

HORGONYT LE!

A bal-jobboldali skála érvényessége Magyarországon
és egy korrekciós javaslat lehorgonyzó vinyetta-módszerrel

Stefkovics Ádám

(Társadalomtudományi Kutatóközpont, Budapest; Harvard Egyetem, IQSS, Cambridge;
Századvég Közéleti Tudásközpont Alapítvány)

Kollár Dávid*

(Századvég Közéleti Tudásközpont Alapítvány;
PPKE Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar, Budapest)

Pavalacs András

(Századvég Közéleti Tudásközpont Alapítvány;
PPKE Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar, Budapest)

*A tanulmány beérkezett: 2023. május 19., opponálás: május 22. – 2023. július 2.,
véglegesítés: 2023. augusztus 21.*

ÖSSZEFOGLALÓ

Kutatók világszerte használnak skálákat absztrakt fogalmak mérésére. A politikai szociológiai szakirodalomban a baloldali-jobboldali skála az egyik legelterjedtebb ilyen mérőeszköz. Ezen skálák alkalmazása erősen épít arra a feltételezésre, hogy az egyének ugyanúgy értelmezik a fogalmakat, illetve ugyanazt értik a skála egyes pontjain. Amennyiben a skála jelentése egyénileg és akár valamilyen változó(k) mentén szisztematikusan különbözik (*differenciált itemműködés*), az torzítást okozhat a mérésekben. Ez a probléma különösen hangsúlyos lehet nemzetközi kutatásokban, de országokon belül is felvethető. Tanulmányunkban egy Magyarországon felvett telefonos kérdőíves vizsgálat adataira támaszkodva vizsgáljuk, hogy mennyire egységes a bal-jobboldali skála jelentése. A válaszadókat arra kértük, hogy helyezzenek el két ideáltipikus személyt (egy baloldalt és egy jobboldalt) a bal-jobboldali skálán. A válaszadók mindössze 69 százaléka pozicionálta a „helyes” sorrendbe a vinyettákat. A személyek „helyes” elhelyezését erősen befolyásolta a végzettség: az érettségivel vagy diplomával rendelkezők jóval nagyobb valószínűséggel értelmezték „helyesen” a vinyettákat. A vinyetták abszolút pozíciója legerősebben végzettségi és politikai csoportok között szóródott: a jobboldaliak és a kormánypártiak minden vinyettát erősen jobbra, míg a baloldaliak és az ellenzéki szimpatizánsok erősen balra „húztak”. Tanulmányunkat egy olyan korrekciós módszer javaslatával zárjuk, amely King és munkatársai (2004) *lehorgonyzó vinyetta*-megközelítését alkalmazva használja fel a vinyettaválasztásokat a saját ideológiai pozíció korrigálására, és amely más skálákra is kiterjeszthető.

Kulcsszavak: bal-jobboldali ■ differenciált itemműködés ■ mérési hiba ■ lehorgonyzó vinyetta

Kérdőíves vizsgálatokban a kutatók évtizedek óta használnak különböző zárt skálákat absztrakt fogalmak, attitűdök, értékek, ideológiák mérésére (Simas, 2018). A politikai szociológiában a két legelterjedtebb ilyen mérőeszköz a bal-jobboldali, illetve a liberális-konzervatív skála. Minden sztenderdizált kérdőíves vizsgálat fontos kritériuma, hogy a válaszadók ugyanazt értsék a fogalmakon és a válaszkategóriákon (Weber, 2011), máskülönben sérülhet az egyéni válaszok összehasonlíthatósága (Brady, 1985; Dijkstra–Van der Zouwen, 1982). Korábbi kutatások sora mutatja, hogy különösen absztrakt fogalmak mérésekor, az úgynevezett *differentiált itemműködés* (DIM) számottevő mérési hibát eredményezhet (csak politikai témában lásd: Bakker–Edwards és mtsai, 2014; Caycho-Rodríguez és mtsai, 2022; Jesse, 2021; King és mtsai, 2004; Silva–Littvay, 2019; Simas, 2018; Weber, 2011).

A DIM különösen komoly problémákat okozhat nemzetközi kutatásokban. Különböző kultúrák válaszadói nem csak a fogalmakat értelmezhetik különbözően (Weber, 2011), de olyan válaszadói viselkedések, mint a szélső értékek vagy éppen a középső érték preferálása bizonyos mértékig kulturálisan meghatározott (De Jong és mtsai, 2008; Hui–Triandis, 1989). King és mtsai (2004) klasszikus példájában a kínai válaszadók magasabbra értékelték lehetőségeiket abban, hogy állampolgárként milyen mértékben tudnak beleszólni a politikai folyamatokba, mint a mexikói válaszadók, a szerzők azonban kimutatták, hogy a különbség elsősorban abból adódott, hogy a két minta tagjai egészen eltérően használták a skálát, és „valójában” éppen fordítottnak igaz a fenti összefüggés (minderről rövidesen részletesen). A DIM-et ugyanakkor országokon belül is fontos vizsgálni. Egyes kutatási eredmények arra utalnak, hogy az ideológiai skálák értelmezése egyénileg változik például politikai preferenciáktól, politikai érdeklődéstől (Simas, 2018; Weber, 2011), vagy az iskolai végzettségtől függően (Bauer és mtsai, 2017).

A bal-jobboldali skála mérhetőségének relevanciája különösen fontos Magyarországon. A rendszerváltást követő egy évtized alatt a magyar társadalomban gyors ideológiai polarizáció zajlott le (Enyedi–Tardos, 2018), éppen a bal-jobboldali tengely mentén. Bár a Jobbik megjelenésének (Kmetty, 2015) és az elmúlt időszakbeli lokális-globális törésvonal erősödésének (Kollár–Stefkovics, 2022; Makay–Stefkovics, 2021) köszönhetően a hagyományos bal-jobboldali témák mellett megjelentek újak, még ma is a bal-jobboldali ideológiai pozíció jelzi előre a legerősebben a pártpreferenciákat.

A DIM kezelésére a hetvenes évek óta (Aldrich–McKelvey, 1977) számos javaslat született, amelyek közül az egyik legfigyelemreméltóbb King és mtsai (2004) *lehorgonyzó vinyetta*-konceptiója. A technika lényege, hogy vinyettákra (jellemzően hipotetikus személyek leírására) adott válaszokkal mérjük minden válaszadó saját fogalomértelmezését, majd ezeket a válaszokat használjuk fel arra, hogy „korrigáljuk” az egyén saját pozícióját, ami egy egyének között ösz-

szezhasonlítható, „DIM-mentes” változót eredményez. Ezt a módszertani koncepciót azóta számos, nem politikai területen is alkalmazták, úgy, mint a Big-Five teszt (Weiss–Roberts, 2018), a légszennyezés-percepciót mérő (Sun–Li, 2019), vagy több, egészségügyben használt skála korrigálására (C. J. Murray és mtsai, 2003), a teljesség igénye nélkül.

Jelen tanulmánynak két fő célja van. Elsőként lehorgonyzó vinyetták segítségével feltárjuk, hogy a bal-jobboldali skála értelmezése milyen mértékben egységes Magyarországon, és amennyiben nem az, mely egyéni jellemzők mentén differenciált. Ezt követően illusztráljuk, hogy miként használhatóak fel a lehorgonyzó vinyetták az értelmezésbeli különbségek minimalizálására és az egyének közötti összehasonlíthatóság maximalizálására. Vizsgálatunk relevanciáját egyrészt az a tény adja, hogy a bal-jobboldali ideológiai pozíciók erősen meghatározzák a magyarok politikai orientációit és viselkedését, így annak pontos(abb) mérése kritikus a kérdőíves kutatások számára, másrészt Magyarországon tudomásunk szerint ezidáig nem foglalkozott tudományos igényű munka a bal-jobboldali skála mérésének módszertani problémáival.

SZAKIRODALMI ÁTTEKINTÉS

A következő fejezetben röviden bemutatjuk a bal-jobboldali ideológiai spektrum politikaelméleti alapjait, annak magyar vonatkozásait, a differenciált itemműködés problémáját, az ezzel kapcsolatos korábbi eredményeket és egy módszert a DIM lehetséges korrekciójára.

A bal-jobboldali skáláról

A bal-jobboldali ideológiai pozíciót az ötvenes évek óta a politikai viselkedést befolyásoló kulcstényezőnek tekintik Európában (Downs, 1957), amely segít az egyéneknek eligazodni a politikai világban (Weber, 2011). A bal-jobboldali orientációk más politikai irányultságokat is strukturálnak, a politikai kérdések, a kormányzati teljesítmény és a vezetés tekintetében, így ezeken keresztül közvetett hatást gyakorolnak a pártválasztásra (van der Eijk és mtsai, 2005). A bal-jobboldal kategóriáit gyakran „szupertémaként” emlegetik (Inglehart, 1984), amely számos specifikusabb politikai preferenciát és orientációt foglal magába, hat rájuk és korlátozza őket. Weber szerint ez a fogalompár idővel képes újabb asszociációkat is magára „aggatni”, így időnként újra és újra fel kell mérni, hogy mit értenek az emberek alattuk, hogy a közös koncepció fennmaradjon (Weber, 2013). A bal-jobb koncepció lehetővé teszi a politikai világ komplexitásának egydimenziós térré való redukálását. Ezeket a kognitív

rövidítéseket, egyes ítéletek, következtetések átfogó alternatívák keresése, megértése helyett az emberek gyakran automatikusan, öntudatlanul alkalmazzák. A koncepció jelentőségét mutatja, hogy minden nagyobb kérdőíves kutatás (ESS, GSS, stb.) méri a bal-jobboldali pozíciót.

