

*Николина КЕНИГ*УДК: 159.9.072:32.019.5(497.7)  
Изворен научен труд

## МЕРЕЊЕ НА ПОПУЛИСТИЧКИ СТАВОВИ – ПСИХОМЕТРИСКИ КАРАКТЕРИСТИКИ НА ТРИ ДИМЕНЗИОНАЛНАТА СКАЛА

### **Кратка содржина:**

За да одговорот на растечката потреба за мерење на популистичките ставови, неколку истражувачи предлагаат инструменти кои го дефинираат конструктот користејќи различни теоретски рамки. Ова истражување спроведено со цел да се утврдат психометриските својства на неодамна развиената тродимензионална скала за мерење на степенот на прифаќање популистички ставови на индивидуално ниво, предложена од Шулиц и нејзините соработници. За разлика од инструментите кои ги дефинираат популистичките ставови како едодимензионален конструкт, оваа скала се заснова на претпоставката дека тие се латентен конструкт од повисок ред, со три различни под-димензии од прв ред.

Пригодниот примерок од кој се прибирани податоците, се состои од вкупно 535 учесници, (53,1 % жени) од 25 урбани (52,6 % од главниот град) и 15 рурални области во земјата, со просечна возраст  $M = 36,2 (SD = 12,4)$  години, повеќето (65 %) со завршено средно образование. Сите учесници доброволно одговорија на збир од инструменти, вклучувајќи избор на префериран хипотетички политички кандидат, две скали за популистички ставови, неколку други скали кои мерат варијабли поврзани со релевантниот конструкт, и основни демографски податоци.

Психометриските карактеристики на инструментот на Шулиц и соработниците, беа проверени со спроведување на анализа на ајтеми, конфирматорна факторска анализа и тестирање на предложените хипотези генерирани врз основа на претходни релевантни истражувања. Резултатите ја потврдија тродимензионалната структура на скалата и тоа со добри индикатори за совпаѓање со оригиналниот модел, алфа-коэффициентите укажаа на прифатлива внатрешна хомогеност на скалата и нејзините димензии. Исто така, димензиите на конструктот се корелирани со други варијабли кои се очекува да бидат поврзани со одобрување на популистички ставови.

Врз основа на анализата, заклучено е дека тродимензионалната скала на Шулиц и соработниците преведена на македонски јазик, со оглед на метриските карактеристики, може да се користи за утврдување на степенот на прифаќање популистички ставови, но дека нејзината ефикасност за предвидување на

*преференција на популистички ориентираните партии за време на изборите треба дополнително да се испита.*

**Клучни зборови:** популистички ставови, психометриски карактеристики.

## Вовед

### Мерење на популистичките ставови

Со оглед на тоа што истовремено се третира и како коректив на демократијата, најмногу заради втемеленоста во идејата дека на луѓето треба да им се даде моќ да донесуваат одлуки преку директно изразување на нивната волја, но и како закана за воспоставените демократски институции (Mudde & Rovira-Kaltwasser, 2012), популизмот се манифестира низ различни, понекогаш контрадикторни појави и генерира неконзистентни ставови. Популизмот како идеологија се смета за „мека“, бидејќи за разлика од другите традиционални политички идеологии, не се потпира на „цврсти“ и систематизирани постулати што ја дефинираат политичката акција, туку, главно на спротивставеноста на естаблишментот и масите. Оттука, централниот дел на повеќето дефиниции за популизмот е тоа што тој е составен од најмалку две препознатливи основни карактеристики: 1. нагласувањето на централната улога на „народот“, односно „обичните луѓе“ во политиката, за кои се експлицитно или имплицитно се верува дека се инхерентно добри и меѓусебно слични, и 2. антагонизмот кон „елитите“, кои често се гледаат како зли, корумпирани и нереспонзивни на потребите на масите (Mudde, 2004). Покрај тоа, популистичките ставови често се придружени и со поддршка за идејата дека „обичните луѓе“, на кои им е иманентно здраворазумско резонирање и имаат слични интереси, треба да бидат во центарот на политиката и политичките одлуки. Така, третата компонента на популизмот е барањето за суверенитет на обичните луѓе наспроти политичките елити, поддржано од идеалот за непосредно учество на граѓаните во политичкото одлучување како клучна вредност.

Во текот на последните неколку години, се забележува пораст во бројот на истражувања кои се спроведуваат за се идентификува колку граѓаните ги прифаќаат популистичките идеи, како и кои се корелатите на овој став. Овој интерес е сосема разбирлив ако се земе предвид брзиот раст на популизмот како опција на изборните арени и како реторичка алаткана политичката сцена. Паралелно со постоечката потреба за разбирање на овој феномен, истражувачите развија неколку инструменти кои имаат за цел да го доловат прифаќањето на збирот на верувања кои се карактеризираат со гледање на политиката како борба помеѓу „добрите луѓе“ и „нечесниот естаблишмент“. Сите досега публикувани инструменти за мерење на популизмот, не се обидуваат да прават разлика меѓу лево ориентираниот и десно ориентираниот конзервативен популизам, туку, се потпираат

само на теоретски конципираната „мека“ идеолошка страна која може да се „налепи“ на која било „тврда“ идеолошка матрица.

Еден од првите обиди за мерење на популистичките ставови е направен пред десетина години, од страна на Акерман и соработниците (Akkerman, Mudde, and Zaslove, 2014), кои предлагаат еднодимензионална концептуализација на популистичките ставови. Врз основа на оваа замисла, тие развиле скала од шест ајтеми, која до неодамна беше најчесто користениот инструмент за мерење на прифаќањето на популистичките идеи. Сличен пристап е користен во неодамна предложената скала на Ван Хјуверт и соработниците (Van Hauwaert et al., 2020).

