testowanego modelu pomiarowego *skali zaufania politycznego*



Uwagi: Oznaczenia wskaźników: trstprl – zaufanie do parlamentu, trstlgl – zaufanie do systemu prawnego, trstprt – zaufanie do partii politycznych, trstplt – zaufanie do polityków.

Model pomiarowy skali zaufania politycznego tworzą zatem: (1) dwa skorelowane ze sobą nieobserwowalne konstrukty, tj. skala zaufania do instytucji politycznych oraz skala zaufania do polityków (model uwzględnia macierz wariancji-kowariancji pomiędzy czynnikami ukrytymi), (2) cztery obserwowalne wskaźniki, po dwa na jeden konstrukt, tj. zaufania do parlamentu, systemu prawnego, partii politycznych oraz polityków (model uwzględnia macierz wariancji-kowariancji między wskaźnikami zaufania politycznego), (3) cztery nieskorelowane ze sobą błędy pomiaru wynikające z probabilistycznego charakteru modelu (model bierze pod uwagę macierz wariancji czynników swoistych). Relacje pomiędzy konstruktami oraz tworzącymi je wskaźnikami można (w każdym kraju) zapisać w uproszczonej postaci następującego układu równań strukturalnych zakładającego liniową zależność pomiędzy mierzonymi konstruktami oraz ich wskaźnikami:

$$\begin{cases} y_{1;g} = \tau_{1;g} + \lambda_{1;g} \cdot \xi_1 + e_{1;g} \\ y_{2;g} = \tau_{2;g} + \lambda_{2;g} \cdot \xi_1 + e_{2;g} \\ y_{3;g} = \tau_{3;g} + \lambda_{3;g} \cdot \xi_2 + e_{3;g} \\ y_{4;g} = \tau_{4;g} + \lambda_{4;g} \cdot \xi_2 + e_{4;g} \end{cases}$$

gdzie: dla każdego  $g \in G$  (tj. kraju) oraz dla każdego  $j \in \{1, 2, 3, 4\}$ ,  $y_{j;g}$  symbolizują obserwowalne wskaźniki (przy czym: 1–trstprl, 2–trstgl, 3–trstprt, 4–trstplt),  $\tau_{j;g}$  odpowiadają parametrom stałych czynnikowych (analogicznie do parametrów przecięcia w równaniu regresji),  $\lambda_{j;g}$  są oznaczeniami parametrów ładunków czynnikowych (analogicznie do współczynników regresji),  $e_{j;g}$  oznaczają błędy pomiarowe (efekty losowe w modelu), z kolei  $\xi_1$  oraz  $\xi_2$  symbolizują dwa skorelowane ze sobą konstrukty latentne, tj. skalę zaufania do instytucji politycznych oraz skalę zaufania do polityków (analogicznie do zmiennych niezależnych w modelu regresji). Innymi słowy, każdy ze wskaźników jest kombinacją liniową zmiennej ukrytej, parametrów stałych, ładunków czynnikowych oraz błędów stochastycznych. Szczegółowy opis wielogrupowych modeli równań strukturalnych pozwalających na weryfikację hipotez o międzykrajowej niezmienniczości pomiaru odnaleźć można w opracowaniu Artura Pokropka (2012).

## Baza danych

Bazą empiryczną będą wyniki siódmej rundy Europejskiego Sondażu Społecznego z 2014 roku (zob. ESS 2016). Projekt ten jest uznanym międzykrajowym badaniem porównawczym realizowanym od roku 2002 w kilkudziesięciu krajach europejskich oraz Izraelu i Turcji. Standardy terenowej realizacji ESS podlegają ścisłej kontroli Komitetu Sterującego (Central Coordination Team) oraz są dokładnie udokumentowane w raportach metodologicznych

oraz bazach danych wynikowych. Otwarty charakter baz danych oraz szczegółowe raportowanie o efektach terenowej fazy badań pozwala badaczom na prowadzenie studiów teoretyczno-empirycznych nad wieloma różnymi aspektami metodologii badań sondażowych. Główne obszary analiz obejmują przede wszystkim refleksję nad: schematami doboru próby oraz typami prób badawczych (zob. Menold 2014; Jabkowski 2013; Stoop i in. 2010; Häder i Lynn 2007; Kohler 2007; Lynn i in. 2007), procedurami umożliwiającymi zwiększanie wskaźników realizacji próby oraz minimalizowanie błędu niepełnej realizacji próby (zob. Sztabiński P.B, Sztabiński F. i Przybysz 2012, 2009, 2007; Sztabiński P.B. 2011; Matsuo i in. 2010; Kreuter i Kohler 2009; Billiet i in. 2007; Domański 2006), efektem wynikającym z prowadzenia pomiaru różnymi technikami badawczymi, tzw. *mixed-mode design* (zob. Jäckle, Roberts i Lynn 2010; Revilla 2010; Vannieuwenhuyze, Loosveldt i Molenberghs 2010), efektem ankieterskim (zob. Beullens i Loosveldt 2016; Loosveldt i Beullens 2013), czy też źródłami oraz sposobami redukcji błędów pomiaru (zob. Coromina i Saris 2009; Saris i Revilla 2016; Saris, Satorra i Coenders 2004).

Co oczywiste, wyniki badań ESS były również podstawą licznych studiów skoncentrowanych na międzykrajowej inwariancji pomiaru różnych konstruktów latentnych (zob. Pokropek 2012; Davidov 2010; Davidov, Schmidt i Schwartz 2008; Reeskens i Hooghe 2008). Warto przy tym zaznaczyć, że ESS stanowi doskonały zasób danych do prowadzenia takich analiz głównie z tego powodu, że w projekcie tym dąży się do implementacji najwyższych standardów metodologicznych umożliwiających międzykrajowe porównania wyników. Można zatem oczekiwać, że ewentualne problemy z międzykrajową ekwiwalentnością pomiaru skali zaufania politycznego będą rzeczywiście efektem odmiennych reakcji respondentów (w różnych krajach) na te same pytania kwestionariuszowe, nie będą natomiast konsekwencją różnic w zastosowanych procedurach terenowych czy też konsekwencją niskiej jakości pomiaru. Wdrażane w ESS standardy metodologiczne dają bowiem znacznie lepsze rezultaty od tych osiąganych w innych międzykrajowych projektach sondażowych (Kohler 2007).

Tabela 1. zawiera podstawowe charakterystyki prób sondażowych z dwudziestu krajów uczestniczących w siódmej rundzie ESS oraz informacje o ostatnich wyborach parlamentarnych w tych krajach sprzed terenowej realizacji ESS7-2014 (relacje pomiędzy zaufaniem politycznym oraz frekwencją wyborczą przedstawione zostaną w ostatniej części tego artykułu). W pomiarze ESS7 uczestniczyły wprawdzie dwadzieścia dwa kraje, jednakże z analiz wyłączono Izrael (jako kraj pozaeuropejski) oraz Łotwę (dla której w grudniu 2017 roku nie udostępniono jeszcze danych z badań terenowych prowadzonych w 2015 roku).



**Tabela 1.** Charakterystyki prób sondażowych w krajach uczestniczących w ESS7-2014 wraz z podstawowymi informacjami o wyborach parlamentarnych poprzedzających pomiar ESS7

Symbol kraju <sup>(i)</sup>	Charakterystyki próby <sup>(ii)</sup>		Informacja o wyborach do izby niższej parlamentu		
	RR2 <sup>(iii)</sup>	Wielkość próby	Obowiązek wyborczy <sup>(iv)</sup>	Rok przeprowadzenia wyborów poprzedzających pomiar ESS7	Frekwencja wyborcza <sup>(v)</sup>
AT: Austria	51,5	1795	-	2013	74,9
BE: Belgia	57,0	1769	+	2014	89,4
CH: Szwajcaria	52,7	1532	-/+	2011	49,5
CZ: Czechy	67,9	2148	-	2013	59,5
DE: Niemcy	31,4	3045	-	2013	71,5
DK: Dania	51,9	1502	-	2011	87,7
EE: Estonia	59,9	2051	-	2011	63,5
ES: Hiszpania	67,9	1925	-	2011	68,9
FI: Finlandia	62,7	2087	-	2011	67,4
FR: Francja	50,9	1917	-	2012	55,4
GB: Wielka Brytania	43,6	2264	-	2010	65,8
HU: Węgry	52,7	1698	-	2014	61,8
IE: Irlandia	60,7	2390	-	2011	69,9
LT: Litwa	68,9	2250	-	2012	52,9
NL: Holandia	58,6	1919	-	2012	74,6
NO: Norwegia	53,9	1436	-	2013	78,2
PL: Polska	65,8	1615	-	2011	48,9
PT: Portugalia	43,0	1265	-	2011	58,0
SE: Szwecja	50,1	1791	-	2014	85,8
SI: Słowenia	52,3	1224	-	2014	51,7

Uwagi: <sup>(i)</sup> Symbole krajów zgodnie ze standardem ISO31166-1;

<sup>(ii)</sup> Na podstawie danych z dokumentacji projektowej ESS7 (2014);

<sup>(iii)</sup> Wskaźnik realizacji próby RR2 obliczony zgodnie ze standardami AAPOR (2016);

<sup>(iv)</sup> - nie występuje, + występuje w całym kraju; -/+ występuje w jednym kantonie;

<sup>(v)</sup> Dane dotyczące obowiązku wyborczego podano za Grönlund, Setälä (2007); rok ostatnich wyborów parlamentarnych poprzedzających pomiar ESS7 oraz frekwencja podana za [www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout](http://www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout); [data pobrania 18.11.2017].