Ami a bal-, illetve jobboldaliság magyarországi sajátosságát illeti elmondható, hogy a kulcstémákat – a nemzetközi szintén is tetten érhető – identitáspolitikai kérdések határozzák meg. Az úgynevezett identitáspolitikai fordulat (Fukuyama, 2018; Zenovitz–Kollár, 2023) azt a folyamatot ragadja meg, amely során a hagyományos politikai (társadalmi egyenlőség *versus* egyéni szabadság) és főleg gazdasági témák (újraelosztó állam *versus* szabadpiac) mellett (és mindinkább helyett) egyre markánsabbá vált az identitáspolitika, amelynek középpontjában a különböző társadalmi csoportok (identitásának) elismerésért folytatott „harca” áll. Míg a baloldali retorika narratívái az esélyegyenlőség növelése, a nemek közötti egyenlőség elősegítése, és az LMBTQ-jogok támogatása köré szerveződnek, addig a jobboldali politikai szótárak központi témái közé a hagyományos értékek védelme, a nemzeti identitás megőrzése és a migráció szigorú szabályozása tartozik (Zenovitz–Kollár, 2023).

Ezzel összhangban, tanulmányunkban a bal-jobb tengely kulturális/társadalmi (identitáspolitikai) jellemzőire összpontosítunk. Döntésünket egyrészt az – előbb tárgyalt – identitáspolitikai fordulat (Fukuyama, 2018) alapozza meg, másrészt – de előbbivel összefüggésben – pedig az, hogy ahogy a kurrens kutatások is mutatják a „hagyományos” gazdaságpolitikai kérdések¹ – újraelosztó állam *versus* szabad piac – lényegében függetlenek a pártpolitikai orientációtól (Bíró-Nagy–Szászi–Varga, 2022: 18.).

Differenciált itemműködés

Az ideológiai pozíció mérésére használt skálák problémája ugyanakkor, hogy amennyiben nem egységes az egyének ismerete a fogalmakról, akkor semmilyen irányultság, kommunikáció segítségére, megkönnyítésére nem alkalmazható (Weber, 2013). A szakirodalomban *differenciált itemműködésként* (DIM-ként)² hivatkozott jelenség lényege, hogy a skálaértékek értelmezése egyénenként változhat. Ennek több oka is lehet. Elképzelhető, hogy a skála nem egydimenziós és a különbségek abból adódnak, hogy változik, hogy az egyének ideológiailag melyik dimenzióját tartják fontosnak (Carmines és mtai, 2012). Az is lehetséges, hogy bár egyesek ideológiai pozíciója politikai preferenciáik alapján egyértelmű, mégsem szívesen azonosítják magukat bizonyos ideológiai címkékkel (Conover–Feldman, 1981). Egyes szerzők azt emelik ki, hogy az egyének ideológiai önmeghatározása során az adott csoporthoz tartozó tagokhoz *viszonyítva* helyezik el magukat a skálán, és amikor politikai

kérdésekben értékelik önmagukat az egyének a politikai pártjukat használják referenciacsoportnak (Siman, 2017). Ez a relatív önértékelés magyarázhatja azt, hogy miért helyezik magukat hasonló skálaponthez ideológiailag különböző egyének. A DIM mögött végzettségbeli különbségek is állhatnak (pl. a magasabban kvalifikáltaknak kifinomultabb értelmezése van a skálapontokról), illetve az, hogy az egyének milyen mértékben érdeklődnek a politikai iránt (Weber, 2011). Végül arra is számos bizonyíték van, hogy bizonyos skálapontok (pl. a szélső értékek vagy a középső értékek) választása – a skálapontok szubsztantív tartalmától függetlenül – kulturálisan meghatározottak (De Jong és mtsai, 2008; Hui-Triandis, 1989; Van Vaerenbergh–Thomas, 2013). Egyes elemzések például arra utalnak, hogy a szélső értékek választása gyakoribb a dél-európai országokban, összehasonlítva a nyugat-európai országokkal és különösképpen az ázsiai kultúrákkal (áttekintésért lásd: Van Vaerenbergh–Thomas, 2013).

A bal-jobboldali skála mögött meghúzódó értelmezésbeli különbségek lehetséges tárháza széles. A bal és jobboldali címkék hallatán egyesek a bal- és jobboldali ideológiai értékekre (Knutsen, 1995), mások a baloldal kapcsán a szocializmusra, kommunizmusra (Magyarországon ennek nagy lehet az esélye), a két fogalomhoz kapcsolt politikai ügyekre vagy éppen pártokra, politikusokra asszociálhatnak (Bauer és mtsai, 2017). A kapcsolt asszociáció tartalmától függhet a bal-jobboldali skálán felvett saját pozíció. Azok az egyének például, akik olyan pozitív fogalmakat társítanak a baloldalhoz, mint az esélyegyenlőség, vélhetőleg nagyobb eséllyel „közelítenek” a skála bal szélső pontjai felé, mint azok, akik például a kommunizmusra asszociálnak.³

DIM-jellegű torzításokra politikai skálák használatakor több kutatás talált már bizonyítékokat. Bauer és mtsai (2017) egy német felmérésben feltett nyitott kérdésre adott válaszok topikmodellezésének elemzése alapján arra jutottak, hogy az egyének erősen különböznek a bal- és jobboldali skála értelmezésében, a bal- és jobboldal fogalmai sokak számára túl elvontak, és mindezek erősen összefüggenek az iskolai végzettséggel. Simas (2018) az Egyesült Államokban használt három lehorgonyzó vinyettát és azt találta, hogy a demokrata és republikánus válaszadók szisztematikusan eltérő módon értelmezik és használják a liberális-konzervatív ideológiai skálát, méghozzá a demokratáknál lényegesen alacsonyabbak voltak a kategóriák közötti különbségtételi küszöbök. Jessee (2021) hasonló megközelítésében (amerikai pártokat, tisztségviselőket és más politikai szereplőket használt stimuliként) árnyalta ezt az eredményt azzal, hogy az ideológiai értékelések eltérései nem elsősorban az eltérő skálahasználat, hanem a mögöttes elképzelések különbségei miatt realizálódtak. A szakirodalom ugyanakkor nem teljesen egységes, olyan kutatásokról is tudunk, amelyek kismértékű DIM-ről számoltak be. Weber (2011) European Social Survey adatokat használó elemzéséből az derült ki, hogy a

bal-jobb skála értelmezése ugyan változik országonként, de független az egyén végzettségétől, politikai érdeklődésétől, és attól, hogy milyen régóta demokratikus berendezésű az adott ország. Bakker és mtsai (2014) egy 2010-es, szakértői célcsoportot vizsgáló nemzetközi felmérésben lehorgonyzó vinyettákat alkalmaztak és meglepően konzisztens skálaértelmezéseket találtak a különböző országok válaszainak összehasonlításakor.

A DIM korrekciója – lehorgonyzó vinyetták

A DIM kezelése régóta foglalkoztatja a kutatókat és számos megoldás is született rá.⁴ A politikatudományban a legnagyobb hatású korrekciós javaslat Aldrich és McKelvey (1977) nevéhez fűződik.⁵ Konceptiójuk lényege, hogy bizonyos stimulik (pl. politikusok vagy politikai pártok értékelése) egyfajta *lehorgonyként* szolgálhatnak egy interperszonálisan összehasonlítható skála létrehozásához. Az Aldrich–McKelvey-modellt King és mtsai (2004), valamint King–Wand (2007) fejlesztették tovább az úgynevezett *lehorgonyzó vinyetták* használatával. Ebben a megközelítésben a stimulik jellemzően hipotetikus személyek leírásai. King és mtsai (2004) kutatásában a válaszadók öt különböző személy jellemzését olvashatták. A személyek abban különböztek, hogy mekkora beleszólásuk van abba, hogy a kormány foglalkozzon egy őket érintő konkrét problémával (tiszt ivóvíz hiánya). A válaszadókat arra kérték, hogy értékeljék a személyek lehetőségét arra, hogy beleszóljanak abba, hogy a kormány foglalkozzon az üggyel (*politikai hatékonyságérzet*), majd saját magukat is helyezzék el ugyanezen a skálán. A vinyetták értékelése felhasználható a DIM működésének megértésére és a saját értékelés korrekciójára. A technika lehetőséget nyújt egy új, DIM-mentes változó létrehozására, amely a saját ideológiai pozíciót *relatív*en, a vinyetta-válaszokhoz képest mutatja. A technika használatának pontosabb módját *A skála korrekciója* című fejezetben részletesen bemutatjuk.

ADAT ÉS MÓDSZER

Adat

Az adatok egy 2023 májusában felvett, telefonos (CATI) kérdőíves adatfelvételtől származnak.⁶ A mintavétel során egy többlépcsős, arányosan rétegzett, valószínűségi mintavételi eljárást alkalmaztunk. A célpopuláció a 18 éves vagy idősebb magyar lakosság volt. Az adatbázisban egyaránt szerepeltek vezetékes- és mobiltelefonszámok (döntően utóbbiak). A minta teljes elemszáma 1000 fő volt. Az adatbázist iteratív súlyozás segítségével korrigáltuk nem, életkor, iskolai végzettség és településtípus alapján.

A lehorgonyzó vinyetta-kísérlet

Az előző fejezetben bemutatott lehorgonyzó vinyetta-módszert követve kettő, egy bal-, és egy jobboldali ideáltipikus (Weber, 1998) személy leírását olvasták fel a kérdezőbiztosok a válaszadóknak, majd kérték meg arra őket, hogy helyezték el az adott személyt a bal-jobboldali ideológiai skálán. Az ideológiai pozíciót egy 0-10-ig tartó skálán mértük,⁷ a skálának csak a kezdő és végpontja volt felcímkézve.⁸

A vinyetták szövegét alább közöljük. A személyek leírása elméleti, kvantitatív és kvalitatív kutatásokon alapult, amelyekre itt a vinyetták szövegeiben hivatkozunk.

A következőkben két elképzelt személy politikai nézeteinek a leírását fogom felolvasni. Kérem, hallgassa meg a leírásokat figyelmesen és utána válaszoljon a kérdésre.

1. személy

Kiemelten fontos számára, hogy a társadalomban mindenkinek azonos esélye legyen a sikerre, és a szólásszabadság védelmét központi kérdésnek tartja (Kollár–Stefkovics, 2022). Úgy gondolja, hogy a nemek közötti egyenlőséget, illetve a szexuális és egyéb kisebbségeket mindenképpen támogatni kell (Dr. Péntekné Simon és mtsai, 2023; Fukuyama, 2018). Véleménye szerint fontos, hogy amennyire csak lehetséges segítsük a menekülteket, és hogy a nemzetközi szervezeteket is bevonjuk a döntéshozatalba (Makay–Stefkovics 2021). Mindezekon túl, úgy véli, hogy más költséges beruházások helyett elsősorban a környezetvédelmet kellene támogatni (Kollár és mtsai, 2023).