Во дискусијата зошто популистичките ставови треба да се мерат како тродимензионална, наместо како еднодимензионална варијабла, Шулц и соработниците (Shultz et al., 2018), објаснуваат дека концептуализацијата како тродимензионален конструкт, меѓу другото, овозможува на индивидуално ниво да се измерат посебните степени на трите различни аспектина популистичките уверувања, наместо да се располага само со еден агрегатен скор. Со оглед на тоа дека еднодимензионалните инструменти не се осетливи на овие разлики, тие не прават дистинкција помеѓу различните политички погледи, кои настануваат врз основа на различните степени на одобрување на антиелистичките ставови, наспроти барањето за суверенитет или верувањето во хомогеноста на „обичните луѓе“, кои, на индивидуално ниво може да имаат не само различен интензитет, туку и спротивставен правец. Се очекува тродимензионалното мерење на овие ставови да биде попрецизно во предвидувањето на конкретни политички избори или однесувања, токму затоа што дозволува идентификацијана овиеможни различни обрасци.

Кастахањо Силва и соработниците (Castahano Silva et al., 2019) идентификувале седум најчесто користени скали за мерење на популизмот на индивидуално ниво. Освенливната скала предложена во 2018 година, во евалуацијата на психометриските својства ја вклучиле и скалата на Акерман и соработниците (Akkerman et al., 2014); скалата на Елчардус и Спрут (Elchardus and Spruyt, 2016); на Оливер и Ран (Oliver & Rahn, 2016); на Шулц и соработниците (која е предмет на анализа во ова истражување); инструментот предложен од Стенли (Stanley, 2011); и CSES модулот на Хоболт и соработниците (Hobolt et al., 2016). Ниту една од скалите, барем во оваа анализа, правена врз основа на огромна база на податоци со кои располагале, не покажала завидни перформанси истовремено и во однос на внатрешната кохерентност, екстерната валидност, крос-културна валидност и теоретската заснованост. Питерова и Ковачова-Холевова (Piterová & Kováčová Holevová, 2022) од друга страна, по деталното испитување на психометриските карактеристики на четири избрани скали на популистички ставови, нашле дека скалата предложена од Шулц и соработниците, заедно со Ван-Хјувертовата (Van Hauwaert et al., 2020), имаат

најадекватни психометриски својства за истражување на популистичките ставови запопулацијата во Словачка.

### **Опис на тридимензионалната скала за мерење на популистички ставови на Шулиц и соработниците**

Врз основа на наодите од претходните истражувања за популизмот како конструкт кој вклучува три главни политички верувања, Ен Шулиц и нејзините колеги (Schulz et al., 2018) предлагаат дека популистичките ставови може успешно да се измерат како фактор од втор ред составен од овие три различни поддимензии од прв ред: 1) нагласени антиелистички уверувања, 2) поддржување на неограничен суверенитет на „народот“, односно „обичните луѓе“ и 3) сфаќање дека „обичните луѓе“ се доблесни и сподедуваат слични интереси и карактеристики. Авторите предложиголем број иницијални ајтеми за кои претпоставиле дека ги рефлектираат трите димензии, или преку преземање од претходни скали, или формулирајќи ги врз основа на преглед на релевантна литература. По спроведување на експлораторна и конфирматорна факторска анализа, тие предлагаатконечен збир од 12 ајтеми кои ја рефлектираат идејата за популизмот составен од три поддимензии: *антиелистички ставови, барање за суверенитет на народот* верување во *хомогеноста и доблеста на обичните луѓе*. За дополнително да го поддржат тридимензионалниот модел, авторите го споредуваат со едноразмерниот модел на Акерман и го тестираат како едноразмерен модел нивниот сет од 12 ајтеми. По извршената анализа, заклучуваат дека хиерархискиот тридимензионален модел има многу подобри метриски својства во споредба со едноразмерните модели.

Соодветноста на вклопување на скалата на Шулиц во теоретскиот модел, потврдена е и во студијата на Кастањо Силва и соработниците (Castanho Silva et al., 2019), во која се тестирани психометриските својства на седумте споменати скали на популистички ставови со користење податоци собрани онлајн, од девет земји во Европа и во Америка, со околу 250 учесници по земја. Притоа, во споредба со другите, само скалата од Шулиц и соработниците покажаладобро вклопување во моделот на сите релевантни индекси.

Имајќи предвид дека предложената скала е мошне нова, беа достапни само неколку студии за нејзина крос-културна валидација. Претходно споменатата студија, ја оценува скалата високоод аспект на екстерна валидност, но нискоод перспектива на крос-културна валидност. Како што беше веќе споменато, инструментот преведен на словачки јазик и со одредени модификации, добро прилагоден за употреба кај оваа популација (Piterová & Kováčová Holevová et al., 2022). Други слични студии не беа достапни во моментот на изработка на овој труд.

Целта на истражувањето е да обезбеди превод на македонски јазик на тродимензионалната скала на Шулиц од англиски на македонски јазик, како и емпириски податоци за внатрешната конзистентност, валидноста и усогласеноста на инструментот со предложениот тродимензионален модел, односно концептуализација на популистичките верувања. Со оглед на тоа дека популизмот во регионот е во пораст (Bieber, 2021; Bosilkov, 2021; Petkovski, 2016; Rechica et al., 2022), важно е да се располага со инструмент со потврдени метриски карактеристики кој ќе помогне во расветлување на локалните специфики на овој феномен.

### Планирани статистички анализи

За да се идентификува дискриминативноста на ајтемите, ќе се користи внатрешен критериум (корелации со соодветната супскала), откако ќе бидат приложени просеците за ајтемите за трите димензии изведени од авторите. Релијабилноста ќе се определи со пресметување на Кронбахалфа-коэффициенти, а за споредбата на внатрешната структура на скалата со моделот што го нудат авторите на инструментот, ќе се спроведат конфирматорна факторска анализа.