ESS jest reprezentatywnym pomiarem krajowych populacji, w skład których wchodzi „wszystkie osoby w wieku 15 lat i więcej zamieszkujące w prywatnych gospodarstwach domowych, w granicach kraju, niezależnie od narodowości, obywatelstwa, języka lub statusu prawnego” (Lynn i in. 2007: 110). Poszczególne kraje różnią się znacząco pod względem schematów doboru respondentów oraz procedur terenowych (por. Jabkowski 2015), co ma wpływ na wskaźniki realizacji próby oraz liczebności prób badawczych. Dla przykładu stopa realizacji próby w ESS7 (mierzona wskaźnikiem RR2 zgodnym ze standardami AAPOR (2016)) wahała się w granicach od 31,4% w Niemczech do 68,9% na Litwie, z kolei liczebności prób rozpięły się w przedziale od 1224 wywiadów zrealizowanych na Słowenii do ponad 3 tys. wywiadów przeprowadzonych w Niemczech. Należy również dodać, że wyniki ESS wymagają ważenia danych, przy czym w plikach źródłowych dostępne są dwa typy wag: (1) *design-weights*, wyznaczone na podstawie prawdopodobieństwa selekcji jednostek z populacji do próby oraz (2) wagi poststratyfikacyjne, dostosowujące strukturę społeczno-demograficzną próby do struktury społeczno-demograficznej populacji. W analizach zaprezentowanych w tym artykule uwzględniono zarówno wagi wynikające ze schematu losowania, jak również z terenowej realizacji próby.

### **Testowanie poziomów inwariancji pomiarowej skali zaufania politycznego**

Pierwszym etapem analiz ukierunkowanych na ocenę międzykrajowej ekwiwalentności pomiaru skali zaufania politycznego jest weryfikacja hipotezy o strukturalnej ekwiwalencji skali ( $H_0$ : we wszystkich krajach biorących udział w ESS7 uzyskano dostatecznie dobre dopasowanie modelu pomiarowego opisującego zakładane zależności pomiędzy konstruktem oraz tworzącymi je wskaźnikami). Zostanie ona przeprowadzona z wykorzystaniem konfirmacyjnej analizy czynnikowej (zob. Konarski 2010). W tabeli 2. zamieszczone zostały informacje o dopasowaniu modeli pomiarowych (opartych na równaniach strukturalnych) z założonym (w każdym kraju) jednakowym układem wskaźników oraz nieskorelowaniem błędów losowych. Oznacza to, że testowane modele nie wprowadzają żadnych ograniczeń na parametry ładunków czynnikowych oraz na parametry stałych, tj. mogą one dowolnie różnić się pomiędzy krajami. Dwa ostatnie wiersze tabeli 2. zawierają z kolei informacje o dopasowaniu modeli wielogrupowych (w dwóch wariantach, tj. ze wszystkimi krajami oraz z wyłączonej częścią krajów, dla których – o czym za chwilę – zidentyfikowano problemy z pomiarem). Warto jednak mieć na względzie, że weryfikując ekwiwalentność konfiguralną skali powinno się przywiązywać – mimo wszystko – większe znaczenie do dobrego dopasowania każdego z pojedynczych krajowych modeli,

a mniejszą uwagę przykładając do dopasowania modelu wielogrupowego. W inwariancji konfiguralnej chodzi bowiem o to, by upewnić się, że spełnione jest założenie o jednakowej strukturze wskaźników w każdym kraju z osobna.

**Tabela 2.** Wskaźniki dopasowania modeli pomiarowych *skali zaufania politycznego* w krajach uczestniczących w badaniu ESS7-2014 – modele bez nałożonych ograniczeń na parametry równań w krajach

Symbol kraju	CMIN $\chi^2$ (df=1)	p-value	CMIN/df	RMSEA	NFI	CFI
AT	1,76	0,185	1,76	0,021	1,000	1,000
BE	0,22	0,640	0,22	<0,001	1,000	1,000
CH	3,87	0,049	3,87	0,043	0,999	0,999
CZ	19,54	<0,001	19,54 <sup>+</sup>	0,093*	0,997	0,997
DE	1,61	0,205	1,61	0,014	1,000	1,000
DK	4,25	0,039	4,25	0,047	0,999	0,999
EE	2,79	0,095	2,79	0,030	0,999	1,000
ES	0,16	0,692	0,16	<0,001	1,000	1,000
FI	19,47	<0,001	19,47 <sup>+</sup>	0,094*	0,996	0,997
FR	3,49	0,062	3,49	0,036	0,999	0,999
GB	4,93	0,026	4,93	0,042	0,999	0,999
HU	1,29	0,255	1,29	0,013	1,000	1,000
IE	0,62	0,431	0,62	<0,001	1,000	1,000
LT	33,38	<0,001	33,38 <sup>+</sup>	0,120*	0,995	0,995
NL	0,63	0,428	0,63	<0,001	1,000	1,000
NO	8,11	0,004	8,11 <sup>+</sup>	0,070*	0,997	0,998
PL	1,55	0,214	1,55	0,018	1,000	1,000
PT	0,42	0,516	0,42	<0,001	1,000	1,000
SE	2,97	0,085	2,97	0,033	0,999	1,000
SI	10,09	0,001	10,09 <sup>+</sup>	0,065*	0,998	0,999
<b>MG SEM model 1<sup>(i)</sup></b>	<b>121,13 (20)</b>	<b>&lt;0,001</b>	<b>6,06<sup>+</sup></b>	<b>0,011</b>	<b>0,999</b>	<b>0,999</b>
<b>MG SEM model 2<sup>(ii)</sup></b>	<b>30,54 (15)</b>	<b>0,010</b>	<b>2,04</b>	<b>0,006</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ESS7-2016.

Adnotacje: Wartości krytyczne dopasowania: <sup>+</sup> CMIN/df>5; \* RMSEA>0,05.

<sup>(i)</sup> Wielogrupowy model strukturalny (MG SEM) dla wszystkich krajów.

<sup>(ii)</sup> Wielogrupowy model strukturalny (MG SEM) z wyłączeniem CZ, FI, LT, NO, SI.

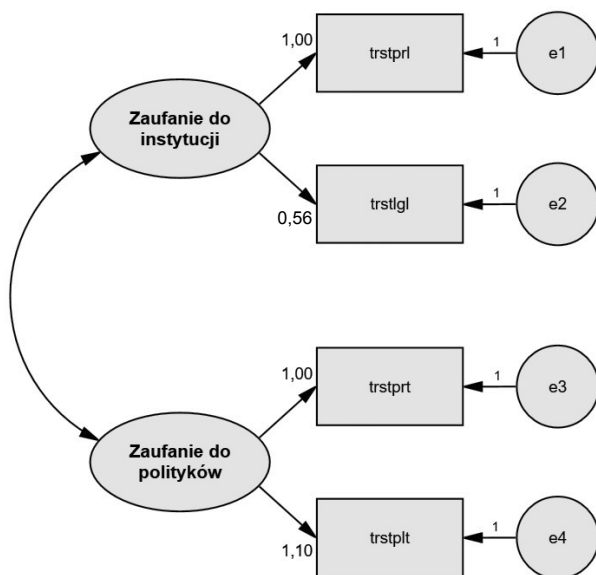
Warto również dodać, że spośród wielu dostępnych miar służących ocenie stopnia dopasowania modeli pomiarowych opartych na równaniach strukturalnych (zob. Konarski 2010), w zestawieniach prezentowanych w tym artykule podano informację o wartościach następujących indeksów: (1) statystyce chi-kwadrat (CMIN) wraz z liczbą stopni swobody ( $df$ ) oraz  $p$ -wartością w teście weryfikującym statystyczną istotność dopasowania modelu, (2) CMIN/ $df$ , czyli statystyce chi-kwadrat skorygowanej o liczbę stopni swobody (wartości dopuszczalne to maks. 2; przy bardziej liberalnym podejściu maks. 5), (3) RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), czyli mierniku opartym na rozbieżności pomiędzy danymi populacyjnymi oraz danymi wynikającymi z modelu (wartości dopuszczalne to maks. 0,05; przy podejściu mniej konserwatywnym maks. 0,08), a także (4) NFI (*Normed Fit Index*) oraz (5) CFI (*Comparative Fit Index*), czyli indeksach dopasowania odnoszących weryfikowany model pomiarowy do tzw. modelu zerowego, czyli do modelu zakładającego całkowity brak zależności pomiędzy dwoma konstruktami, a także pomiędzy konstruktami oraz tworzącymi je wskaźnikami (wartości minimalne obu miar ustalono na poziomie 0,95; przy podejściu bardziej liberalnym minimum wynosi 0,9).