Hol helyezné el ezt a személyt egy olyan skálán, ahol a „0” a baloldalt, a „10” a jobboldalt jelenti?

2. személy

Kiemelten fontosnak tartja azt, hogy megőrizzük a hagyományokat (Füstös és mtsai, 2013; Kollár–Stefkovics, 2022; Zenovitz–Kollár, 2021). Úgy gondolja, hogy civilizációnk alapját a keresztény kultúra jelenti. Véleménye szerint jó, ha a társadalomban szigorú törvények uralkodnak és mindenki tisztában van a jogaival és kötelezettségeivel (Kollár–Stefkovics, 2022; Lakoff, 2022). Központi kérdés számára a családok és az emberi magzatok védelme (Kollár és mtsai, 2023). Úgy véli, hogy különösen jelentős kérdés a határok védelme és a bevándorlás szigorú szabályozása (Makay–Stefkovics, 2021). Ezzel összhangban pedig a hadsereg fejlesztését is központi kérdésnek tartja.

Hol helyezné el ezt a személyt egy olyan skálán, ahol a „0” a baloldalt, a „10” a jobboldalt jelenti?

A vinyetták sorrendjét válaszdónként randomizáltuk. Hopkins és King (2010) nyomán a saját ideológiai pozícióra vonatkozó kérdést a vinyetták megválaszolása után helyeztük. A vinyetták olvasása a válaszdókat arra készíti, hogy a mögöttes fogalmat a kutató által vázolt módon értsék. A vinyetták meghallgatása után a válaszdók jobban megérthetik az értékelendő konkrét tulajdonságot, valamint az attribútum tartományát (Hopkins–King, 2010). A vinyetták saját pozíciót mérő kérdés elé helyezése tehát önmagában csökkenthette a mérési hibát.

A kísérletet egy kvantitatív és egy kvalitatív pilot kutatás alapozta meg. A pilot kérdőíves felvételben alkalmazott kísérlet nagymértékben egyezett az itt bemutatottal. A pilotban három hipotetikus személyt kellett értékelnie a válaszdóknak (ahogy például Simas [2018] tette), a bal- és jobboldali személy mellett egy középen állót is. A pilot adatok elemzése és az abból készült kézirat (Zenovitz–Kollár, 2023) érkezett kritikák nyomán jelen kísérletben a középen álló vinyettát elhagytuk, mert bár használata érdekes elemzési tanulságokkal szolgált, a korrekciónak nem vált javára. A pilot részleteit és eredményeit lásd a kéziratban.

A pilotot követően három online fókuszcsoportos beszélgetésen⁹ teszteltük a vinyetták érthetőségét. Ehhez először az alanyokat arra kértük, hogy mondják el mi jut eszükbe a jobboldali és baloldali ideológiáról. Az eredmények azt mutatták, hogy míg a résztvevők a jobboldali ideológiához jellemzően a nemzet, a család, a kereszténység, a hagyományok, illetve a „Fidesz” fogalmakat társítottak, addig a baloldali ideológiához a társadalmi érzékenység, az egyenlőség, a szólásszabadság, Európai Unió, tolerancia kifejezéseket rendelték. Ezt követően megmutattuk a konkrét vinyettákat is. A beszélgetések fő tanúsága pedig az volt, hogy a vinyettákat meglehetősen pontosan el tudták helyezni a résztvevők az ideológiai síkon, a szövegezésük érthető volt. Mivel mind a szabadasszociációk, mind pedig a konkrét baloldali vinyetta kapcsán felmerült az (esély)egyenlőség kérdése, ezért ezt beépítettük a vonatkozó szövegbe. (Korábban az egyéni szabadság szerepelt, azonban ezt többen jobboldali sajátoságnak is tartották.)

Háttérváltozók

Független változókként mértük a válaszdók részvételi gyakoriságát országgyűlési választásokon és a saját ideológiai pozíciót (a vinyettákat követő kérdéssel azonos skálán). A pártpreferenciát egy sztenderd, választási helyzetet szimuláló kérdéssel mértük. A kérdőív szociodemográfiai blokkja alapján voltak továbbá adataink a válaszdók nemére, életkorára, iskolai végzettségére és lakóhelyére vonatkozóan.¹⁰

Elemzési stratégia

Elemzésünkben három kérdésre kerestük a választ:

1. Mennyire tudtak válaszolni a vinyettakérdésekre az egyének, és mennyire volt jellemző, hogy a „helyes” sorrendbe rakták a két vinyettát?
2. Vannak olyan egyéni jellemzők, amelyek mentén szisztematikusan különbözik az érvényes válaszolása vagy a vinyetták helyes sorrendbe rakása?
3. Vannak olyan egyéni jellemzők, amelyek mentén szisztematikusan különbözik a vinyetták *abszolút* pozicionálása?

A válaszhiány elemzése azért volt fontos, mert ugyan a nemválaszolás mögött különböző motivációk lehetnek (érzékenynek tartja a kérdést, nincs kedve válaszolni/nem érdeklő), mégis részben arra utalhat, hogy a válaszadó számára mennyire ismerősek a vinyettákban használt kulcsszavak. A magas válaszhiány arra utal, hogy a társadalom jelentős része számára a fogalom nehezen értelmezhető, nem kikristályosodott, homályos. A helyes sorrend hiánya hasonlóképpen értelmezési problémákra utal. Az első kérdést egyszerű leíró statisztikákkal vizsgáltuk. Összesítettük a válaszhiányt, valamint a lehetséges vinyettaértékelés-kombinációk gyakoriságát. A második kérdésünkre bináris logisztikus regressziós modelleket futtattunk a helyes sorrendre és a válaszhiányra. Egy másik megközelítésben a két vinyettaértékelés szóródását* becsültük, lineáris illesztéssel.¹¹ Ez a modell azt mutatta meg, milyen tényezők befolyásolták leginkább, hogy a válaszadó mennyire tudott differenciálni a két vinyetta között, függetlenül attól, hogy milyen sorrendbe rakta őket.

Végül harmadik kérdésünkre elsőként illusztratív céllal bemutatjuk a két vinyettaértékelés átlagait az egyes egyéni politikai dimenziók mentén, majd robusztusabb, lineáris¹² regressziós modellekkel vizsgáltuk, hogy milyen tényezők befolyásolják leginkább az abszolút vinyettaértékeléseket.

Imputálást nem alkalmaztunk, mivel elméleti szempontból kifejezetten nem lett volna ideális és nem volt magas az adathiány (<80 fő). A modelleket R-ben futtattuk az lme4 (Bates és mtsai, 2015), az anchors (Wand és mtsai, 2011) és a VGAM (Yee, 2010) csomagok segítségével.

* A szóródást a két vinyettaválasz különbségével mértük, tehát egyszerűen kivontuk a jobboldali vinyettára adott válaszból a baloldali vinyettára adott választ, majd ennek a különbségnek vettük az abszolút értékét.

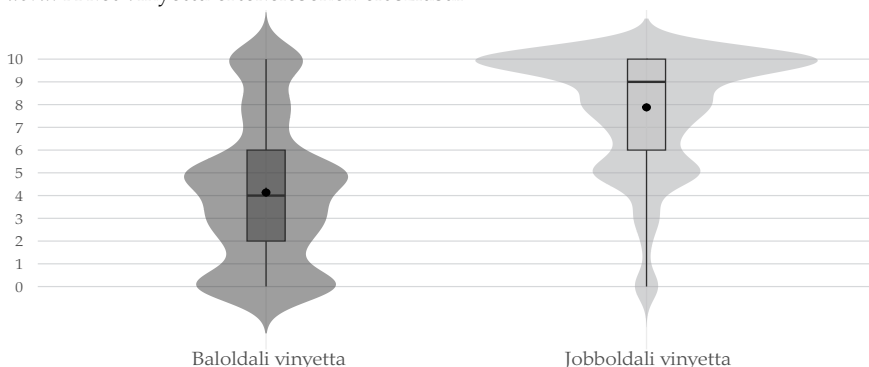
$$\text{Szóródás} = |V_{\text{jobb}} - V_{\text{bal}}|$$

A szóródást mérő számunk így 0-tól (nem differenciált válaszok) 10-ig (szélsőséges differenciálás) terjedt. A mérőszám nem vette figyelembe, hogy a differenciálás a „helyes” irányba történt-e.

EREDMÉNYEK

Az 1. ábrán vizualizáltuk a két vinyettára adott válaszok eloszlását és leíró statisztikáit. Az eloszlások a várt sorrendet tükrözik, a baloldali vinyettát baloldaliabbnak értékelték a válaszadók ($M = 5,15$, $SD = 3,15$, $Mdn = 5$), mint a jobboldalit ($M = 8,84$, $SD = 2,60$, $Mdn = 10$, lásd 2. ábra). Ugyanakkor az is látható, hogy a válaszadók a jobboldali vinyettát jóval karakteresebben jobboldalinak tekintették, mint a baloldalt,¹³ amit talán a medián különbsége szemléltet a legjobban (5 vs. 10). A két kérdésre 3,4%, illetve 3% nem válaszolt, ami nem tekinthető magasnak.