Во согласност со претходните истражувања (на пр. Piterova & Kováčová Holevová, 2022), ќе биде тестирана хипотезата (хипотеза 1) за проверка на конвергентната валидност на инструментот, која гласи дека: „вкупниот скор и скоровите на поединечните димензии на скалата на Шулиц и соработниците, позитивно корелираат со вкупниот скор и соодветните димензии на скалата на Кастањо Силва и соработниците“. Исклучок од оваа очекувана меѓусебна поврзаност се очекува само за манихејската супскала од инструментот на Кастањо Силва, која повеќе се заснова на општите политички дихотомии „ние“ наспроти „тие“, наместо на тоа како во популистичките дискурси е конструиран антагонизмот помеѓу елитите наспроти „обичните луѓе“. Така, се очекува дека оваа димензија не е во корелација ниту со *антиелитизмот* ниту со *барањето за суверенитет* од скалата на Шулиц, додека негативно корелира со димензијата *хомогеност на луѓето*.

Согласно со тврдењето на Хокинс и соработниците (Hawkinson et al., 2017), популистичките ставови не се конструираат примарно во политичката сфера, туку се веќе постоечки, латентен збир на верувања што може да бидат активирани од одредени контексти и да се користат од политичарите за привлекување гласачи. Веќе е добро поддржано со емпириски податоци дека популистичките идеи се поврзани со прифаќање идеи на конспирација (Castanho Silva et al., 2017; Erisen et al., 2021; Oliver & Rahn, 2016), пред сè затоа што теориите на заговор ја намалуваат комплексноста на социјалните и политичките феномени на релативно едноставни објаснувања каде што доминантно, елитите (често таинствени и невидливи за обичните луѓе) имаат неограничена и злонамерна моќ. Се знае дека одредени форми

или аспекти на популистичкиот став се поврзани и со национализмот и етноцентризмот (Castanho Silva et al., 2017; Derks, 2006; Oliver and Rahn 2016; Stanley, 2011), фашизмот (Eatwell, 2017), додека други со егалитаризмот (Derks, 2006). Врз основа на наведените наоди, се претпоставува дека *антиелиитизмот* и *барањето за суверенитет на луѓето* се позитивно поврзани со верувањето во теориите на заговор, додека *верувањето за хомогеност на луѓето* е позитивно поврзано со етноцентризмот (хипотеза 2).

Истражувањата покажуваат и дека различни ранливи позиции ги прават луѓето склони кон прифаќање популистички верувања. Ранливоста може да произлезе од согледани или реални закани, како што се низок социоекономски статус, пониско образование, понапредна возраст или дисоцијација од различни групи кои имаат социјална моќ. Интерпретирано како реакција на неисполнети ветувања на демократските политички системи за обезбедување инклузивност (Mény и Surel, 2002), би се очекувало дека популистичките верувања го привлекуваат вниманието на оние групи луѓе кои се чувствуваат помалку интегрирани и се понезадоволни (Anduiza et al, 2019; Spruyt et al., 2016). Досега е утврдено дека популистичките ставови се поприсутни кај помалку образованите (Elchardus and Spruyt, 2016; Rechica et al, 2022; Piterová & Kováčová Holevová, 2022, Rovira Kaltwasser & Van Hauwaert, 2020) и кај повозрасните граѓани (Piterová & Kováčová Holevová, 2022; Rechica et al, 2022; Rovira Kaltwasser & Van Hauwaert, 2020). Оттука, хипотезата 4 тврди дека популистичкиот став е позастапен кај помалку образованите, постарите и оние кои не се вклучени во ниту една политичка партија.

Повисокиот степен на прифаќање на популистичките ставови би требало да води кон фаворизирање на популистички ориентиран политички кандидати, или кандидати кои се претставуваат како „луѓе од народот“ (пр. Ackerman et al., 2014, Piterová & Kováčová Holevová, 2022; Schulz et al., 2018). Врз основа на ова, предложено е дека врз основа на вкупниот скор на скалата за популистички ставови може да се предвиди преференцијата на политички кандидати (хипотеза 5).

## МЕТОД

### Примерок

Пригодниот примерок од кој се прибирани податоците, вклучува 535 учесници (53,1 % жени), сите етнички Македонци кои живеат во 25 различни урбани средини (52,6 % од главниот град Скопје) и 15 рурални средини низ целата земја. Просечната возраст на испитаниците е  $M = 36,2$  ( $SD = 12,4$ ), а најголем дел (65,5 %) имаат завршено средно образование, 29,3 % се со високо образование, додека 5,2 % имаат диплома или докторат. Огромно мнозинство учесници изјавиле дека не се членови на ниту една политичка партија (78,7 %), само 5,7 % се активни членови, додека останатите се изјасниле дека нивното членство е само формално.

Учеството во истражувањето беше доброволно, анонимно и некомпензирано. Регрутирањето на учесниците го фацилитираа студентите на Институтот за психологија при Филозофскиот факултет, кои по специјална обука за задавање на инструментите се вклучија и во процесот на собирање податоци.