Przyglądając się danym zawartym w tabeli można zauważyć, że dla zdecydowanej większości krajów uczestniczących w badaniu ESS7 uzyskano zadowalające dopasowanie modelu zakładającego jednakową strukturę pomiaru skali zaufania politycznego. Niemniej jednak uwagę zwraca pomiar przeprowadzony w pięciu krajach, tj. Czechach, Finlandii, Litwie, Norwegii oraz Słowenii, w których miary dopasowania CMIN, CMIN/ $df$  oraz RSMEA nie osiągnęły zadowalających wartości. Nawet jeśli przyjmie się argumentację, że statystyka chi-kwadrat (CMIN) oraz jej pochodna (CMIN/ $df$ ) nie są miarodajne w tej ocenie (są one bowiem wrażliwe na wielkości próby, które w badaniach ESS są dość znaczne), to wartości miernika RMSEA (niewrażliwego na rozmiar próby) uzyskane w nich, przekroczyły już tolerowane wielkości. Przyglądając się dokładniej pomiarowi w tych krajach można zauważyć, że to stosunkowo słabe dopasowanie modelu do rzeczywistych danych wynika ze skorelowania błędów losowych, których model nie przewiduje (skorelowanie jest niepożądane, świadczy bowiem o niskiej rzetelności pomiaru wskaźników), nie jest natomiast konsekwencją jakiejś odmiennej struktury skali w tych pięciu krajach. Jednak niska rzetelność pomiaru mogłaby w sposób znaczący przełożyć się na dalsze etapy wnioskowania o międzykrajowej (metrycznej oraz skalarnej) inwariancji pomiaru skali zaufania politycznego, więc dla przejrzystości prowadzonego wywodu z prowadzonych dalej analiz wyłączono przypadki wskazanych krajów, pomimo iż spełniały one założenie o ekwiwalentności konfiguralnej pomiaru skali.

Po stwierdzeniu tego faktu, kolejnym etapem działań jest weryfikacja hipotezy o ekwiwalencji metrycznej skali zaufania politycznego ( $H_0$ : model zakładający we wszystkich krajach równość ładunków czynnikowych, będzie

wystarczająco dobrze dopasowany do rzeczywistych danych). Polega to na utworzeniu modelu wielogrupowego, w którym wprowadza się ograniczenie na ładunki czynnikowe w postaci ich równości we wszystkich porównywanych krajach (tzn. dla ustalonego  $i \in \{1,2,3,4\}$  oraz dla dowolnych  $g, h \in G$  takich, że  $g \neq h$ , zakłada się  $\lambda_{i;g} = \lambda_{i;h}$ ). Tym samym, model pełnej inwariancji metrycznej jest zagnieżdżony w modelu inwariancji konfiguralnej, co oznacza, że zakłada on taki sam układ relacji pomiędzy skalą a tworzącymi je wskaźnikami, wprowadza jednak dodatkowe założenie na równość ładunków czynnikowych (pozostałe parametry mogą się różnić pomiędzy krajami). Co istotne, zagnieżdżenie jednego modelu w drugim pozwala na ich porównywanie, tzn. stwierdzenie, na ile pogorszyło się dopasowanie modelu inwariancji konfiguralnej po wprowadzeniu do niego ograniczeń na ładunki czynnikowe. Rzecz w tym, by odnotowany spadek dopasowania nie przekroczył tolerowanego poziomu. Rysunek 3. przedstawia weryfikowany model pełnej inwariancji metrycznej w grupie piętnastu krajów uczestniczących w ESS7.

**Rysunek 3.** Model pomiarowy pełnej inwariancji metrycznej *skali zaufania politycznego* w badaniu ESS7-2014



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ESS7-2014 z wyłączeniem CZ, FI, LT, NO, SI.

Adnotacje: Wyniki MG SEM z nałożonymi ograniczeniami na ładunki czynnikowe (równość ładunków czynnikowych w grupach wyróżnionych przez kraje): CMIN=204,72;  $df=43$ ;  $p\text{-value}<0,001$ ; RMSEA=0,011; NFI=0,997; CFI=0,998.

Z uwagi na konieczność unormowania jednostek pomiaru skali przyjmuje się standardowo, że wartość ładunku czynnikowego przyporządkowanego jednemu ze wskaźników tworzących każdy z konstruktów latentnych będzie równa 1 (w prezentowanych tu analizach wartość równą 1 przypisano ładunkowi czynnikowemu przy wskaźniku zaufania do parlamentu oraz przy wskaźniku zaufania do partii politycznych). Jest to typowe założenie przyjmowane w modelowaniu równań strukturalnych, które umożliwia identyfikację modelu (tj. oszacowanie jego parametrów). Testowany model wielogrupowy zakłada dodatkowo, że ładunek czynnikowy przypisany wskaźnikowi zaufania do systemu prawnego powinien być w każdym kraju równy 0,56, natomiast ładunek czynnikowy przypisany wskaźnikowi zaufania do polityków powinien być równy 1,1.

Uzyskane wartości miar dopasowania modelu zakładającego pełną inwariancję metryczną wskazują na bardzo dobre dopasowanie tego modelu do danych rzeczywistych. Na tym etapie analizy można zatem przyjąć, że pomiar skali zaufania politycznego nie wykazuje żadnych problemów, tzn. ładunki czynnikowe są jednakowe w każdym kraju. Ma to swoje konkretne przełożenie na analizę danych empirycznych. Oznacza bowiem, że przyrost wartości każdego wskaźnika o jedną jednostkę miary świadczy o jednakowym (we wszystkich krajach) przyroście zaufania politycznego. Choć stwierdzenie tego faktu pozwala już na włączanie utworzonej skali do równań regresji, to nie daje jeszcze możliwości porównywania średnich wartości konstruktów pomiędzy krajami. Nadal nie wiadomo bowiem, czy przy takim samym rzeczywistym średnim poziomie konstruktów (w różnych krajach) obserwowane wskaźniki będą osiągać te same wartości. Gdyby tak nie było, to porównywanie krajowych średnich byłoby niezwykle ryzykowne, bowiem identyczne wartości skali mogłyby świadczyć o różnym średnim poziomie zaufania politycznego. Tym samym, utworzona skala nie byłaby w stanie wykryć rzeczywistych międzykrajowych różnic w wartościach zaufania politycznego.

Z tego względu kolejnym etapem oceny ekwiwalencji pomiarowej skali zaufania politycznego będzie weryfikacja modelu zakładającego pełną inwariancję skalarną ( $H_0$ : model, zakładający we wszystkich krajach równość odpowiadających sobie ładunków czynnikowych oraz stałych czynnikowych, będzie wystarczająco dobrze dopasowany do rzeczywistych danych). W takim wielogrupowym modelu przyjmuje się założenie o równości ładunków czynnikowych oraz równości parametrów stałych we wszystkich krajach (tzn. dla ustalonego  $i \in \{1, 2, 3, 4\}$  oraz dla dowolnych  $g, h \in G$  takich, że  $g \neq h$ , zakłada się jednocześnie równość  $\lambda_{i,g} = \lambda_{i,h}$  oraz  $\tau_{i,g} = \tau_{i,h}$ ). Model z przyjętymi w ten sposób ograniczeniami jest oczywiście zagnieżdżony zarówno w modelu zakładającym inwariancję konfiguralną, jak również w modelu zakładającym inwariancję metryczną. Ponieważ zostało już stwierdzone, że model pełnej inwariancji metrycznej nie jest istotnie gorzej dopasowany do danych niż model inwariancji konfiguralnej,

to właśnie model bardziej restrykcyjny, tj. przyjmujący założenie o równości ładunków czynnikowych (pierwszy wiersz w tabeli 3), będzie teraz punktem odniesienia w ocenie dopasowania modelu zakładającego pełną inwariancję skalarną.