1. ábra. A két vinyetta értékelésének eloszlásai



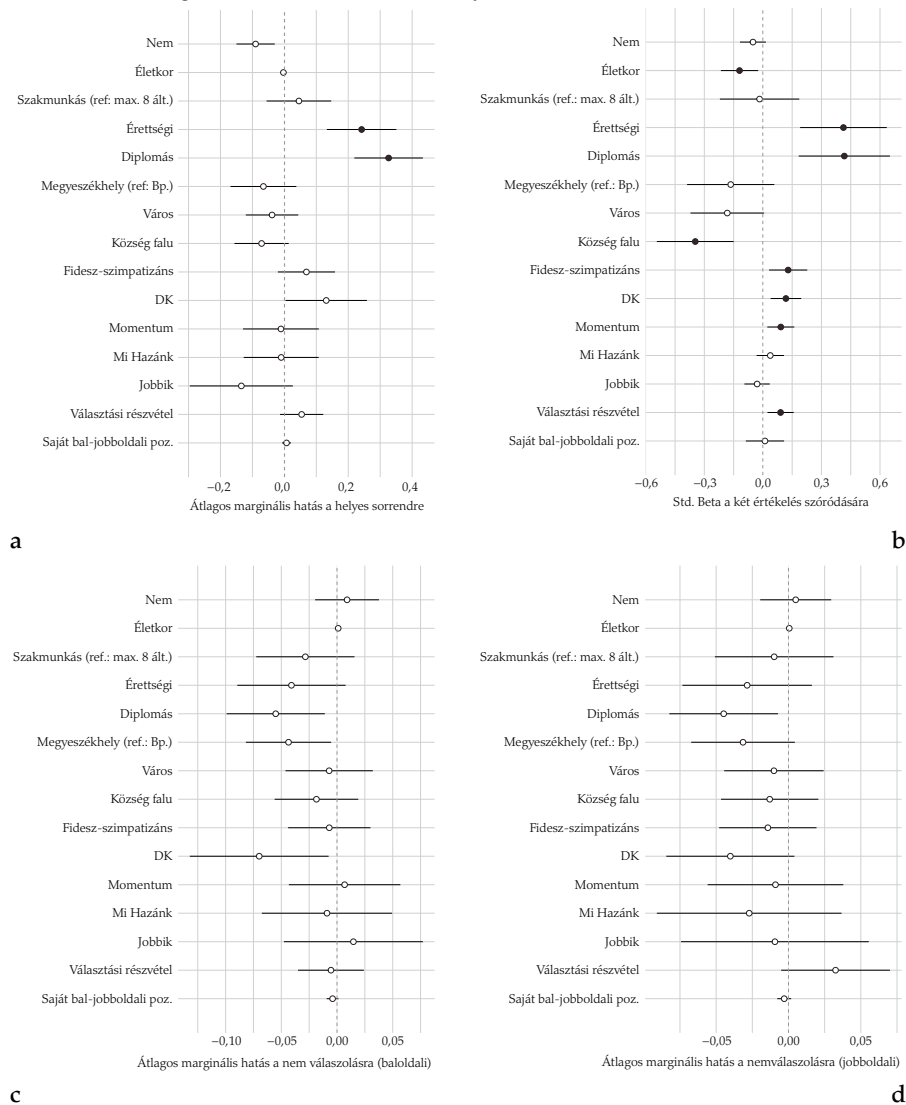
Megjegyzés: A fekete pontok az átlagokat jelölik.

Bár átlagosan a helyes sorrendet veszik fel a vinyettaértékelések, az egyéni értékelések kombinációinak összesítése arra utal, hogy csak háromból két válaszadó (69,06%) értékelt „helyesen” baloldaliabbnak a baloldali személyt, mint a jobboldali személyt. 20,77 százalékkal ezzel szemben nem differenciált a két vinyetta között, és 10,17 százalékkal jobboldaliabbnak tartotta a baloldali személyt a jobboldali személyénél.

A helyes sorrendre és a két értékelés szóródására futtatott regressziós modellek eredményeit a 2. ábra mutatja. A helyes sorrendet (2a) egyedül a végzettség jelezte előre: az érettségivel, és különösen a diplomával rendelkezés növelte az esélyét a vinyetták helyes sorrendben való értékelésének. Az, ha valaki diplomás, közel 33 százalékkal növelte a helyes sorrend valószínűségét ($AME = 0,326$, $SE = 0,053$). Alacsonyabb szignifikanciaszinten (95%) a nemnek és az életkornak is van kisebb hatása (a férfiak és a fiatalabbak nagyobb valószínűséggel találták el a helyes sorrendet). Hasonló képet mutat a szóródás, azaz annak becslése, hogy mennyire differenciáltak a válaszadók a vinyetták között (2b). A legerősebb hatása itt is a diplomának ($Std. Beta = 0,413$, $SE = 0,117$) és az érettséginek van ($Std. Beta = 0,417$, $SE = 0,111$). Ezen kívül a községben, faluban élés, a Fidesz-szim-

pátia és a politikai aktivitás növelte az értékelések szóródásának valószínűségét. Végül becsültük a nem válaszolás valószínűségét is (2c-d). Itt csak 95 százalékos megbízhatósági szinten találtunk szignifikáns összefüggéseket: a diploma csökkeni, míg az életkor emelkedése növeli a válaszmegtagadást valószínűségét.

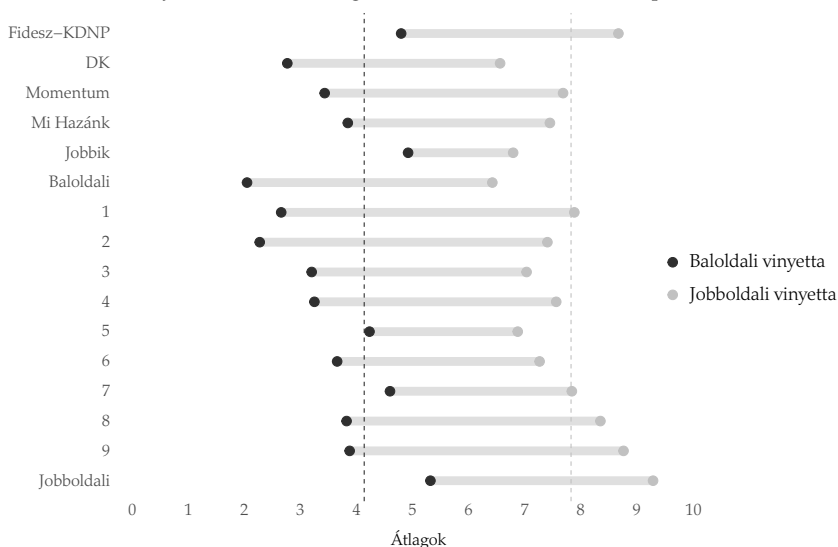
2. ábra. A helyes sorrendre (a) a két vinyettaértékelés szóródására (b) és a válaszhíányra (c-d) illesztett regressziós modellek eredményei



Megjegyzés: A fekete pontok jelzik a 99,9 százalékos megbízhatósági szint melletti szignifikáns hatásokat.

A következőkben az abszolút vinyettaértékelések háttérét vizsgáljuk. Pártszimpatia és saját ideológiai pozíció szerint nagyon jelentősen eltér a két vinyetta pozicionálása (lásd. 3. ábra). A Fidesz-szimpatizáns és a határozottan jobboldali válaszadók átlagértékei erősen jobbra tartanak, míg a DK és a Momentum szimpatizánsok és a határozottan baloldali válaszadók minden vinyettát erősen balra pozícionáltak másokhoz képest. A Mi Hazánk Mozgalom szimpatizánsai az átlagot követik, a Jobbik szimpatizánsok pedig nagyon nehezen tudtak differenciálni a két vinyetta között.

3. ábra. A két vinyettaértékelés átlagai különböző válaszadói csoportok között



Ezeket az eredményeket robusztusabb, több változó együttes hatását vizsgáló, lineáris regressziós modellekkel teszteltük. A vinyetták elhelyezését az iskolai végzettség és a saját ideológiai pozíció befolyásolta legjelentősebben (2. táblázat). A baloldali vinyettát az érettségivel vagy diplomával rendelkezők nagyobb valószínűséggel helyezték a skála bal oldalára, mint a maximum 8 általánost végzettek; és fordítva a jobboldali vinyettát nagyobb valószínűséggel helyezték a skála jobb oldalára. A saját ideológiai pozíciónak erős lineáris hatása van: a jobboldaliak mindegyik vinyettát nagyobb valószínűséggel helyeztek a skála jobb oldalára, míg a baloldaliak épp fordítva, ahogy azt az átlagoknál láthattuk. Hozzátenném, hogy a diploma standard együtthatója a baloldali vinyettánál ($-0,56$, $SE = 0,11$) kétszer nagyobb, mint az ideológiai pozíció együtthatója ($0,28$, $SE = 0,05$). A saját ideológiai pozíció kontroll alatt tartása miatt a pártszimpatíának nem volt hatása,¹⁴ ahogy a többi változónak is maximum gyenge hatása volt.

2. táblázat. A két vinyettaértékelésre illesztett, regressziós modellek eredményei