### Инструменти за тестирање на валидноста на скалата

**Скалата на Кастањо Силва и соработниците** (Castanho Silva et al., 2018) за мерење на популистичките ставови, слично како и инструментот чии психометриски својства се проверуваат со ова истражување, се заснова и на идејата дека конструктот популистички ставови е тродимензионален. Тој содржи девет ајтеми поделени во три супскали, а секоја до по три ајтеми: (1) *антиелиитизам* (на пр., „Владата ја водат неколку групи на интерес кои се грижат само за себе си“), (2) *ориентација кон народот* (на пр., „Политичарите секогаш треба внимателно да ги слушаат проблемите на народот“) и (3) *Манихејски светоглед* (на пр., „Луѓето со кои не се согласувам политички, се само погрешно информирани“). За овој конкретен примерок, коефициентите на внатрешната конзистентност изнесуваат: за антиелиитизам  $\alpha = ,51$ , за ориентација кон народот  $\alpha = ,53$ , додека третата супскала пројави најпроблематична релијабилност со  $\alpha = ,40$ . Овие коефициенти сèзначително пониски од коефициентите на релијабилност објавени во претходните студии, што е многу необичен наод со оглед на тоа дека инструментот е добро потврден како меѓукултурно валиден (Jungkinz, 2021).

**Преференцијата на политички профил на кандидати** беше мерена со барање од испитаниците да изберат помеѓу двајца кандидати, кои преку нивните кратки биографии се опишани како „политичар на кариера“ или, како новодојденец во политиката кој е повеќе „народен човек“ отколку дел на елитите<sup>1</sup>. Овој пристап беше избран како еден вид алтернатива на прашањето за кого би гласале на следните избори или за кого сте гласале на претходните, бидејќи е помалку инвазивен начин да се добијат информации за нешто што во нашиот контекст се смета за сензитивно прашање.

Верувањето во теориите на заговор беше мерено со помош на скалата од 15 ајтемиконструирана од страна на Бродерон и соработниците (Brotherton et al., 2013) – **Скала за генерички конспирациски верувања** (Generic Conspiracist Beliefs- GCB). Овој инструмент се осврнува на пет аспекти на конспирацистичкиот светоглед и аналогно на тоа, содржи и толку супскали: 1. *злоупотреба на владата* (на пр., „Владата дозволува или извршува

---

<sup>1</sup>Овој пристап, со нешто поопширни „биографии“ на предложените кандидати, е користен во истражувањето на Близнаковски и сор. (Bliznakovski et al., 2021) за утврдување на јавното мислење за политичките барања на граѓаните, а подоцна и во студијата за предикторите на поддршката на популистичките лидери во Република Северна Македонија од Речица и сор. (Rechica et al. 2022).

терористички акти на сопствена територија, прикривајќи ја својата вмешаност“), 2. злонамерни светски заговори (на пр. „Мала, тајна група луѓе се одговорни за донесување на сите главни светски одлуки, како што е одење во војна“), 3. прикривање тајни за вонземјани (на пр. „Докажете за контакт со вонземјани се кријат од јавноста“), 4. лична добросостојба (на пр. „Технологија со капацитети за контрола на умот се користи врз луѓето без нивно знаење“), и 5. контрола на информации (на пр. „Групи научници манипулираат, фабрикуваат или кријат докази со цел да ја измамат јавноста“). Од испитаниците се бараше да изберат до кој степен сметаат дека за нив лично тврдењата се вистинити, на скала од 5 степени, која се движи од 1=целосно неточно до 5=целосно вистинито. Внатрешната конзистентност на целата скала е висока, со  $\alpha = ,88$ .

**Довербата во институциите** е мерена со барање од испитаниците да утврдат до кој степен имаат доверба во Владата, Парламентот, армијата, полицијата и локалната самоуправа, на скала од десет степени од 1=воопшто немам доверба до 10= имам целосна доверба. Коефициентот на релијабилност за оваа скала добиен во ова истражување е  $\alpha = ,80$ .

**Кусата форма на скалата за етоцентризам-Ethocentrism scale-ES 2-6** (Bizumic, 2020) која се состои од шест ајтеми (три инверзни) на кои се одговара на скала од 9 степени, претставува скратена верзија на оригиналниот инвентар од 58 ајтеми. Авторот тврди дека и покрај малиот број ајтеми, оваа верзија ефикасно го мери конструктот. Како друга предност на овој инструмент се наведува и тоа што е развиен како генерички, затоа што овозможува мерење на етоцентризмот во однос на сите, а не на неколку предефинирани други етнички групи. Конфирматорната факторска анализа од втор ред идентификувала две нивоа на кои може да се утврди скор на инструментот. Имено, покрај збирниот скор, скалата дава информации за меѓугрупниот и за интрагрупниот етоцентризам. За овој конкретен примерок, внатрешната конзистентност на целата скала беше мошне скромна ( $\alpha = ,58$ ), што е донекаде разбирливо со оглед на бројот на ајтеми, наспроти фактот дека скалата не е претходно адаптирана за употреба кај нас.

### Постапка на превод и задавање на инструментите

Инструментите беа преведени од англиски на македонски јазик од страна на професионален преведувач. Потоа, оваа верзија беше преведена „назад“, повторно на англиски јазик, од страна на друг независен преведувач. Двете верзии потоа беа споредени и беше констатирано дека се доволно слични една на друга. Еден ајтем (HMG4) од Шулцовата скала бара незначително прилагодување за да одговара на конкретниот контекст на употреба.

Сите вклучени инструменти, заедно со демографските и дополнителните прашања беа администрирани низ личен, индивидуален контакт со потенцијалните испитаници и по објаснување на целта на истражувањето,



давањето гаранција за анонимност и доверливост и објаснувањето на правото на повлекување од студијата без никакви предвидени негативни последици. Процесот на собирање податоци се одвиваше во декември 2022 година.

### Статистичка анализа

Со исклучок на конфирматорната факторска анализа (CFA), која беше изведена со користење на пакетот JASP 16, статистичките пресметки беа направени со користење на статистичкиот пакет SPSS-26. При толкувањето на совпаѓањето на добиените резултати со моделот беа користени стандардните критериуми за вредностите вклопување: RMSEA од ,01, ,05 и ,08 укажуваат на одлично, добро, односно слабо вклопување, додека вредностите CFI/GFI поголеми од ,90 за одлично, а од 0,80 до ,90, упатуваат на маргинално вклопување во моделот.