**Tabela 3.** Modele pomiarowe inwariancji skalarnej skali zaufania politycznego w badaniu ESS7-2014

Modele inwariancji skalarnej	CMIN $\chi^2$	df	RMSEA	NFI	CFI	Indeksy modyfikacji	
						state <sup>(i)</sup>	Wkład w CMIN
M2. Pełna inwariancja metryczna	204,72	43	0,011	0,997	0,998	-	-
M3. Pełna inwariancja skalarna	7516,56	99	0,051	0,888	0,889	$\tau_{2,DK}$	306,03
M3.1. Uwolniono – $\tau_{2,DK}$	7140,66	98	0,050	0,893	0,895	$\tau_{1,IE}$	228,54
M3.2. Uwolniono – $\tau_{1,IE}$	6875,21	97	0,050	0,897	0,899	$\tau_{2,BE}$	131,75
M3.3. Uwolniono – $\tau_{2,BE}$	6726,50	96	0,049	0,900	0,901	$\tau_{2,ES}$	115,91
M3.4. Uwolniono – $\tau_{2,ES}$	6591,34	95	0,049	0,902	0,903	$\tau_{2,PL}$	104,60
M3.5. Uwolniono – $\tau_{2,PL}$	6464,13	94	0,049	0,903	0,905	$\tau_{1,SE}$	93,74
M3.6. Uwolniono – $\tau_{1,SE}$	6336,76	93	0,049	0,905	0,907	$\tau_{3,SE}$	97,94
M3.7. Uwolniono – $\tau_{3,SE}$	6214,84	92	0,048	0,907	0,908	$\tau_{2,PT}$	91,64
M3.8. Uwolniono – $\tau_{2,PT}$	6107,80	91	0,048	0,909	0,910	$\tau_{4,SE}$	94,93
M3.9. Uwolniono – $\tau_{4,SE}$	5751,63	90	0,047	0,914	0,915	$\tau_{2,SE}$	135,31
M3.10. Uwolniono – $\tau_{2,SE}$	5480,14	89	0,046	0,918	0,919	$\tau_{3,DK}$	88,09

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ESS7-2014 z wyłączeniem CZ, FI, LT, NO, SI.

Adnotacje: <sup>(i)</sup> Parametry  $\tau_{j,g}$  w modelu MG SEM odpowiednio dla  $g$  – grupy/kraju oraz  $j$ -wskaźnika zgodnie z następującą numeracją:  $\tau_{1,g}$ : *trstprl*,  $\tau_{2,g}$ : *trstlgl*,  $\tau_{3,g}$ : *trstprt*,  $\tau_{4,g}$ : *trstplt*.

Dane zawarte w powyższej tabeli wskazują na poważne problemy ze spełnieniem założenia o pełnej inwariancji skalarnej pomiaru zaufania politycznego w krajach uczestniczących w siódmej rundzie ESS (model M3). Świadczą o tym niedostatecznie dobre miary dopasowania tego modelu pomiarowego (tj. CMIN jest statystycznie istotne, RMSEA przewyższa wartość krytyczną, a NFI oraz CFI są mniejsze od wartości tolerowanej) oraz istotnie słabsze dopasowanie tego modelu w porównaniu z dopasowaniem modelu bazowego (M2). Jedynym rozwiązaniem zaistniałej sytuacji jest próba poprawy jakości modelu poprzez „uwalnianie”, krok po kroku, ograniczeń nałożonych na parametry stałych, tak długo, aż uzyska się model wystarczająco dobrze dopasowany do rzeczywistych danych (nazywany będzie on modelem częściowej inwariancji skalarnej).

Warto zauważyć, że precyzyjną informację o tym, które z nałożonych ograniczeń należy „zdyć” w pierwszej kolejności, tak by najbardziej poprawić do-

pasowanie modelu do danych, dostarcza statystyka *Likelihood Ratio Test*, nazywana również *indeksem modyfikacji*. Wartości takich indeksów przedstawione zostały w ostatniej kolumnie tabeli 3. Wynika z nich, że dopasowanie modelu pełnej inwariancji skalarnej (model M3) zwiększa się najbardziej, jeżeli uchyli się ograniczenie na parametr stałej przy wskaźniku zaufania do systemu prawnego dla danych z Danii (uzyskuje się w ten sposób model M3.1.). W prezentowanych zestawieniach takie działanie poprawiające jakość modelu przeprowadzono dziesięciokrotnie, uzyskując model finalny opisany symbolem M3.10. Zachowuje on założenie o pełnej międzykrajowej inwariancji metrycznej (równość ładunków czynnikowych we wszystkich krajach), przy jednoczesnym zliberalizowaniu założeń o równości dziesięciu stałych w siedmiu krajach. Dopasowanie tego ostatecznego modelu jest nadal dalekie od dopasowania modelu pełnej inwariancji metrycznej (M2), choć jest już na poziomie pozwalającym uznać to dopasowanie za wystarczające (RMSEA < 0,05; NFI oraz CFI > 0,9).

Podsumowując wyniki testów na międzykrajową inwariancję pomiarową skali zaufania politycznego w badaniach ESS7 należy wskazać, że w każdym z porównywanych krajów wybrane do konstrukcji skali pytania kwestionariuszowe okazały się wskaźnikami tych samych konstruktów. Skala spełniła również warunek ekwiwalencji metrycznej, choć nie mogła zostać uznana za ekwiwalentną skalarnie. Jedyną bezpieczną konkluzją z przeprowadzonych analiz jest zatem stwierdzenie, iż nie da się w pełni porównywać średnich wartości konstruktów zaufania politycznego pomiędzy wszystkimi krajami biorącymi udział w pomiarze siódmej rundy ESS, można natomiast interpretować przyrosty tej skali. Co więcej, choć oba konstrukty tworzące skalę zaufania politycznego są ze sobą skorelowane w sposób znaczący (model pomiarowy słusznie zakładał wzajemne powiązanie obu czynników ukrytych), to jednak jakość konstruktów opisujących zaufanie do instytucji jest znacząco niższa od jakości konstruktów opisujących zaufanie do polityków.


Dokładne informacje o jakości obu konstruktów konstytuujących skalę zaufania politycznego, a także o jakości tworzących je wskaźników, zaprezentowane zostały w tabeli 4.

Biorąc pod uwagę dane zawarte w tej tabeli można przyjąć, że oba konstrukty (przy założeniu ich skorelowania) są wystarczająco dobrze odzwierciedlone przez tworzące je wskaźniki. Potwierdza to analiza rzetelności konstruktów z wykorzystaniem współczynnika rho-Joreskoga (miernik CR powinien osiągać wartość co najmniej 0,7) oraz część całkowitej wariancji wskaźników uwzględniona w budowie konstruktów (miernik AVE powinien osiągać wartość co najmniej 0,5). Przyglądając się szczegółowym wynikom należy jednak zauważyć, że problematyczny okazał się, mimo wszystko, pomiar zaufania do instytucji politycznych, w tym pomiar jednego ze wskaźników tego konstruktów, tj. zaufania do systemu prawnego. Jest to szczególnie widoczne w drugiej



części tabeli 4, w której zawarto informacje o wariancji wskaźników wyjaśnianych przez konstrukt (dane podają kwadrat standaryzowanej wartości ładunku czynnikowego w równaniu strukturalnym). Dla wskaźnika zaufania do systemu prawnego wartości te są znacząco niższe od odpowiednich wartości uzyskanych dla pozostałych wskaźników. Jedyne rozsądne wytłumaczenie jest takie, że pojęcie „systemu prawnego” rozumiane było przez respondentów z różnych krajów w zupełnie odmienny sposób, stąd modele pomiarowe zakładające ekwiwalentność pomiaru tego konkretnego pytania wskazywały na niższą jakość konstruktów, w skład którego wskaźnik ten wchodził.

**Tabela 4.** Parametry jakości skali *zaufania politycznego* oraz tworzących ją wskaźników w badaniu ESS7-2014 – model pomiarowy z pełną równoważnością metryczną oraz częściową równoważnością skalarną<sup>(i)</sup>

Symbol kraju	Ocena konstruktów					Ocena wskaźników <sup>(v)</sup>			
	Zaufanie do instytucji			Zaufanie do polityków		Zaufanie do instytucji		Zaufanie do polityków	
	CR <sup>(ii)</sup>	AVE <sup>(iii)</sup>		CR	AVE	<i>trstprl</i>	<i>trstlgl</i>	<i>trstprt</i>	<i>trstplt</i>
AT	0,816	0,691	0,778	0,916	0,845	0,828	0,554	0,796	0,895
BE	0,772	0,634	0,839	0,918	0,849	0,814	0,454	0,883	0,958
CH	0,816	0,691	0,920	0,916	0,845	0,828	0,554	0,796	0,895
DE	0,710	0,555	0,880	0,889	0,800	0,707	0,403	0,755	0,845
DK	0,782	0,644	0,902	0,928	0,866	0,776	0,513	0,790	0,941
EE	0,844	0,733	0,768	0,899	0,816	0,903	0,564	0,766	0,867
ES	0,742	0,593	0,809	0,936	0,880	0,733	0,453	0,826	0,933
FR	0,705	0,548	0,821	0,916	0,845	0,687	0,410	0,789	0,901
GB	0,753	0,608	0,894	0,910	0,835	0,759	0,457	0,785	0,885
HU	0,847	0,737	0,824	0,929	0,868	0,903	0,572	0,806	0,929
IE	0,687	0,530	0,829	0,908	0,832	0,692	0,367	0,780	0,884
NL	0,811	0,686	0,897	0,946	0,898	0,863	0,508	0,856	0,941
PL	0,828	0,709	0,866	0,945	0,896	0,861	0,557	0,850	0,943
PT	0,771	0,630	0,885	0,930	0,869	0,740	0,520	0,828	0,910
SE	0,756	0,610	0,868	0,902	0,822	0,731	0,489	0,766	0,878

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ESS7-2014.