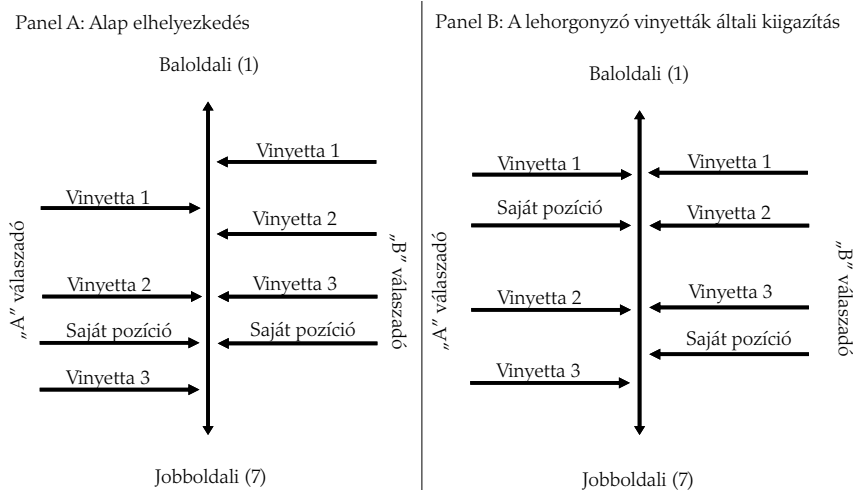
	Baloldali vinyetta			Jobboldali vinyetta		
	<i>B</i> (SE)	<i>Std, Beta</i> (SE)	<i>p</i>	<i>B</i> (SE)	<i>Std, Beta</i> (SE)	<i>p</i>
Konstans	2,22 (0,73)	0,20 (0,11)	0,002	4,79 (0,60)	-0,13 (0,11)	<0,001
Nem	0,41 (0,20)	0,06 (0,03)	0,043	0,01 (0,17)	0,00 (0,03)	0,929
Életkor	0,02 (0,01)	0,10 (0,05)	0,033	0,01 (0,01)	0,06 (0,05)	0,213
Szakmunkás (ref: max, 8 ált.)	-0,51 (0,31)	-0,16 (0,10)	0,093	-0,05 (0,25)	-0,02 (0,10)	0,844
Érettségi	-1,54 (0,34)	-0,49 (0,11)	<0,001	0,83 (0,28)	0,32 (0,11)	0,003
Diplomás	-1,77 (0,35)	-0,56 (0,11)	<0,001	0,78 (0,29)	0,30 (0,11)	0,007
Megyeszékhely (ref: Bp.)	0,61 (0,34)	0,19 (0,11)	0,072	-0,06 (0,28)	-0,02 (0,11)	0,837
Város	0,35 (0,28)	0,11 (0,09)	0,214	-0,11 (0,23)	-0,04 (0,09)	0,653
Község, falu	0,64 (0,30)	0,20 (0,09)	0,032	-0,18 (0,24)	-0,07 (0,09)	0,465
Fidesz-szimpatizáns	-0,67 (0,30)	-0,11 (0,05)	0,024	0,40 (0,24)	0,08 (0,05)	0,103
DK	-0,95 (0,43)	-0,08 (0,04)	0,026	0,27 (0,35)	0,03 (0,04)	0,444
Momentum	-0,00 (0,40)	-0,00 (0,03)	0,990	0,84 (0,33)	0,08 (0,03)	0,011
Mi Hazánk	-0,64 (0,39)	-0,06 (0,03)	0,105	-0,34 (0,32)	-0,04 (0,03)	0,295
Jobbik	0,74 (0,57)	0,04 (0,03)	0,196	-0,68 (0,46)	-0,05 (0,03)	0,140
Választási részvétel	-0,38 (0,23)	-0,05 (0,03)	0,098	0,29 (0,19)	0,05 (0,03)	0,126
Saját bal-jobboldali poz.	0,29 (0,05)	0,28 (0,05)	<0,001	0,30 (0,04)	0,36 (0,05)	<0,001
N		928			937	
R ²		0,163			0,159	

A SKÁLA KORREKCIÓJA

Ebben a fejezetben bemutatjuk, hogy miként használhatóak fel a vinyettaértékelések a saját ideológiai pozíció korrekciójára.

A 4. ábra illusztrálja a differenciált itemműködést és a korrekciót. 'A' és 'B' válaszadó ideológiai pozíciója a saját besorolásuk alapján azonos, ám ha figyelembe vesszük a két válaszadó vinyettaértékeléseit, látható, hogy a két válaszadó máshova helyezte a vinyettákat, tehát másként értelmezte a skála pontjait. Míg 'A' válaszadó a 2. és 3. vinyetta közé helyezte magát, 'B' válaszadó mindkét vinyettánál jobboldalibbnak értékeli saját pozícióját. Amennyiben a vinyettaértékeléseket is figyelembe vesszük, a helyes konklúzió nem az, hogy 'A' és 'B' válaszadó ideológiai pozíciója azonos, hanem, hogy 'A' baloldalibb, mint 'B' válaszadó.¹⁵ A B panel a lehorgonyzó vinyettákon alapuló lehetséges kiigazítást ábrázolja.

4. ábra. A lehorgonyzó vinyettaalapú DIM-korrekció logikája a bal-jobboldali skálán



Megjegyzés: Az ábra Simas (2018) ábrájának adaptált verziója.

A King és mtsai (2004), valamint a King és Wand (2007) által kifejlesztett módszer eredménye egy DIM-mentes, egyének között összehasonlítható új változó. A korrekció két feltételezésre épül, ezek teljesülése szükséges annak sikeréhez: *válasz-konzisztencia* és *vinyetta-ekvivalencia*. A válasz-konzisztencia lényege, hogy a válaszadók ugyanúgy használják a skálát, amikor saját magukat vagy amikor a vinyettákat helyezik el a skálán, míg a vinyetta-ekvivalencia a skála *egydimenziósságára* utal. Amennyiben a válaszadók nem az általános bal-jobboldali dimenzió mentén, hanem válaszadónként eltérő módon, például a bal-jobboldali ideológia különböző dimenziói mentén (ha vannak ilyenek)

értelmezik a vinyettákat, úgy a különbségek nem pusztán a DIM-hez kötődhetnek.

Amennyiben a fenti feltételek teljesülnek egy nem parametrikus megközelítéssel egy egyszerű átkódolással kiszámítható a C , a DIM-mentes saját ideológiai pozíció, az eredeti saját pozíció (y), és a vinyetta értékelések (v_1, v_2) egymáshoz viszonyított pozíciója alapján. Például az a válaszadó, aki saját magánál minden vinyettát „jobbaldalibbnak” pozicionált, a legbaloldalibb (1) értéket kapja az új változón. Ha a baloldali vinyettát saját magánál baloldalibbnak, de a jobbaldalit jobbaldalibbnak, akkor hármast és így tovább (lásd a 3. táblázat példáit). Fontos, hogy a számítás teljesen független az értékelések abszolút értékeitől, csak a relatív pozíció számít. A képlet (logikusan) a vinyetták számának kétszerese + 1 skálapontba képes besorolni az egyéneket. Esetünkben ez 5 volt, tehát az eredeti 0–10-es skálát nem tudtuk reprodukálni két vinyettával. A pilotban három vinyettát használtunk és 1–7-es skálát, így ott C éppen 1 és 7 között mozgott (lásd a kéziratban). Jövőbeni kutatásoknak érdemes lehet úgy terveznie a vinyetták számát, hogy az eredetivel azonos skálát tudjanak képezni. Mivel jelen tanulmány célja elsősorban a módszer illusztrálása volt, megelégedtünk egy ötös skálával.

Azok a válaszadók, akik konzisztensen értékelték a vinyettákat és nem egyenlő a saját értékelésük több vinyettaértékeléssel, egy skaláris (egy darab) C értéket kapnak, míg azok a válaszadók, akik inkonzisztens sorrendben értékelték a vinyettákat vagy egyenlő a saját értékelésük több vinyettaértékeléssel,¹⁶ vektoriális (több) C értéket kapnak, amely értékek között további feltételezések nélkül a kutató nem tud különbséget tenni. A vektoriális értékek kezelésére a szerzők több megoldást javasolnak, amelyek közül mi egy parametriális kiegészítést követtünk. A módszer egy *ordered probit* model általánosított (*censored*) verziójának segítségével ad becslést a felvehető vektoriális értékek választásának valószínűségére. A modell figyelembe veszi a hasonló választómintázatú válaszadók arányát és minden más a modellbe bevont független változót.¹⁷ A modellbe a nem, az életkor, az iskolai végzettség és a településtípust vontuk be. A vektoriális C értékekkel rendelkező válaszadóknál azt az értéket használtuk az új változóban, amelyikhez a modell a legnagyobb valószínűséget becsülte. Mivel a mintánkban meglehetősen sokan kaptak vektoriális értéket,¹⁸ ezért úgy döntöttünk, hogy egy olyan korrekciót is elvégzünk, ahol csak a skaláris értékeket kapó válaszadókra számoljuk a C -t.

$$C = \begin{cases} 1 & \text{ha } y < v_1 \\ 2 & \text{ha } y = v_1 \\ 3 & \text{ha } v_1 < y < v_2 \\ \vdots & \vdots \\ 2J + 1 & \text{ha } v > v_J \end{cases} \quad (1)$$

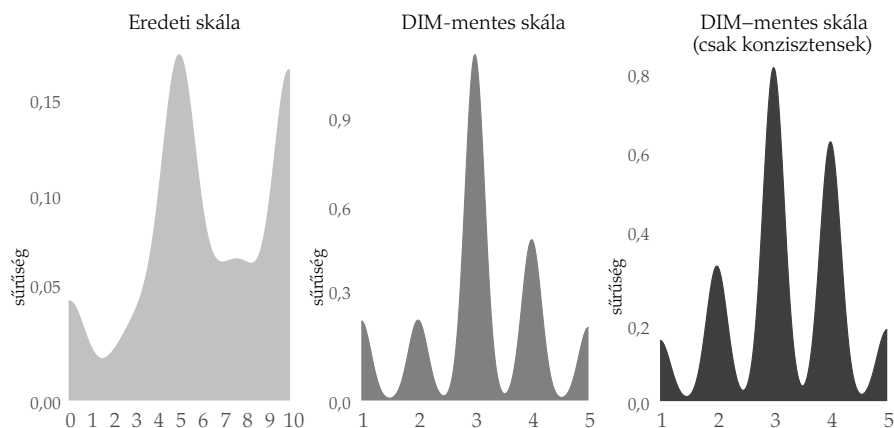
3. táblázat. Példák a relatív ideológiai pozíciókra és az ezekből kalkulált DIM-mentes C értékekre

Példa	C
$y < v1 < v2$	1
$y = v1 < v2$	2
$v1 < y < v2$	3
...	
$y = v1 = v2$	{1,2,3,4,5}
$y = v2 < v1$	{1,2,3,4,5}
$v2 < v1 < y$	5

Megjegyzés: y = saját pozíció, $v1$ = baloldali vinyetta, $v2$ = jobboldali vinyetta, C = DIM-mentes ideológiai pozíció, „helyes” vinyetta sorrend: $v1 < v2$

Mindkét DIM-mentes saját ideológiai pozíciót mérő változó jelentősen eltér az eredeti változótól, igaz, ha figyelmen kívül hagyjuk a nem konzisztens vagy egyenlő válaszokat adó egyéneket, már kevésbé (Cramer's $V = 0,40$; $0,51$). Ahogy az 5. ábrán látható, a DIM-mentes változóknál jóval kevesebb a szélső érték, ami arra utal, hogy bár sokan helyezik magukat az ideológiai skála szélére, a kutatásban szerepelt vinyettákhoz képest ennél jóval kevesebben jobb-, illetve baloldaliak szélsőségesen. A rendkívül magas arányú középső érték pedig annak köszönhető, hogy a vektoriális értékekkel rendelkező válaszadók döntő része végül négyes értéket kapott, és ez a csoport nagy volt.