### РЕЗУЛТАТИ

Во табела 1 се прикажани дескриптивните статистики за супскалите (димензиите) и вкупниот скор на инструментот за мерење популистички ставови на Шулиц и соработниците. Во споредба со достапните просеци добиени во рамки на други студии (Shultz et al., 2018; Piterova & Kováčová Holevová et al., 2022) овие се значително повисоки, што донекаде кореспондира со наодите од претходната студија спроведена во Северна Македонија, каде што е заклучено дека тука, популистичките идеи се многу широко прифатени (Rechica et al., 2022). Алфа-коефициентите на супскалите и на целокупниот инструмент, од друга страна, се пониски од оние пријавени во студијата за валидација на авторите на инструментот, но, сепак во опсегот да се сметаат за адекватни.

**Табела 1.**

*Дескриптивни податоци и релијабилност на Шулицовата скала и супскалите*

Димензии (потскали)	n	Min.	Max	M*	SD	Kurt**	Skw***	$\alpha$
ANTIEL- Антиелитизам	4	1	5	4,37	,70	3,23	-1,64	,69
PPL - Барање за суверенитет на народот	4	1,5	5	4,36	,68	2,09	-1,38	,69
HMG -Сличност и доблесност на нар.	4	1	5	3,32	,88	-,62	-,09	,65
Вкупен скор	12	2,17	5	4,02	,50	,78	-,75	,67

\*Ме пресметана со собирање на степените за ајтемите од секоја супскала, потоа поделена на вкупниот број на ајтеми (скала од 1 до 5 степени).

\*\*SE = ,211

\*\*\*SE = ,106

Резултатите од анализата на ајтемите се прикажани на табела 2. Како што може да се забележи, сите корелации помеѓу ајтемите и соодветните супскали се статистички значајни и се движат помеѓу  $r=.24$  и  $r=.78$ . Во склад со претходниот наод, во врска со просеците на супскалите, просеците на сите ајтеми се повисоки од оние пријавени во другите студии каде е користен инструментот. Оваа табела, исто така, покажува дека исклучувањето на еден ајтем (HMG1) од скалата, може да ја подобри вредноста на Кронбаховата алфа доколку биде отстранет, што сугерира дека можеби ќе треба да се вложат дополнителни напори за подобрување на нејзината формулација.

**Табела 2.**

*Дескриптивни податоци од ајтем-анализата (сите испитаници и поделени според полот)*

Ајтеми	$r_{sub}$	$r_{tot}$	$\alpha$ ако се отс.	$M_f$ (SD)	$M_m$ (SD)	$M_{all}$ (SD)
<b>ANTIEL – Антиелигизам</b>						
1. Откако ќе станат членови на Парламентот, пратениците бргу губат контакт...	,64**	,29**	,61	4,11 (1,06)	4,28 (,91)	4,19 (1,00)
2. Разликите меѓу обичните граѓани и владејачките елити се многу поголеми...	,60**	,33**	,58	4,26 (1,11)	4,52 (,84)	4,38 (1,00)
3. Луѓето како мене немаат влијание во тоа што прави ...	,51**	,33**	,61	4,24 (1,14)	4,31 (1,13)	4,27 (1,15)
4. Политичарите зборуваат многу, а прават премалку.	,46**	,24**	,65	4,66 (,70)	4,64 (,74)	4,64 (,74)
<b>RPL – Барање за суверенитет на народот</b>						
1. Народот треба да има последен збор за најважните политички прашања преку...	,62**	,49**	,62	4,28 (1,12)	4,36 (,96)	4,32 (1,04)
2. Секогаш кога се носат важни одлуки, треба да биде ...	,57**	,39**	,57	4,63 (,76)	4,35 (,97)	4,50 (,88)

3. Народот, а не политичарите треба да ги носат најважните...	48**	,27**	,63	4,03 (1,05)	3,90 (1,15)	3,97 (1,10)
4. Политичарите во Парламентот треба да ја почитуваат волјата ...	,52**	,40**	,67	4,70 (,70)	4,65 (,73)	4,68 (,72)
<b>HMG</b> - Сличност и доблесност на народот		ww				
1. Обичните луѓе се сплотени.	,72**	,35**	,72	4,04 (1,23)	3,85 (1,22)	3,96 (1,25)
2. Обичните луѓе се добри и чесни.	,55**	,48**	,48	3,30 (1,22)	3,22 (1,15)	3,27 (1,20)
3. Обичните луѓе споделуваат заеднички вредности .	,51**	,51**	,51	3,29 (1,05)	3,27 (1,36)	3,27 (1,15)
4. Иако Македонците многу се разликуваат еден од друг...	,58**	,51**	,58	2,82 (1,36)	2,74 (1,34)	2,78 (1,35)

$r_{sub}$  = корелација ајтем-скор на супскала,  $r_{tot}$  = корелација ајтем-вкупен скор,  $\alpha$  = Кронбах алфа ако ајтемот се отстрани,  $Mf=M$  на жени,  $Mm=M$  на мажи,  $M_{all}=M$  на сите учесници

### Конструкт валидност

Како што е предложено во студијата за првична валидација на инструментот, CFA беше спроведена со претпоставка дека трите фактори се во корелација. Популистичките ставови беа третирани како фактор од втор ред со три различни димензии. Тестираниот модел одговара на верзијата со три димензии, со добро сложување на податоците со моделот ( $\chi^2=112,509$ ,  $df=51$ ,  $p<.001$ ,  $GFI=.946$ ,  $RMSEA=.048$ ,  $SRMR=.042$ ).