Anotacje: <sup>(i)</sup> Model pomiarowy M.3.10. zgodnie z opisem w Tabeli 3.

<sup>(ii)</sup> Rzetelność konstruktów wyznaczona w oparciu o miernik rho-Joreskoga

<sup>(iii)</sup> Wariancja wyodrębniona przez konstrukt (*Average Variance Extracted*).

<sup>(iv)</sup> Korelacja liniowa Pearsona pomiędzy zaufaniem do instytucji a zaufaniem do polityków.

<sup>(v)</sup> Wariancja wskaźnika wyjaśniana przez konstrukt (*Squared Multiple Correlation*).

## Międzynarodowe zestawienia średnich wartości skali zaufania politycznego w ESS7

Dążenie do ekwiwalentności pomiaru nie jest głównym celem badań porównawczych, choć oczywiście uprawomocnia ono wnioskowanie o międzynarodowych różnicach w obserwowanym poziomie pewnych konstruktów latentnych. Należy pamiętać, że podstawowym celem sondaży porównawczych pozostaje wnioskowanie o międzynarodowych różnicach w poziomie obserwowanych zjawisk, które mogą, ale nie muszą, zostać zmierzone konstruktami budowanymi za pomocą równań strukturalnych. Wystarczy przywołać przykład tzw. skali ocen sumowanych (lub skali ocen uśrednionych), którą konstruuje się poprzez proste sumowanie (lub uśrednianie) wartości pojedynczych wskaźników wchodzących w skład skali, by ukazać alternatywne sposoby pomiaru zmiennych ukrytych w badaniach sondażowych. Trzeba jednak mieć na względzie, że to właśnie model pomiaru skali oparty na równaniach strukturalnych daje znacznie większą kontrolę nad budową konstruktów. Pozwala on bowiem przypisać każdemu wskaźnikowi wagę proporcjonalną do siły wpływu tego wskaźnika na konstrukt, podczas gdy zwykle sumowanie (uśrednianie) punktów oznacza – *de facto* – przypisanie takiej samej wagi każdemu wskaźnikowi i to niezależnie od tego, jaki jest rzeczywisty wkład tego wskaźnika w pomiar konstruktów. Tym samym, modelowanie równań strukturalnych uznaje się za najbardziej miarodajną procedurę budowy skal pomiarowych. Bez odpowiedzi pozostaje jednak jeszcze pytanie, czy konstrukcja skal pomiarowych z wykorzystaniem równań strukturalnych ma jakiś wpływ na wyniki lub mówiąc inaczej, czy wartości konstruktów latentnych opartych na równaniach strukturalnych różnią się w sposób istotny od wartości skal budowanych w inny sposób. W celu znalezienia odpowiedzi na to pytanie należy porównać średnie wartości konstruktów (dla zaufania politycznego będą to średnie dwóch konstruktów zgodnych z modelem pomiarowym M3.10 przedstawionym w tabeli 3.), ze średnimi wartościami wskaźników wchodzącymi w skład obu konstruktów.

W tabeli 5. podano informacje o (1) średnich wartościach konstruktów, (2) uśrednionych wartościach pojedynczych wskaźników składających się na oba konstrukty, (3) wynikach testu weryfikującego statystyczną istotność różnicy pomiędzy uśrednioną wartością wskaźników oraz średnią wartością konstruktów, a także (4) uszeregowanie krajów według wartości konstruktów oraz wartości wskaźników.

**Tabela 5.** Porównanie średniej wartości konstruktów<sup>(1)</sup> oraz średniej wartości wskaźników *skali zaufania politycznego* w badaniu ESS7-2014

Symbol kraju	Zaufanie do instytucji					Symbol kraju	Zaufanie do polityków				
	Średnia konstruktów		Średnia wskaźników		$d=\mu_1-\kappa_1$		Średnia konstruktów		Średnia wskaźników		$d=\mu_2-\kappa_2$
	$\kappa_1$	Ranga	$\mu_1$	Ranga	z-test		$\kappa_2$	Ranga	$\mu_2$	Ranga	z-test
CH	5,86	1	6,37	2	11,60*	CH	5,40	1	5,15	1	-5,51*
SE	5,76	2	6,28	3	11,79*	SE	5,19	2	5,03	2	-3,51*
DK	5,74	3	6,64	1	17,75*	DK	5,11	3	5,00	3	-2,12*
NL	5,22	4	5,61	4	9,14*	NL	4,95	4	4,88	4	-1,62
DE	4,71	5	5,50	5	22,62*	BE	4,22	5	4,14	5	-1,69
BE	4,66	6	4,93	8	5,48*	DE	4,16	6	3,94	6	-6,26*
AT	4,61	7	5,19	6	10,76*	GB	3,69	7	3,53	7	-3,60*
EE	4,38	8	4,80	9	8,43*	EE	3,62	8	3,49	8	-2,80*
GB	4,17	9	4,98	7	17,72*	AT	3,58	9	3,49	8	-1,61
IE	3,90	10	4,58	10	17,25*	IE	3,46	10	3,35	10	-2,59*
HU	3,82	11	4,25	12	7,66*	HU	3,09	11	2,99	11	-1,72
FR	3,69	12	4,56	11	19,66*	FR	2,89	12	2,74	12	-3,32*
ES	3,31	13	3,90	13	12,31*	ES	2,38	13	2,26	13	-2,42*
PT	2,82	14	3,45	14	10,84*	PT	2,26	14	2,14	14	-2,03*
PL	2,76	15	3,23	15	9,65*	PL	2,17	15	2,07	15	-1,98*

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ESS7-2014.

Adnotacje: <sup>(1)</sup> Model pomiarowy M3.10. zgodnie z opisem w Tabeli 3.

\* p-value<0,05

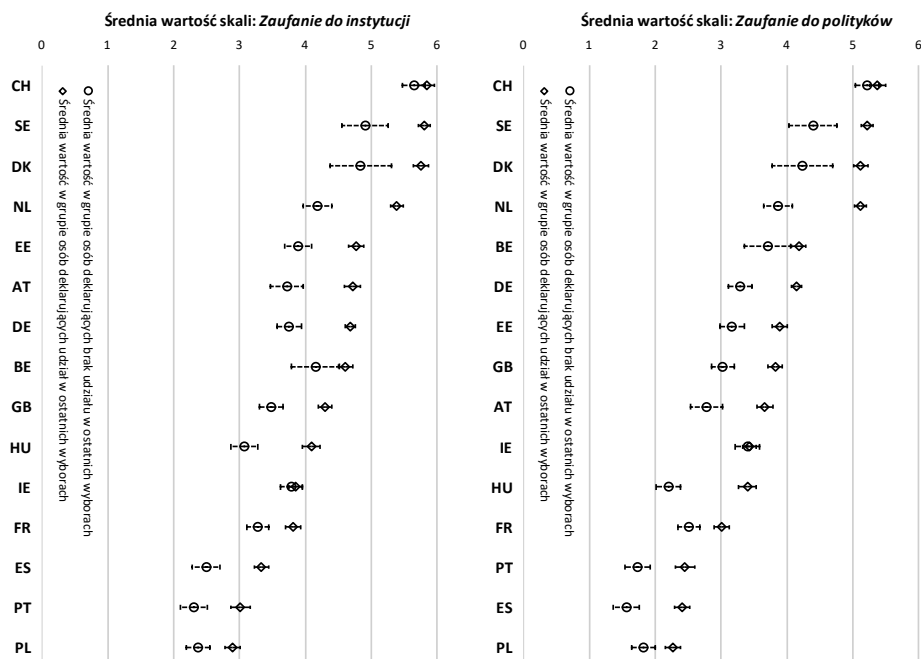
W pierwszej kolejności warto przyjrzeć się uszeregowaniu krajów. Dane zawarte w prawej części tabeli są dość zaskakujące. Wynika z nich, że tworząc ranking państw pod względem średniego poziomu zaufania do polityków nie ma żadnego znaczenia, jak ustala się te średnie krajowe wartości. Z drugiej strony, tworząc ranking państw pod względem średniego poziomu zaufania do instytucji politycznych ma już duże znaczenie to, czy kraje pozycjonuje się wykorzystując wartości konstruktów, czy też średnie wartości pojedynczych wskaźników. Przyglądając się temu dokładniej można wskazać, że sposób wyznaczania średniej krajowej wartości zmienia pozycję 9 z 15 państw. Zmiany dotyczą przy tym głównie krajów ulokowanych na czele oraz w środku stawki, w mniejszym stopniu dotyczą one państw o najniższym poziomie zaufania do instytucji politycznych. Wystarczy zauważyć, że na trzech ostatnich pozycjach nie odnotowano żadnych zmian, podczas gdy na pierwszych trzech miejscach oraz w środku

stawki były one wyraźne. Co więcej, jeżeli porówna się średnie wartości konstruktów oraz uśrednione wartości wskaźników, widać już doskonale, że we wszystkich krajach uśrednienie pozycji skali przeszacowywało średni poziom zaufania do instytucji politycznych oraz niedoszacowywało średni poziom zaufania do polityków. Konkludując należy stwierdzić, że dla międzykrajowych porównań wyników ma jednak istotne znaczenie, czy średnie wartości poziomu zaufania politycznego wyznacza się z wykorzystaniem modelowania równań strukturalnych, czy też nie. Zmianie ulega bowiem nie tylko uszeregowanie krajów, ale również – a może przede wszystkim – średnia krajowa wartość mierzonych konstruktów.