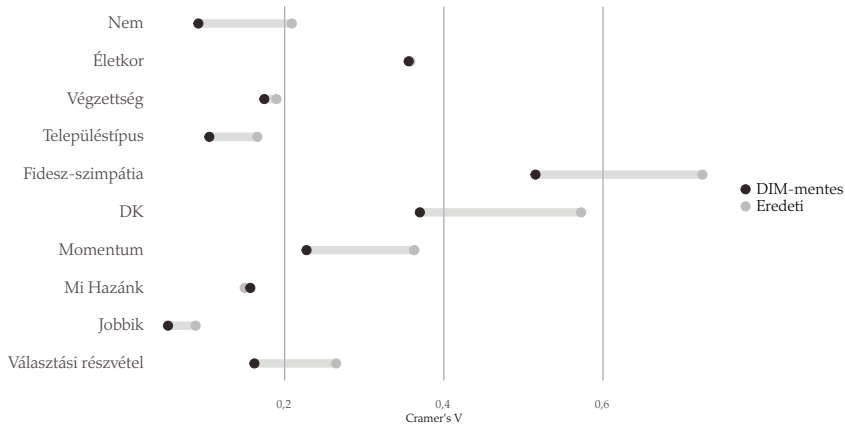
5. ábra. Az eredeti és a két DIM-mentes saját ideológiai pozíció sűrűségfüggvényei



Megjegyzés: A harmadik változó csak azon az almintán lett kiszámítva, akik „helyes” sorrendbe rakták a két vinyettát.

A 6. ábrán azt vizualizáltuk, hogy hogyan változott a saját ideológiai pozíció és más változók kapcsolatának erőssége a differenciált itemműködés korrigálását követően. A két pont közötti differencia lényegében maga a differenciált itemműködésből fakadó együttjárás. A korrekció számos változónál jelentősen lecsökkentette a kapcsolat erősségét, például a Fidesz-szimpátia és a bal-jobboldali skála között 0,73-ról 0,52-re. További elemzésre jelen tanulmányban nem bocsátkozunk, mivel célunk elsősorban annak demonstrálása volt, hogy miként használhatóak fel a vinyettaválaszok egy új, korrigált változó létrehozására.

6. ábra: Az eredeti és a DIM-mentes saját ideológiai pozíció kapcsolatainak erősségei (Cramer's V) más változókkal



Megjegyzés: Ehhez az elemzéshez azt a DIM-mentes változót használtuk, amely csak a konzisztens válaszolókat tartalmazza (N = 637).

ÖSSZEGZÉS

Tanulmányunk a differenciált itemműködés problémáját járta körül a politikai szociológiai szakirodalomban elterjedt, bal-jobboldali skála példáján. A bal-jobboldali skálahasználat pontosabb megértésére és lehetséges korrekciójára a lehorgonyzó vinyetta-módszert alkalmaztuk (King és mtsai, 2004). Az eredményeink számos korábbi kutatással összhangban (Bauer és mtsai, 2017; Jesse, 2021; Simas, 2018) arra utalnak, hogy a bal-jobboldali skála értelmezése és a skálapontok használata nem csak kultúrák vagy országok között, hanem országokon belül sem feltétlenül egységes az egyének között, hanem szisztematikus különbségeket mutat bizonyos ismérvek mentén. A bal-jobboldali skála értelmezésének „kikristályosodottsága” elsősorban az iskolai végzettséggel

függ össze, míg a skálapontok jelentését a saját ideológiai pozíció és pártszimpátia is erősen mozgatta. Mind a magasán kvalifikáltakra, mind a politika iránt érdeklődő, pártos egyénekre igaz lehet az, hogy jobban olvassák a pártok és egyéb politikai szereplők „jelzéseit” és üzeneteit (angolul *cues*, *cue-taking*, Ares és mtsai, 2017; Dellmuth–Tallberg, 2021). A magas iskolai végzettség esetén ez csak annyit jelent, hogy ezek a válaszadók jobban értették a vinyettákat, az erősen pártos válaszadók (Fidesz–KDNP, DK) pedig a szimpatizált párt/politikus szemüvegén keresztül értelmezték, ami magyarázhatja a nagy különbségeket.

A nagyfokú differenciált itemhasználat arra utal, hogy erősen sérül a bal-jobboldali ideológiai pozíció egyének közötti összehasonlíthatósága Magyarországon. Minden olyan összehasonlítás, amely különböző végzettségű, politikai érdeklődésű vagy politikai gondolkodású egyének között történik, csak részben szól tényleges ideológiai különbségekről, hiszen a különbségek egy jelentős része az eltérő skálahasználatból fakad. Ennek fontos következményei vannak az ideológiai polarizációról szóló hazai diskurzusra (Enyedi–Benoit, 2011; Fábíán, 2012; McCoy és mtsai, 2018; Patkós, 2017b, 2017a; Vachudova, 2019; Vegetti, 2019) vonatkozóan. A bal-jobboldali skála alapján becsült polarizáció kétségkívül létezik, a magukat bal-, illetve jobboldalinak tartók között ma Magyarországon valós és jelentős szakadék van, ám ezen polarizáció jelentős részében nem tényleges ideológiai különbségeken alapul, a bal- és jobboldaliak közötti ideológiai különbségek lényegesen kisebbek, mint azt korábban feltételeztük. Ez esetben mi a tartalma ennek a polarizációnak és mi magyarázza? Mit mér a bal-jobboldali skála, ha nem ideológiai pozíciót? Ezekre a kérdésekre jelen tanulmány nem tud választ adni, de úgy véljük, fontos kérdések, amelyekkel a jövőbeni kutatásoknak érdemes lenne foglalkoznia. Mint bemutattuk az ideológiai pozíció ilyen módon történő mérése jelentős mérési hibát implicál. Mit érdemes ezzel kezdeni? A skála kihagyása, ignorálása nem tűnik jó megoldásnak, mivel a bal-jobboldali az egyik legfontosabb törésvonalképző változó ma Magyarországon, így annak mérése nem nélkülözhető egy politikai szociológiai kutatásban sem. A másik véglet, a skála ilyen formában történő feltétel nélküli használata, csak abban az esetben tűnik elfogadható megoldásnak, ha figyelembe vesszük, hogy a skála nem ideológiai pozíciót mér, hanem egyfajta – a konkrét ideológiai tartalmaktól részben független – *politikai identitást*. Bizonyos kutatási kérdéseknél ez akár elfogadható döntés lehet, például, ahol a bal-jobboldali skálának nincs központi szerepe, csak egy a sok kontroll változó közül. Más esetekben, különösen akkor, amikor a bal-jobboldali skála függő változó és fontosak az egyének közötti ideológiai különbségek, a skála korrekciójára van szükség.

A skála korrekciójára (értsd a mérési hiba csökkentésére) az egyik megoldás a lehorgonyzó vinyetták alkalmazása lehet. Jelen kutatáson kívül más nemzetközi kutatások is sikerrel alkalmazták a módszert a DIM kezelésére

(Bakker-Edwards és mtsai, 2014; Bakker, Jolly és mtsai, 2014; Struthers és mtsai, 2020). Elemzésünk arra is rámutatott ugyanakkor, hogy a DIM-mentes változók használata nem feltétlenül célravezető minden elemzési módra. Úgy gondoljuk, hogy a korrigált változó egy- vagy többdimenziós statisztikai elemzésére feltétlenül a DIM-mentes változó használata javasolt, hiszen az eredeti változó használata különösen az elsőfajú, de akár másodfajú hibák előfordulását is okozhatja. Korábbi kutatásokból az is látható, hogy komplexebb, több itemes mérőeszközöknél a korrigált változók jobb mérési tulajdonságokkal rendelkezhetnek (jobb faktorstruktúra, jobb illeszkedés), mint az eredeti változók (Weiss–Roberts, 2018). Eredményeink ugyanakkor azt is megmutatták, hogy a DIM-mentes és egyéb változók összefüggései lényegesen gyengülhetnek az eredeti és egyéb változók összefüggéseéhez képest. Ez más, korábbi kutatásokban is jellemző volt (Hosseinkhanzadeh–Taher, 2013; Hye–D, 2015; Weiss–Roberts, 2018). Az összefüggések vélhetőleg éppen azért gyengülnek, mert részben a DIM okozta őket. Elképzelhető, hogy a többi változó korrigálása hasonló módszerrel erősítene ezeken az összefüggéseken, mindazonáltal, bizonyos elemzési célokra (korrelációs, regressziós) láthatólag nem feltétlenül a DIM-mentes változó a legjobb választás.

A lehorgonyzó vinyetták mellett egy másik lehetőség a kérdés konkrétabb megfogalmazása. A bal- és jobboldali kategóriák a válaszadók egy nagy része számára túlságosan tág és elvont fogalmak (Bauer és mtsai, 2017), így minden konkrétum segíthet a válaszok összehasonlíthatóságán. Ez megtehető lenne például úgy, hogy az egykérdéses megközelítést hátra hagyva, a fogalmat elemeire bontjuk és a bal-jobboldali ideológiák komponenseit külön skálaitemekként mérjük.¹⁹ Ezt természetesen komolyabb elméleti munkának szükséges megelőznie, hiszen felveti azt a kérdést, hogy a bal-jobboldali ideológia mennyiben egydimenziós. Minden olyan elemzésben pedig, amelyek nem alkalmaznak korrekciókat, szükséges felhívni a figyelmet a DIM okozta lehetséges torzításokra (Bauer és mtsai, 2017).