Три ајтеми имаа стандардизирани факторски заситувања пониски од 0,50, но повисоки од 0,30. Иако ова е прифатлива вредност, сепак е нешто пониска од најниската претставена во оригиналната студија за валидација. Овие ајтеми се „Народот, а не политичарите треба да ги носат најважните политички одлуки“, „Обичните луѓе споделуваат заеднички вредности и интереси“ и „Обичните луѓе се добри и чесни“. Стандардизираниите факторски заситувања на другите ајтеми се во опсег од ,570 до ,923.

Корелациите помеѓу факторите исто така не се целосно во согласност со очекуваните асоцијации помеѓу супскалите. *Барањето за суверенитет* е во корелација и со *антиелизитизмот* ( $r=0,34$ ,  $p<.01$ ) и со *верувањето во хомогеност на народот* ( $r=.28$ ,  $p<.01$ ). Последната димензија и *антиелизитизмот* не се во корелација, што не е случај во другите истражувања.

### Конвергентна валидност

Наодите во врска со тестираните врски помеѓу вкупниот скор на Шулцовата скала и нејзините димензии со очекуваните корелати, сугерираат дека хипотезите 1, 2 и 3 имаат поддршка во добиените резултати. Коефициентите на корелација, сепак, се пониски од оние во претходните студии (на пр. Castanho Silva et al, 2019, или, Piterová & Kováčová Holevová, 2022), особено за поврзаностите со вкупниот скор. Сите добиени коефициенти на корелација се прикажани во табела 4.

Табела 4.

*Поврзаност на популистичките ставови со познати корелати*

Кастањо Силва и сор.							
Шулц и сор.	ANTIEL	PPL	MAN	Вкупно	TRUST	CONS	ETHN
ANTIEL- Антиелитизам	,42**	,23**	-,03	,35**	-,37**	,30**	,08
PPL – Барање за суверенитет на народ.	,16**	,42**	-,01	,32**	-,07	,22**	,04
HMG – Сличност и доблесност на нар.	-,11**	,17**	-,12**	,10*	,16**	,04	,15*
Вкупно	,21**	,40**	,05	,38**	-,10*	,26**	,14*

\*\* $p < ,01$  \* $p < ,05$

MAN – Манихејски светоглед, TRUST – Доверба во институциите, CONS – Конспирацистички уверувања, ETHN - Етноцентризам

### Разлики меѓу познати групи

На табела 5 се дадени просеците за различните споредбени групи. Калкулацијата на t-тестот за независни групи покажа статистички значајни разлики во популистичките ставови кај различните возрасни групи ( $t_{\text{antiel}}(530) = -3,52, p < ,01$ ;  $t_{\text{ppl}}(530) = -2,90, p < ,01$ ;  $t_{\text{hmg}}(529) = -3,19, p < ,01$ ;  $t_{\text{tot}}(530) = -4,66, p < ,01$ ). За другите споредбени групи, ANOVA Fs статистиките не беа статистички значајни. Резултатите укажуваат дека постои основа хипотезата 4 само делумно да биде прифатена, бидејќи е поддржана само претпоставката дека повозрасните имаат поизразени популистички ставови во споредба со помладите.

Табела 5.

*Дескриптивни статистики за популистички ставови низ различни возрастни групи, образование и партиско членство, M (SD)*

Shultz et al.	Возраст		Образование			Партиско членство		
	18-35 N=229	36-65 N=306	средно N=349	високо N=156	м-р, д-р N=28	ДА N=33	формално N=79	НЕ N=422
ANTIEL Антиелитизам	4,25 (,71)	4,46 (,67)	4,35 (,71)	4,42 (,66)	4,25 (,63)	4,34 (,70)	4,34 (,65)	4,37 (,70)
RPL Барање за суверенитет на нар.	4,27 (,75)	4,4 (,61)	4,33 (,70)	4,42 (,67)	4,47 (,47)	4,40 (,69)	4,38 (,58)	4,36 (,70)
HMG Сличност и доблесност на нар.	3,18 (,84)	3,42 (,86)	3,34 (,87)	3,28 (,86)	3,28 (,83)	3,53 (,90)	3,35 (,86)	3,29 (,86)
Вкупен скор	3,90 (,52)	4,10 (,48)	4,00 (,52)	4,04 (,45)	4,00 (,43)	4,09 (,46)	4,02 (,41)	4,00 (,52)

### Предиктивна валидност

Резултатите од биномната логистичка регресија укажуваат на тоа дека популистичките ставови мерени со скалата на Шулиц и колегите дозволуваат предвидување на декларираните изборни преференции. Моделот на логистичка регресија е статистички значаен, ( $\chi^2(1)=5,89$ ,  $p<,05$ ) и правилно класифицира 67,7 % од случаите. Учесниците кои имаат поизразени популистички ставови воедно е поверојатно да го изберат „човекот од народот“ како претпочитан кандидат (OR =1,562, 95 % CI [1,1, 2,2]).

### Дискусија

Верзијата на тродимензионалната скала за популистички ставови на Шулиц и други, која беше преведена на македонски јазик, има прифатливи перформанси од перспектива на нејзината внатрешна структура и до одреден степен, од аспект на внатрешната конзистентност. Сите ајтеми од оригиналната верзија добро се вклопуваат во предложената структура, без преклопување на заситувања на различните фактори. Впечатливата разлика во однос на моделот предложен од авторите е тоа што димензиите *антиелитизам* и *сличност и доблесност на народот* не се корелирани. Последната димензија е исто така карактеристична од перспектива на тоа дека има најниски просеци (табела 1). Овие две карактеристики веројатно го одразуваат локалниот општествено-политички контекст во кој се ситуирани испитаниците, особено долготрајните поделби по етничка линија во земјата. Најнакрај, хомогеноста на оваа димензија веројатно може

да има корист од преформулирањето на ајтемот HMG1, кој заради ниските корелации со останатите ајтеми, ја намалува интерната конзистентност на скалата.