Ostatnim etapem analiz ukierunkowanych na ocenę jakości pomiaru skali zaufania politycznego w badaniach siódmej rundy ESS będzie weryfikacja trafności przyjętego modelu pomiarowego opisującego tę skalę. Należy zatem przypomnieć ustalenia literaturowe poczynione we wprowadzeniu do artykułu, z których wynikało, iż zaufanie polityczne powinno posiadać pozytywne przełożenie na skłonność jednostek do udziału w wyborach. Jeżeli zatem skala zaufania politycznego miałaby być trafna, to osoby deklarujące udział w wyborach powszechnych powinny charakteryzować się istotnie większym poziomem zaufania politycznego od tych osób, które deklarują brak takiego udziału. Opisana zależność powinna zachodzić nie tylko na poziomie jednostek oraz ich deklaracji, ale również na poziomie krajów oraz rzeczywistej frekwencji wyborczej. W tym ostatnim przypadku średnie krajowe wartości konstruktów powinny korelować wprost proporcjonalnie z rzeczywistą frekwencją wyborczą odnotowaną w poszczególnych krajach.

Podjmując w pierwszej kolejności ocenę trafności skali na poziomie pomiaru opinii jednostek należy podać, że w projekcie ESS zadaje się respondentom pytanie o to, czy brali oni udział w ostatnich wyborach parlamentarnych (rok wyborów sprzed pomiaru ESS7 podano w tabeli 1). Respondenci mogli przy tym wybrać jedną z trzech możliwych odpowiedzi: „tak”, „nie” lub „nie byłem uprawniony do głosowania”. Wyłączając z prowadzonych analiz kategorię osób nieuprawnionych do udziału w ostatnich wyborach, należy oczekiwać, że średni poziom zaufania do instytucji politycznych oraz średni poziom zaufania do polityków będzie osiągać we wszystkich krajach istotnie większe wartości w grupie osób deklarujących udział w ostatnich wyborach. Odpowiednie dane pozwalające na weryfikację tego przypuszczenia przedstawione zostały na rysunku 4., który przedstawia średnie wartości obu konstruktów (wyznaczone dla każdego kraju w podziale na grupę osób deklarujących udział oraz brak udziału w ostatnich wyborach) wraz z odpowiadającymi tym średnim 95% przedziałami ufności.

**Rysunek 4.** Porównanie średnich wartości konstruktów *skali zaufania politycznego*<sup>(1)</sup> w podpróbach wyróżnionych z uwagi na deklarowany udział w wyborach parlamentarnych

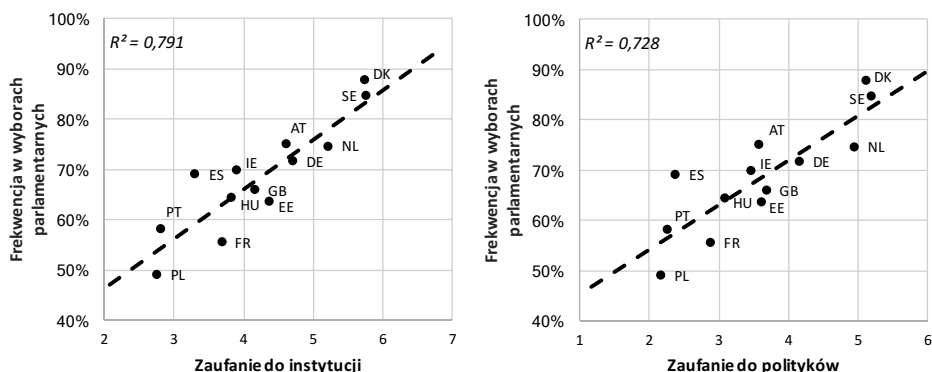


Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ESS7-2014.

Adnotacje: <sup>(1)</sup> Model pomiarowy M3.10. zgodnie z opisem w Tabeli 3.

Analizując powyższe dane można wskazać, że w zdecydowanej większości porównywanych krajów średnia wartość zaufania do instytucji politycznych oraz średnia wartość zaufania do polityków osiągnęła poziom istotnie wyższy w grupie osób deklarujących udział w ostatnich wyborach parlamentarnych. Różnicę nieistotną statystycznie stwierdzono jedynie w Szwajcarii, Belgii oraz Irlandii. Trzeba jednak pamiętać, że system wyborczy w Belgii nakłada obowiązek wyborczy na wszystkich obywateli uprawnionych do głosowania, natomiast w Szwajcarii taki obowiązek nałożony jest na mieszkańców jednego kantonu (zob. dane w tabeli 1). A zatem brak różnic w średnim poziomie zaufania politycznego w grupie osób deklarujących udział oraz brak udziału w wyborach nie może być w tych krajach oznaką nietrafnego pomiaru. Przyjmując takie rozumowanie, problematyczne okazują się wyłącznie wyniki uzyskane w Irlandii (których nie da się już wyjaśnić specyfiką systemu wyborczego). Co ważne jednak, we wszystkich pozostałych krajach oba konstrukty należy uznać za trafne mierniki zaufania politycznego.

**Rysunek 5.** Wykres rozrzutu średnich krajowych wartości konstruktów *skali zaufania politycznego*<sup>(i)</sup> oraz frekwencji w wyborach parlamentarnych



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ESS7-2016 z wyłączeniem danych dla BE i CH.

Anotacje: <sup>(i)</sup> Model pomiarowy M3.10. zgodnie z opisem w Tabeli 3.

Trafność skali potwierdzają także analizy danych na poziomie makro. Dwa kolejne diagramy korelacyjne zaprezentowane na rysunku 5. zestawiają średnie krajowe wartości obu konstruktów składających się na skalę zaufania politycznego, z odnotowywaną rzeczywistością frekwencją wyborczą (informacje o frekwencji z wyborów parlamentarnych poprzedzających pomiar ESS7 zamieszczone są w tabeli 1.). Dane te potwierdzają istnienie silnej dodatniej korelacji liniowej. Średnie krajowe wartości zaufania do instytucji politycznych pozwalają przy tym wyjaśnić ponad 79% międzykrajowej zmienności frekwencji wyborczej, z kolei średnie krajowe wartości zaufania do polityków wyjaśniają prawie 73% takiej zmienności. Ważne jest to, że współczynniki determinacji są na tyle znaczące, by pomiar obu skal zaufania politycznego uznać za trafny miernik na poziomie krajowym.

## Podsumowanie

Przedstawione w artykule analizy pozwalają na sformułowanie kilku wniosków w odniesieniu do pomiaru skali zaufania politycznego w badaniach siódmej rundy Europejskiego Sondażu Społecznego. Po pierwsze, że pomiar czterech wskaźników zaufania, tj. do krajowego parlamentu, systemu prawnego, polityków oraz partii politycznych, nie spełnia warunku pełnej międzykrajowej inwariancji skalarnej. W konsekwencji, podchodząc do analizy wyników z sondaży międzykrajowych w najbardziej restrykcyjny sposób, niemożliwe jest porównywanie średnich krajowych wartości skali zaufania politycznego.

Rozpatrywany konstrukt spełnił jedynie założenie częściowej inwariancji skalarnej z zachowaniem pełnej inwariancji metrycznej. Innymi słowy, udało się osiągnąć wystarczająco dobre dopasowanie modelu pomiarowego zakładającego równość ładunków czynnikowych we wszystkich krajach, przy jednoczesnym zniesieniu ograniczenia na międzygrupową inwariancję dziesięciu parametrów stałych w siedmiu krajach. Oznacza to, że nawet jeśli międzykrajowe porównania średnich okazują się problematyczne i należy podchodzić do nich z dużą rezerwą, to na podstawie utworzonego konstrukt można, bez żadnych problemów, wnioskować o międzykrajowych zmianach w poziomie zaufania politycznego.