Kutatásunk egyik limitációja lehet a telefonos módszer alkalmazása. Telefonos interjúszituációban nagyobb kognitív teher van a válaszolókon, mivel csak aurális jelekre hagyatkozhatnak és követniük kell a kérdezőbiztos sebességét (Dillman és mtsai, 1996). Ebből az következhet, hogy bizonyos esetekben azért látunk inkonzisztenciát vagy válaszhányt, mert túl nehéz volt a feladat, és nem azért, mert ne tudnák értelmezni a bal-jobboldali ideológiai spektrumot. Ennek ellenőrzésére érdemes lehet online módszerrel vizsgálni ugyanezt a problémát (ahogy azt a pilotban tettük), ugyanis az online mód sokkal több lehetőséget biztosít a válaszadóknak arra, hogy a saját tempójukban, a szövegeket figyelmesen elolvasva válaszoljanak.

Tanulmányunkban a kérdőíves módszertan egy fontos problémájára, a differenciált itemműködésre és az ebből következő mérési hibákra hívtuk fel a figyelmet a bal-jobboldali skála példáján. A szakirodalom alapján az várható,

hogy a kísérletünkben megfigyelt torzítások számos más fogalom mérésénél is jelentkezhetnek (pl. pszichológia, jóllét, egészségügy), és az általunk bemutatott lehorgonyzó vinyetta-módszer bármely más skála korrekciójára kiterjeszhető.

MELLÉKLETEK

Kérdőív (a vinyettákat követő rész)

POL1. Általánosságban, amikor Magyarországon választásokat tartanak (parlamenti, önkormányzati, vagy népszavazás) akkor Ön mindig szavaz, majdnem mindig szavaz, sokszor szavaz, első szavazó, ritkán szavaz, ha teheti nem szavaz, soha sem szavaz?

1. Mindig
2. Majdnem mindig
3. Sokszor
4. Első szavazó
5. Ritkán
6. Ha teheti nem
7. Soha sem
9. NT/NV

POL3 És hol helyezné el saját magát az alábbi skálákon? (0–10)

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	99. Nem tudom/nem válaszolok
Baloldali	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Jobboldali	99
Liberális	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Konzervatív	99

POL4. Ha most lennének a parlamenti választások, az alábbi pártok közül Ön kire szavazna? (ROTÁLD A SORRENDET 1-9-IG!)

1. Fidesz–KDNP
2. MSZP
3. DK
4. Párbeszéd
5. LMP
6. Jobbik
7. Momentum

- 8. Kétfarkú Kutya Párt
- 9. Mi Hazánk Mozgalom
- 97. Más létező párt
- 98. Nem tudja, bizonytalan
- 99. Nem mondja meg, nem szavazna

DEMOGRÁFIAI BLOKK

D1. Neme

- 1. Férfi
- 2. Nő

D2. Hány éves Ön?

..... éves

D3. Milyen településen él Ön?

- 1. Budapest
- 2. Megyeszékhely
- 3. Város
- 4. Község, falu

D4. Megye

D5. Mi az Ön legmagasabb iskolai végzettsége?

- 1. 8 általános vagy kevesebb
- 2. szakmunkásképző
- 3. középiskolai (szakközépiskolai, gimnáziumi) érettségi
- 4. főiskolai diploma
- 5. egyetemi diploma
- 6. egyetemi diploma + tudományos fokozat

JEGYZETEK

- * A tanulmány Kollár Dávid által írt része az Innovációs és Technológiai Minisztérium ÚNKP-22-3 kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alapból finanszírozott szakmai támogatásával készült.
- ¹ A gazdasági és ideológia (kulturális/társadalmi) dimenziók közötti kapcsolat Magyarországon egyébként is „problematisztikus”. Míg a piac állami felügyeletének – a nemzetközi szinten jellemzően baloldali ihletettségtől – igénye a jobboldali világlátáshoz kapcsolódik inkább, a szabad piac támogatása pedig a baloldalisággal áll affinitásban (Schlett, 2018).
- ² A *mérési invariancia* hiánya szintén elterjedt fogalom ugyanerre az elméleti problémára (Silva-Littvay, 2019).
- ³ Természetesen a válaszadók egy része számára a kommunizmus pozitív konnotációkat tartalmaz, de összességében a két fogalom közül jó eséllyel az esélyegyenlőség a pozitívabb.
- ⁴ Összefoglaláshoz lásd például King és mtsai (2004).
- ⁵ Lásd továbbá Hare és mtsai (2015) bayesi továbbfejlesztését az eredeti módszernek.
- ⁶ Az adatfelvételt a Századvég Közéleti Tudásközpont Alapítvány támogatta.
- ⁷ A bal-jobboldali skála mérésének legelterjedtebb módja éppen a 0-10-es skála, lásd például: ESS vagy GSS. A pontos kérdésmegfogalmazásokat, és a teljes kérdőívet lásd a mellékletben.
- ⁸ Ami a változó eloszlását illeti, az átlag 6,29 (SD = 3,12), tehát jobbra dől (Mdn = 6).
- ⁹ A beszélgetéseken átlagosan 8 fő vett részt. Ami a csoportok összetételét illeti, egy olyan csoportot szerveztünk, ahol minden résztvevő baloldaliként azonosította magát, egy olyat, ahol minden résztvevő jobboldali volt, és egy vegyes csoportot, ahol a résztvevő döntő része középen állónak tartotta magát. A fókuszcsoportokat szintén a Századvég Közéleti Tudásközpont Alapítvány finanszírozta.
- ¹⁰ A vinyettás kísérlet egy hosszabb kérdőív végén volt elhelyezve. A kérdőív ezt megelőző részén különböző európai közéleti kérdésekkel foglalkozott. A kérdőív teljes hossza mintegy 25 perc volt.
- ¹¹ Az olyan eloszlást követő változókra, mint a szóban forgó szóródás változó, amelyben sok a '0' esetünk és az eloszlás ferde, statisztikailag megfelelőbb választás a Tobit-féle regresszió (Boulton–Williford, 2018; Tobin, 1958). A modelljeinket Tobit- és lineáris illesztéssel is lefuttattuk, és nem találtunk érdemi különbségeket, így végül a lineáris illesztés mellett maradtunk.
- ¹² A szakirodalom az ordinális skálák becslésére az ordered probit-, illetve az úgynevezett joint compound hierarchical ordered probit (CHOPIT) -modellek alkalmazását javasolja (King és mtsai, 2004; Rabe-Hesketh–Skron dal, 2002). A lineáris modellek robusztusságát úgy is teszteltük, hogy ordered probit- és CHOPIT-modelleket futtattunk, de mivel nem láttunk érdemi különbségeket a különböző modellek eredményei között, a főszövegben a könnyebben értelmezhető és közismertebb lineáris modellek eredményeit közöljük.
- ¹³ Bár ennek a kérdésnek a részletes tárgyalása szétfeszítené a dolgozat kereteit, a jelenség magyarázatára több hipotézist is kidolgozhatunk. Egyrészt felvethető, hogy a vinyetta értékelését befolyásolja a – baloldaliak és jobboldaliak – egyenletlen eloszlása. Mivel – ahogyan azt később látni fogjuk – a saját ideológiai pozíció jelentős mértékben befolyásolja a vinyetták értékelését, a jobboldaliak magasabb populációs aránya „jobbra tolhatja” az egyes vinyetták értékelését. Egy

másik – de az előzőtől nem független – (kvázi fukuyamai [2014]) magyarázat lehet, hogy a baloldali (liberális) retorika – és az ezt modellező vinyetta – olyan értékekre és narratív elemekre fókuszál (például: esélyegyenlőség, szólásszabadság, nemek közötti egyenlőség), amelyek jelentős mértékben beépültek a társadalom gondolkodásába és alapvetően – pártpolitikai preferenciától függetlenül – orientálják a jó társadalomról való gondolkodást (vö.: Fukuyama, 2014). Felvethető az is, hogy a domináns jobboldali retorika „karakteresebben” képes artikulálni a jobboldali narratívákat, mint a baloldali, és ez tükröződik a vinyetták értékelése során. Ezt egyrészt tovább erősítheti a kormánypárt erős média jelenléte, másrészt pedig a „baloldali tömb” belső polarizáltsága. Végezetül pedig nem zárható ki az sem, hogy a baloldali vinyettát nem tudták olyan karakteresen baloldalra vázolni, mint a jobboldalit.

- ¹⁴ Lefuttattuk a modelleket a saját pozíció nélkül is, és ezekben a modellekben már erős pártszimpátia hatásokat láttunk.
- ¹⁵ A módszer egy lehetséges továbbfejlesztését lásd: Bakker–Jolly és mtsai (2014); Struthers és mtsai (2020).
- ¹⁶ Nem teljesen pontos a megfogalmazás, mert inkonzisztens sorrend esetén is kapható skaláris C érték.
- ¹⁷ Lásd részletesen: King–Wand (2007)
- ¹⁸ 21 százalék vertikális, 79 százalék skaláris értéket kapott.
- ¹⁹ Lásd Everett (2013) megközelítését a konzervatív ideológiák mérésére.