Вкупниот скор на скалата, како и скоровите на одделните димензии, се во негативна корелација со политичката доверба, а во позитивна, соконспирациското верување и етноцентризмот. Овие наоди се во согласност со претпоставките, иако, поврзаноста е поумерена отколку во претходните студии (на пр. Erisen et al. 2021 или Castanho Silva et al., 2019). Очекувањата во врска со поврзаноста со популистичките ставови како што се дефинирани во рамките на скалата на Кастањо Силва, исто така беа потврдени низ пресметаните корелации.

Не е лесно да се понуди никакво теоретски втемелено објаснување за тоа зошто не се потврдија сите очекувани разлики меѓу групите за кои постојат претходни емпириски докази како за групи кои во различен степен прифаќаат популистички ставови. Ова е особено чудно во случајот со образованието, кое е докажан предиктор на популистички ставови во неколку други студии, вклучително и онаа спроведена во Република Северна Македонија. Истото важи и за неуспехот на оваа студија да најде разлики врз основа на вклученоста или исклученоста од политичкиот живот преку членството во политички партии, формално или активно. Се чини дека и во двата случаи, акумулацијата на скоровите на повисокиот крај во дистрибуцијата, не дозволува да се направат пофини разлики врз основа на статусот на социјална вклученост или привилегираност.

Конечно, наодите од конфирматорната факторска анализа индицираат дека скалата овозможува предвидување на преференциите при гласање за политички кандидати, барем кога се работи за замисленото сценарио. Разновидноста на исходите во врска со способноста на скалите за популистички ставови да го предвидат однесувањето на реална ситуација на гласање, ова истражување ја збогати со наодот дека предвидувањето може да се подобри со користење на вкупниот скор на скалата како предиктор. Очигледно, како што беше дискутирано од Хокинс и соработниците (Hawkins et al., 2017), масовното прифаќање на популистички идеи не имплицира дека популистичките сили нужно би добиле јавна поддршка, но тие се латентна диспозиција што може лесно да се активира во дадени поттикнувачки контексти. Наодот за предиктивна валидност на инструментот бара идна верификација со користење на подиректен критериум од користените хипотетички сценарија, како и длабинска анализа на другите потенцијални контекстуални предиктори.

Како заклучок, оваа првична студија дава докази дека инструментот може да се користи за истражувачки цели на македонски јазик, но не без претпазливост во однос на неговата способност да предвиди преференција или гласање за популистички политички опции. Инструментот има

задоволителна сличност во однос на внатрешната структура како оригиналната верзија и прифатлива релијабилност.

### **Ограничувања**

Ова истражување има ограничувања кои мора да бидат земени предвид затоа што би можеле да се одразат на резултатите. Покрај тоа што примерокот е пригоден, податоците се засновани само на самоизвестувачки инструменти кои може да бидат оптоварени со значителна пристрасност при одговарањето. Инструментот кој е во фокусот на истражувањето, не вклучува инверзни ајтеми, што може да биде дополнителен извор на грешка. Тестирањето на предиктивната валидност не се засноваше на тоа како популистичките ставови се поврзани со однесување за време на избори, што дополнително го отежнува заклучокот за тоа колку инструментот овозможува правење точни претпоставки за реалистични услови. Заради тоа, идните истражувања треба да осмислат начин како да се приберат овие информации кои се сметаат за сензитивни, заедно со дополнителни релевантни социодемографски податоци како што е економскиот статус или слични индикатори на ранливост.

## КОРИСТЕНА ЛИТЕРАТУРА

1. Akkerman, A., Mudde, C. and Zaslove, A. (2014). How Populist Are the People? Measuring Populist Attitudes in Voters. *Comparative Political Studies* 47 (9), 1324–1353.
2. Anduiza, E., Guinjoan, M. and Guillem Rico, G. (2019). Populism, participation, and political equality, *European Political Science Review* 11(1), 109–124 <http://doi:10.1017/S1755773918000243>
3. Bizumic, B., Monaghan, C., & Priest, D. (2020). *The Return of Ethnocentrism. Political Psychology*. doi:10.1111/pops.12710
4. Bieber, F.(2021). The rise of authoritarianism in the Western Balkans. *Southeast European BlackSea Studies*. 21, 167–168. <https://doi.org/10.1080/14683857.2020.1850992>
5. Bliznakovski, J., Rechica, V., Popovikj, M., Zafirov, T., (2021). *Man of the people: Public Opinion Analysis of Citizen's Political Demands*. <https://idsos.org.mk/mk/2021/11/29/man-of-the-people-man-public-opinion-analysis-of-citizens-political-demands/> (Accessed 1.29.23).
6. Bosilkov, I. (2021). The state for which people? The (not so) left populism of the Macedonian far-left party Levica, *Contemporary Southeastern Europe [WWW Document]*. URL <http://www.contemporarysee.org/en/bosilkov> (Accessed 2. 9.23)
7. Brotherton, Robert & French, Christopher & Pickering, Alan. (2013). Measuring Belief in Conspiracy Theories: The Generic Conspiracist Beliefs Scale. *Frontiers in psychology*. 4, 279, 1-14. DOI:10.3389/fpsyg.2013.00279
8. Castanho Silva, B., Jungkunz, S., Helbling, M & Littvay, L. (2019). An Empirical Comparison of Seven Populist Attitudes Scales, *Political Research Quarterly* 1–16. <https://doi.org/10.1177/1065912919833176>
9. Castanho Silva, B., Vegetti, F and Littvay, L.(2017). The Elite Is Up to Something: Exploring the Relation Between Populism and Belief in Conspiracy Theories, *Swiss Political Science Review* 23(4),423–443. <https://doi:10.1111/spsr.12270>
10. Dalton, R. (2004). *Democratic Challenges, Democratic Choices: The Erosion of Political Support in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
11. Derks, A. (2006). Populism and the Ambivalence of Egalitarianism. How Do the Underprivileged Reconcile a Right Wing Party Preference with Their Socio-Economic Attitudes? *World Political Science*, 2(3), 175-200. doi:10.2202/1935-6226.1012