Po drugie, z przeprowadzonych analiz wynika, że spośród czterech wskaźników zaufania, składających się w sumie na dwa skorelowane ze sobą konstrukty tworzące model skali zaufania politycznego, najwięcej problemów przyniósł pomiar wskaźnika zaufania do systemu prawnego. W konsekwencji konstrukt, w skład którego wchodził ten wskaźnik, czyli skala zaufania do instytucji politycznych, charakteryzowała się relatywnie niższą jakością pomiaru, niż miało to miejsce w przypadku pomiaru skali zaufania do polityków. Wynikało to z tego, iż pojęcie „systemu prawnego” nie pełniło tych samych funkcji we wszystkich krajach lub mówiąc inaczej, nie stanowiło ekwiwalentnego pojęcia dla respondentów z różnych krajów.

Po trzecie, analizy ukazały, że pomimo istotnych trudności, na jakie napotkała próba pozytywnego zweryfikowania hipotezy o pełnej międzykrajowej ekwiwalentności skalarnej testowanego modelu pomiarowego, przedstawiona skala zaufania politycznego okazała się trafnym miernikiem tego zjawiska. Potwierdziły to jednoznacznie analizy trafności równoczesnej przeprowadzone na poziomie jednostkowym, z których wynikało, że osoby o wyższym poziomie zaufania politycznego mają większą skłonność do udziału w wyborach parlamentarnych, jak też analizy trafności równoczesnej na poziomie makro, które z kolei ukazały silną wprost proporcjonalną zależność pomiędzy odnotowywaną średnią krajową wartością poziomu zaufania politycznego oraz rzeczywistą frekwencją wyborczą. Podsumowując można zatem stwierdzić, że zaproponowany model pomiaru skali zaufania politycznego, jako konstrukt opartego na dwóch innych skorelowanych ze sobą miarach, takich jak zaufanie do instytucji politycznych oraz zaufanie do polityków, dał obiecujące rezultaty empiryczne, nawet jeśli problematyczne okazało się interpretowanie różnic w średnich wartościach tego konstrukt pomiędzy krajami uczestniczącymi w badaniu siódmej rundy ESS.

## Literatura

- AAPOR. 2016. *Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys. 9th edition*. American Association for Public Opinion Research.
- Allum, Nick, Sanna Read i Patrick Sturgis. 2011. *Evaluating change in social and political trust in Europe*. W: E. Davidov, P. Schmidt i Jaak Billiet. *Cross-Cultural Analysis. Methods and Applications*. New York, NY: Routledge. Taylor & Francis Group, s. 35–53.
- Almond, Gabriel A. i Sidney Verba. 1963. *The Civic Culture: Political Attitudes and Democracy in Five Nations*. Princeton, NJ: Princeton Univ. Press.
- Armington, Klaus i Kai Guthmann. 2013. *Democracy in crisis? The declining support for national democracy in European countries*. „European Journal of Political Research” 53(3): 423–442.
- Bandura, Albert. 1982. *Self-efficacy mechanism in human agency*. „American Psychologist” 37(2): 122–147.
- Bélanger, Éric i Richard Nadeau. 2005. *Political trust and the vote in multiparty elections: The Canadian case*. „European Journal of Political Research” 44(1): 121–146.
- Berg, Linda i Mikael Hjerm. 2010. *National Identity and Political Trust*. „Perspectives on European Politics and Society” 11(4): 179–196.
- Beullens, Koen i Geert Loosveldt. 2016. *Interviewer Effects in the European Social Survey*. „Survey Research Methods” 10(2): 103–118.
- Billiet, Jaak i Hans De Witte. 1995. *Attitudinal dispositions to vote for a “New” extreme right-wing party: The case of “Vlaams Blok”*. „European Journal of Political Research” 27(2): 181–202.
- Billiet, Jaak, Hideko Matsuo, Michael Philippens, Rory Fitzgerald i Ineke Stoop. 2007. *Estimation of nonresponse bias in the European social survey: using information from reluctant respondents*. „Journal of Official Statistics” 23(2): 135–162.
- Citrin, Jack. 1974. *Comment: the political relevance of trust in government*. „American Political Science Review” 68(3): 973–988.
- Coromina, Lluís i Willem E. Saris. 2009. *Quality of media use measurement*. „International Journal of Public Opinion Research” 21(4): 424–450.
- Dalton, Russell. 2004. *Democratic Challenges, Democratic Choices: The Erosion of Political Support in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- Davidov, Eldad. 2010. *Testing for comparability of human values across countries and time with the third round of the European Social Survey*. „International Journal of Comparative Sociology” 51(3): 171–191.
- Davidov, Eldad, Peter Schmidt i Shalom H. Schwartz. 2008. *Bringing Values Back in: The Adequacy of the European Social Survey to Measure Values in 20 Countries*. „The Public Opinion Quarterly” 72(3): 420–445.
- Denemark, David i Shaun Bowler. 2002. *Minor parties and protest votes in Australia and New Zealand: Locating populist parties*. „Electoral Studies” 21(1): 47–67.
- Domański, Henryk. 2005. *Legitymizacja system politycznego w dwudziestu jeden krajach*. „Studia Socjologiczne” 177(2): 5–39.



- Domański, Henryk. 2006. *Liczba wizyt i czas trwania badania*. „ASK. Research & Methods” 15(1): 29–49.
- Domański, Henryk. 2014. *Zaufanie do instytucji*. W: P.B. Sztabiński i F. Sztabiński (red.). *Polska – Europa. Wyniki Europejskiego Sondażu Społecznego 2002–2012*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN, s. 18–24.
- Europejski Sondaż Społeczny. 2014. *ESS Round 7 Source Questionnaire*. London: ESS ERIC Headquarters, Centre for Comparative Social Surveys, City University London.
- Europejski Sondaż Społeczny. 2016. *ESS Cumulative Dataset: Rounds 1–7*. Norway: NSD – Norwegian Centre for Research Data.
- Finifter, Ada W. 1970. *Dimensions of political alienation*. „American Political Science Review” 64(2): 389–410.
- Gamson, William A. 1968. *Power and Discontent*. Homewood, IL: Dorsey.
- Grönlund, Kimmo i Maija Setälä. 2007. *Political Trust, Satisfaction and Voter Turnout*. „Comparative European Politics” 5(4): 400–422.
- Häder, Sabine i Peter Lynn. 2007. *How representative can a multi-nation survey be?* W: R. Jowell, C. Roberts, R. Fitzgerald i G. Eva (red.). *Measuring attitudes cross-nationally: Lessons from the European Social Survey*. London, UK: SAGE Publications Ltd., s. 33–53.
- Heath, Oliver. 2008. *Triggers for protest: Modelling responses to the political context in Britain, 2000–2002*. „European Journal of Political Research” 47(4): 489–509.
- Herreros, Francisco. 2009. *The state*. W: G.T. Svendsen i G.L.H. Svendsen (red.). *Handbook of Social Capital. The Troika of Sociology, Political Science and Economics*. Northampton, MA: Edward Elgar Publishing, Inc., s. 390–151.
- Hetherington, Marc J. 1998. *The political relevance of political trust*. „The American Political Science Review” 92(4): 791–808.
- Hetherington, Marc J. 1999. *The effect of political trust on the presidential vote, 1968–96*. „The American Political Science Review” 94(2): 311–326.
- Hooghe, Marc i Sofie Marien. 2013. *A comparative analysis of the relation between political trust and forms of political participation in Europe*. „European Societies” 15(1): 131–152.
- Hooghe, Marc, Sofie Marien i Teun Pauwels. 2011. *Where do distrusting voters turn if there is no viable exit or voice option? The impact of political trust on electoral behaviour in the Belgian regional elections of June 2009*. „Government and Opposition” 46(2): 245–273.
- Inglehart, Ronald F. 2008. *Changing values among Western publics from 1970 to 2006*. „West European Politics” 31(1–2): 130–146.
- Ivarsflaten, Elisabeth. 2008. *What unites the populist right in western Europe? Re-examining grievance mobilization models in seven successful cases*. „Comparative Political Studies” 41(1): 3–23.
- Jabkowski, Piotr. 2013. *How (Not) to Estimate the Design Effect of a Complex Sampling Scheme: A Case Study of the Polish Section of the European Social Survey, Round 5*. „ASK. Research&Methods” 22(1): 55–77.