12. Eatwell, R. (2017) Populism and Fascism in Cristóbal Rovira Kaltwasser and others (eds), *The Oxford Handbook of Populism*, Oxford Handbooks online edn, Oxford Academic, <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780198803560.013.14>, (Accessed 24 Jan. 2023).
13. Elchardus, M. and B. Spruyt. (2016). Populism, persistent republicanism and declinism: an empirical analysis of Populism as a thin ideology, *Government and Opposition* 51(1), 111–133.
14. Erisen, C., Guidi, M., Martini, S., Toprakkiran, S., Isernia, P., & Littvay, L. (2021). *Psychological correlates of populist attitudes*. *Advances in Political Psychology*. <https://doi.org/10.1111/pops.12768>
15. Geurkink, B., Zaslove, A., Sluiter, R. and Jacobs, K. (2020). Populist Attitudes, Political Trust, and External Political Efficacy: Old Wine in New Bottles? *Political Studies*, Vol. 68(1), 247–267, <https://doi.org/10.1177/0032321719842768>
16. Hanspeter Kriesi, H. (2014) The Populist Challenge, *West European Politics*, 37, 2, 361-378, DOI: 10.1080/01402382.2014.887879
17. Hawkins, K. A., Riding, S., & Mudde, C. (2012). *Measuring Populist Attitudes*. C&M working paper #55. University of Georgia. [https://works.bepress.com/cas\\_mudde/72/download](https://works.bepress.com/cas_mudde/72/download) (Accessed 29 Jan. 2023).
18. Hawkins, K., Read, M. and Pauwels, T. (2017). Populism and Its Causes, in Cristóbal Rovira Kaltwasser and others (eds), *The Oxford Handbook of Populism*, Oxford Handbooks online edn, Oxford Academic, <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780198803560.013.13>, (Accessed 24 Jan. 2023).
19. Jungkunz S, Fahey R.A, Hino A. (2021). How populist attitudes scales fail to capture support for populists in power. *PLoS One*, 16(12). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261658>. PMID: 34972137; PMCID: PMC8719679.
20. Mény Y and Surel Y (2002) The constitutive ambiguity of populism', in Mény Y and Surel Y (eds) *Democracies and the Populist Challenge*. New York: Palgrave, 1–21.
21. Mudde, C. (2004). The Populist Zeitgeist, *Government and Opposition*, 39:4, 541–63. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1477-7053.2004.00135.x>
22. Mudde, C. and Rovira Kaltwasser, C. (2012). *Populism: corrective and threat to democracy, in Populism in Europe and the Americas: Threat or Corrective for Democracy?* Cambridge: Cambridge University Press, 205–222.
23. Oliver, J. E., & Rahn, W. M. (2016). Rise of the Trumpenvolk: Populism in the 2016 Election. *ANNALS of the American Academic of Political and Social Science*, 667(1), 189-206. <https://doi.org/10.1177/0002716216662639>
24. Petkovski, Lj. (2016). Authoritarian Populism and Hegemony: Constructing 'the People' in Macedonia's illiberal discourse, *Contemporary Southeastern Europe* [WWW Document]. URL <http://www.contemporarysee.org/en/petkovski> (Accessed 2.20.23)

25. Piterová, I., & Kováčová Holevová, B. (2022). Validation of populist attitudes scales in Slovakia, *Československá psychologie*, 65/5, 487-513, DOI: 10.51561/cpsych.66.5.487
26. Rooduijn, Matthijs, van der Brug, Wouter, and de Lange, Sarah L. (2016). Expressing or fuelling discontent? the relationship between populist voting and political discontent. *Electoral Studies*, 43: 32–40.
27. Rovira Kaltwasser, C., & Van Hauwaert, S. (2020). The populist citizen: Empirical evidence from Europe and Latin America. *European Political Science Review*, 12(1), 1-18. doi:10.1017/S1755773919000262
28. Schulz, A., Philipp M., Schemer, C., Wirz, S., Wettstein, M. and Wirth, W. (2018). Measuring Populist Attitudes on Three Dimensions. *International Journal of Public Opinion Research* 30 (2), 316–326. <https://doi:10.1093/ijpor/edw037>
29. Spruyt, B., Keppens, G., & Van Droogenbroeck, F. (2016). Who Supports Populism and What Attracts People to It? *Political Research Quarterly*, 69(2), 335–346. <https://doi.org/10.1177/1065912916639138>
30. Stanley, B. (2011). Populism, nationalism, or national populism? An analysis of Slovak voting behavior at the 2010 parliamentary election. *Communist and Post-Communist Studies*, 44(4), 257-270. <https://doi.org/10.1016/j.postcomstud.2011.10.005>
31. Van Hauwaert, S. M., Schimpf, C. H., & Azevedo, F. (2020). The measurement of populist attitudes: Testing cross-national scales using item response theory. *Politics*, 40(1), 3-21. <https://doi.org/10.1177/0263395719859306>
32. Van Kessel, S., Sajuria, J., Van Hauwaert, S.M., (2021). Informed, uninformed or misinformed? A cross-national analysis of populist party supporters across European democracies. *West European Politics*, 44, 585–610. <https://doi.org/10.1080/01402382.2019.1700448>