- Jabkowski, Piotr. 2015. *Reprezentatywność badań reprezentatywnych. Analiza wybranych problemów metodologicznych oraz praktycznych w paradygmacie całkowitego błędu pomiaru*. Poznań: Wydawnictwo Naukowe UAM.
- Jäckle, Anette, Caroline Roberts i Peter Lynn. 2010. *Assessing the effect of data collection mode on measurement*. „International Statistical Review” 78(1): 3–20.
- Kaase, Max. 1999. *Interpersonal trust, political trust and non-institutionalised political participation in Western Europe*. „West European Politics” 22(3): 1–21.
- Kaina, Viktoria. 2008. *Declining trust in elites and why we should worry about it: with empirical evidence from Germany*. „Government and Opposition” 43(3): 405–423.
- Karpiński, Zbigniew. 2016. *Zaufanie uogólnione a ostrożność w kontaktach z nieznanymi: porównanie wyników dwóch sondaży*. „Studia Socjologiczne” 222(3): 199–228.
- Kohler, Ulrich. 2007. *Survey from inside: an assessment of unit nonresponse bias with internal criteria*. „Survey Research Methods” 2(1): 55–67.
- Kończyńska, Marta. 2015. *Zaufanie do instytucji państwowych*. Pobrane z: [http://polpan.org/wp-content/uploads/2014/05/POLPAN\\_raport\\_Zaufanie.pdf](http://polpan.org/wp-content/uploads/2014/05/POLPAN_raport_Zaufanie.pdf). Dostęp 20.12.2017.
- Konarski, Roman. 2010. *Modele równań strukturalnych. Teoria i praktyka*. Warszawa: WN PWN.
- Kreuter, Frauke i Ulrich Kohler. 2009. *Analyzing contact sequences in call record data. potential and limitation of sequence indicators for nonresponse adjustments in the European Social Survey*. „Journal of Official Statistics” 25(2): 203–226.
- Levi, Margaret i Laura Stoker. 2000. *Political trust and trustworthiness*. „Annual Review of Political Science” 3(1): 475–507.
- Listhaug, Ola i Kristen Ringdal. 2008. *Trust in political institutions*. W: H. Ervasti, T. Fridberg, M. Hjerem i K. Ringdal (red.). *Nordic Social Attitudes in a European Perspective*. Northampton, MA: Edward Elgar Publishing, Inc., s. 131–151.
- Loosveldt, Geert i Koen Beullens. 2013. *‘How long will it take?’ An analysis of interview length in the fifth round of the European Social Survey*. „Survey Research Methods” 7(2): 69–78.
- Lubbers, Marcel, Merové Gijsberts i Peer Scheepers. 2002. *Extreme right-wing voting in Western Europe*. „European Journal of Political Research” 41(3): 345–378.
- Lynn, Peter, Siegfried Gabler, Sabine Häder i Seppo Laaksonen. 2007. *Methods for achieving equivalence of samples in cross-national surveys*. „Journal of Official Statistics” 27(1): 107–124.
- Marien, Sofie i Marc Hooghe. 2011. *Does political trust matter? An empirical investigation into the relation between political trust and support for law compliance*. „European Journal of Political Research” 50(2): 267–291.
- Marien, Sofie. 2011. *Measuring political trust across time and space*. W: M. Hooghe i S. Zmerli (red.). *Political Trust. Why Context Matters*. Colchester: ECPR Press, s. 13–46.
- Matsuo, Hideko, Jaak Billiet, Geert Loosveldt, Frode Berglund i Øyvén Kleven. 2010. *Measurement and adjustment of non-response bias based on non-response surveys: the case of Belgium and Norway in the European Social Survey Round 3*. „Survey Research Methods” 4(3): 165–178.

- Menold, Natalja. 2014. *The influence of sampling method and interviewers on sample realization in the European Social Survey*. „Survey Methodology” 40(1): 105–123.
- McLaren, Lauren M. 2012. *The cultural divide in Europe: migration, multiculturalism, and political trust*. „World Politics” 64(2): 199–241.
- Milfont, Taciano L. i Ronald Fischer. 2010. *Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research*. „International Journal of Psychological Research” 3(1): 111–121.
- Miller, Arthur i Ola Listhaug. 1990. *Political parties and confidence in government: A comparison of Norway, Sweden and the United States*. „British Journal of Political Science” 20(3): 357–386.
- Norris, Pippa (red.). 1999. *Critical citizens: Global support for democratic government*. Oxford: Oxford University Press.
- Nye, Joseph S. Jr. i Philip. D. Zelikow. 1997. *Conclusion: Reflections, conjectures and puzzles*. W: J. S. Nye, Jr., P. D. Zelikow i D. C. King (red.). *Why people don't trust government*. Cambridge, UK: Harvard University Press., s. 253–281.
- Pauwels, Teun. 2010. *Explaining the success of neoliberal populist parties: The case of Lijst Dedecker in Belgium*. „Political Studies” 58(5): 1009–1029.
- Pharr, Susan J. i Robert Putnam (red.). 2000. *Disaffected democracies: What's troubling the trilateral countries?* Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Pokropek Artur. 2012. *Porównania międzynarodowe*. W: H. Domański (red.). *Metodologia badań nad stratyfikacją społeczną*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar, s. 261–282.
- Polavieja, Javier. 2013. *Economic crisis, political legitimacy, and social cohesion*. W: D. Gallie (red.). *Economic crisis, quality of work and social integration: The European experience*. Oxford, UK: Oxford University Press, s. 256–278.
- Reeskens, Tim i Marc Hooghe. 2008. *Cross-cultural measurement equivalence of generalized trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)*. „Social Indicators Research” 85(3): 515–532.
- Revilla, Melanie. 2010. *Quality in Unimode and Mixed-Mode designs: A Multitrait-Multimethod approach*. „Survey Research Methods” 4(3): 151–164.
- Rojas, Diana Z. 2010. *Evaluation of the concepts Trust in institutions and Trust in authorities*. Pobrane z: [https://www.upf.edu/documents/3966940/3986764/RECSM\\_wp029.pdf](https://www.upf.edu/documents/3966940/3986764/RECSM_wp029.pdf). Data dostępu 20.12.2017.
- Rosanvallon, Pierre. 2008. *Counter-democracy: Politics in an age of distrust*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Rychard, Andrzej. 2010. *Stare i nowe hipotezy o legitymizacji i zaufaniu*. W: A. Rychard i H. Domański (red.). *Legitymizacja w Polsce. Nieustanny kryzys w zmieniających się warunkach?* Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN, s. 219–232.
- Saris, Willem E. i Melanie Revilla. 2016. *Correction for measurement errors in survey research: necessary and possible*. „Social Indicators Research” 127(3): 1005–1020.
- Saris, Willem E., Albert Satorra i Germà Coenders. 2004. *A New Approach to Evaluating the Quality of Measurement Instruments: The Split-Ballot MTMM Design*. „Sociological Methodology” 34(1): 311–347.

- Shaffer, Stephen. 1981. *A multivariate explanation of decreasing turnout in presidential elections, 1960–1976*. „American Journal of Political Science” 25(1): 68–95.
- Söderlund, Peter i Elina Kestilä-Kekkonen. 2009. *Dark side of party identification? An empirical study of political trust among radical right-wing voters*. „Journal of Elections, Public Opinion & Parties” 19(2): 159–181.
- Stokes, Donald E. 1962. *Popular evaluations of government: an empirical assessment*. W: H. Cleveland i H. D. Lasswell. *Ethics and Bigness: Scientific, Academic, Religious, Political, and Military*. New York: Harper, s. 61–72.
- Stolle, Dietlind i Marc Hooghe. 2005. *Inaccurate, exceptional, one-sided or irrelevant? The debate about the alleged decline of social capital and civic engagement in western societies*. „British Journal of Political Science” 35(1): 149–167.
- Stoop, Ineke, Jaak Billiet, Achim Koch i Rory Fitzgerald. 2010. *Improving survey response. Lessons learned from the European Social Survey*. New York, NY: John Wiley & Sons, Ltd.
- Sztabiński, Franciszek. 2011. *Ocena jakości danych w badaniach surveyowych*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.
- Sztabiński, Paweł B. 2011. *How to prepare an advance letter? The ESS Experience in Poland*. „ASK. Research & Methods” 20(1): 107–148.
- Sztabiński, Paweł B., Franciszek Sztabiński i Dariusz Przybysz. 2007. *Are non-respondents similar to respondents? Findings from the ESS-2004 in Poland*. „ASK. Research & Methods” 18(1): 25–54.
- Sztabiński, Paweł B., Franciszek Sztabiński i Dariusz Przybysz. 2009. *How does length of field-work period influence non-response? Findings from ESS2 in Poland*. „ASK. Research & Methods” 18(1): 67–95.
- Sztabiński, Paweł B., Franciszek Sztabiński i Dariusz Przybysz. 2012. *What do respondents and non-respondents think of incentives and how do they react to them? The ESS experience in Poland*. „ASK. Research & Methods” 21(1): 87–122.
- Torcal, Mariano. 2014. *The decline of political trust in Spain and Portugal: Economic performance or political responsiveness?* „American Behavioral Scientist” 58(12): 1542–1567.
- Van der Brug, Wouter, Meindert Fennema i Jean Tillie. 2000. *Anti-immigrant parties in Europe: Ideological or protest vote*. „European Journal of Political Research” 37(1): 77–102.
- Vannieuwenhuysse, Jorre, Geert Loosveldt i Geert Molenberghs. 2010. *A method for evaluating mode effects in mixed-mode surveys*. „Public Opinion Quarterly” 74(5): 1027–1045.