IRODALOM

- Aldrich, J. H.–McKelvey, R. D. (1977): A Method of Scaling with Applications to the 1968 and 1972 Presidential Elections. *American Political Science Review*, 71 (1): 111–130. <https://doi.org/10.2307/1956957>
- Ares, M.–Ceka, B.–Kriesi, H. (2017): Diffuse support for the European Union: Spillover effects of the politicization of the European integration process at the domestic level. *Journal of European Public Policy*, 24 (8): 1091–1115. <https://doi.org/10.1080/13501763.2016.1191525>
- Bakker, R.–Edwards, E.–Jolly, S.–Polk, J.–Rovny, J.–Steenbergen, M. (2014): Anchoring the experts: Using vignettes to compare party ideology across countries. *Research & Politics*, 1 (3): 2053168014553502. <https://doi.org/10.1177/2053168014553502>
- Bakker, R.–Jolly, S.–Polk, J.–Poole, K. (2014): The European Common Space: Extending the Use of Anchoring Vignettes. *The Journal of Politics*, 76 (4): 1089–1101. <https://doi.org/10.1017/S0022381614000449>
- Bates, D.–Mächler, M.–Bolker, B.–Walker, S. (2015): Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67 (1): 1–48. <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>
- Bíró-Nagy A.–Szászi Á.–Varga A. (2022): *Magyarország Értéktérképe 2022*. Budapest, Friedrich-Ebert-Stiftung – Policy Solutions.
- Bauer, P. C.–Barberá, P.–Ackermann, K.–Venetz, A. (2017): Is the Left-Right Scale a Valid Measure of Ideology? *Political Behavior*, 39 (3): 553–583. <https://doi.org/10.1007/s11109-016-9368-2>

- Boulton, A. J.–Williford, A. (2018): Analyzing Skewed Continuous Outcomes With Many Zeros: A Tutorial for Social Work and Youth Prevention Science Researchers. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 9 (4): 721–740. <https://doi.org/10.1086/701235>
- Brady, H. E. (1985): The Perils of Survey Research: Inter-Personally Incomparable Responses. *Political Methodology*, 11 (3/4): 269–291.
- Carmines, E. G.–Ensley, M. J.–Wagner, M. W. (2012): Who Fits the Left-Right Divide? Partisan Polarization in the American Electorate. *American Behavioral Scientist*, 56 (12): 1631–1653. <https://doi.org/10.1177/0002764212463353>
- Caycho-Rodríguez, T.–Valencia, P. D.–Vilca, L. W.–Cervigni, M.–Gallegos, M.–Martino, P.–Barés, I.–Calandra, M.–Rey Anacona, C. A.–López-Calle, C.–Moreta-Herrera, R.–Chacón-Andrade, E. R.–Lobos-Rivera, M. E.–del Carpio, P.–Quintero, Y.–Robles, E.–Panza Lombardo, M.–Gamarra Recalde, O.–Buschiazzi Figares, A.–Burgos Videla, C. (2022): Cross-cultural measurement invariance of the fear of COVID-19 scale in seven Latin American countries. *Death Studies*, 46 (8): 2003–2017. <https://doi.org/10.1080/07481187.2021.1879318>
- Conover, P. J.–Feldman, S. (1981): The Origins and Meaning of Liberal/Conservative Self-Identifications. *American Journal of Political Science*, 25 (4): 617–645. <https://doi.org/10.2307/2110756>
- De Jong, M. G.–Steenkamp, J.-B. E. M.–Fox, J.-P.–Baumgartner, H. (2008): Using Item Response Theory to Measure Extreme Response Style in Marketing Research: A Global Investigation. *Journal of Marketing Research*, 45 (1): 104–115. <https://doi.org/10.1509/jmkr.45.1.104>
- Dellmuth, L. M.–Tallberg, J. (2021): Elite Communication and the Popular Legitimacy of International Organizations. *British Journal of Political Science*, 51 (3): 1292–1313. <https://doi.org/10.1017/S0007123419000620>
- Dijkstra, W.–Van der Zouwen, J. (1982): *Response behaviour in the survey-interview*. Academic Press London.
- Dillman, D. A.–Sangster, R. L.–Tarnai, J.–Rockwood, T. H. (1996): Understanding differences in people’s answers to telephone and mail surveys. *New Directions for Evaluation*, 1996 (70): 45–61. <https://doi.org/10.1002/ev.1034>
- Downs, A. (1957): An economic theory of political action in a democracy. *Journal of political economy*, 65 (2): 135–150.
- Dr. Péntekné Simon, N.–Ónadi O.–Szujó F. Z. (2023): Kikre mondhatjuk, hogy „woke-isták”? – A „woke”-ság szociodemográfiai jellemzői. In: Stefkovics Á.–Pillók P. (szerk.): *Századvég riport 2022*. Századvég Kiadó.
- Enyedi Z.–Benoit, K. (2011): Kritikus választás 2010. A magyar pártrendszer átrendeződése a bal-jobb dimenzióban. In: Enyedi Z.–Szabó A.–Tardos R. (szerk.): *Új képlet. Választások Magyarországon*. DKMKA, 17–42.
- Enyedi Z.–Tardos R. (2018): A magyar választók társadalmi beágyazottsága és ideológiai tagoltsága. In: Böcskei B.–Szabó A. (szerk.): *Várakozások és valóságok. Parlamenti választás 2018*. Napvilág Kiadó–MTA TK PTI, 43–75.
- Everett, J. A. C. (2013): The 12 Item Social and Economic Conservatism Scale (SECS). *PLOS ONE*, 8(12): e82131. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0082131>
- Fábián Z. (2012): *Vonzások és választások: Politikai-ideológiai csoportok Magyarországon. Egyenlőtlenség és polarizálódás a magyar társadalomban. TÁRKI monitor jelentések*.

- Fukuyama, F. (2018): *Identity: Contemporary identity politics and the struggle for recognition*. Profile books.
- Füstös L.–Tárnok O.–Szakolczai Á. (2013): *Értékváltozás Magyarországon, 1978–2009: Értékváltozás vagy értékválság?* Present.
- Hare, C.–Armstrong II, D. A.–Bakker, R.–Carroll, R.–Poole, K. T. (2015): Using Bayesian Aldrich-McKelvey Scaling to Study Citizens' Ideological Preferences and Perceptions. *American Journal of Political Science*, 59 (3): 759–774. <https://doi.org/10.1111/ajps.12151>
- Hopkins, D. J.–King, G. (2010): Improving Anchoring Vignettes: Designing Surveys to Correct Interpersonal Incomparability. *Public Opinion Quarterly*, 74 (2): 201–222. <https://doi.org/10.1093/poq/nfq011>
- Hosseinkhanzadeh, A. A.–Taher, M. (2013): The Relationship between Personality Traits with Life Satisfaction. *Sociology Mind*, 3 (1): Article 1. <https://doi.org/10.4236/sm.2013.31015>
- Hui, C. H.–Triandis, H. C. (1989): Effects of culture and response format on extreme response style. *Journal of cross-cultural psychology*, 20 (3): Article 3.
- Hye, H. E.–Roberts, D. R. (2015): An Application of Anchoring Vignettes for Improving Interpersonal Comparability of Student Self-reported Teamwork Scores. *Journal of Educational Evaluation*, 28 (4): 1107–1128.
- Inglehart, R. (1984): Generational Change and the Future of the Atlantic Alliance. *PS: Political Science & Politics*, 17 (03): 525–535. <https://doi.org/10.1017/S1049096500024495>
- Jessee, S. A. (2021): Estimating Individuals' Political Perceptions While Adjusting for Differential Item Functioning. *Political Analysis*, 29 (1): 1–18. <https://doi.org/10.1017/pan.2019.47>
- King, G.–Murray, C. J. L.–Salomon, J. A.–Tandon, A. (2004): Enhancing the Validity and Cross-Cultural Comparability of Measurement in Survey Research. *American Political Science Review*, 98 (1): 191–207. <https://doi.org/10.1017/S000305540400108X>
- King, G.–Wand, J. (2007): Comparing Incomparable Survey Responses: Evaluating and Selecting Anchoring Vignettes. *Political Analysis*, 15 (1): 46–66. <https://doi.org/10.1093/pan/mpl011>
- Kmetty, Z. (2015): Ideológiai és kapcsolathálózati törésvonalak a társadalmi-politikai térben a 2014-es országgyűlési választások előtt. *Studies in Political Science*, 2015 (1): 8–34.
- Knutsen, O. (1995): Value orientations, political conflicts and left-right identification: A comparative study. *European Journal of Political Research*, 28 (1): 63–93. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1995.tb00487.x>
- Kollár, D.–Gyorgyovich, M.–Pillók, P. (2021). Életvitelcsoportok Magyarországon. In: Kollár D.–Pillók P. (szerk.): *Értékelve*. Századvég Kiadó. Budapest, 13–64.
- Kollár D.–Miskolczi B.–Kollár J. (2023): *Identitás és életvitel*.
- Kollár D.–Stefkovics Á. (2022): A pártválasztás háttérének érték- és ideológiai szerkezete Magyarországon. In: P. Pillók–Á. Stefkovics (szerk.): *Századvég riport 2021*. Századvég Kiadó, 59–89.
- Lakoff, G. (2022): *Moral Politics: How Liberals and Conservatives Think*. University of Chicago Press.
- Makay M.–Stefkovics Á. (2021): Mi oszt meg minket? Politikai törésvonalak vizsgálata Magyarországon. In: Barthel-Rúzsza Z.–Fűrész G.–Pillók P.–Stefkovics Á. (szerk.): *Magyarország 2021: Társadalom, gazdaság és politika napjainkban*. Budapest, Századvég, 241–277.

- McCoy, J.–Rahman, T.–Somer, M. (2018): Polarization and the Global Crisis of Democracy: Common Patterns, Dynamics, and Pernicious Consequences for Democratic Polities. *American Behavioral Scientist*, 62 (1): 16–42. <https://doi.org/10.1177/0002764218759576>
- Murray, C. J., Ozaltin, E., Tandon, A., Salomon, J., Sadana, R.–Chatterji, S. (2003): Empirical evaluation of the anchoring vignette approach in health surveys. In: C. Murray–D. Evans (eds.): *Health systems performance assessment: Debates, methods and empiricism*. World Health Organization Geneva, 369–399.
- Patkós V. (2017a): *A pártos polarizáció okai és hatásai az európai demokráciákban = The causes and consequences of partisan polarisation in European democracies* [PhD Thesis]. Budapesti Corvinus Egyetem.
- Patkós V. (2017b): Politikai polarizáció és gazdasági sikertelenség az európai demokráciákban. *Politikatudományi Szemle*, XXVI. évf., 4. szám, 29–52.
- Rabe-Hesketh, S.–Skrondal, A. (2002): *Estimating CHOPIT models in GLLAMM: Political efficacy example from King et al.* London, Institute of Psychiatry, King's College.
- Schlett, I. (2018): *Appendix*. Századvég Kiadó.
- Silva, B. C.–Littvay, L. (2019): Comparative Research is Harder Than We Thought: Regional Differences in Experts' Understanding of Electoral Integrity Questions. *Political Analysis*, 27 (4): 599–604. <https://doi.org/10.1017/pan.2019.24>
- Simas, E. N. (2018): Ideology Through the Partisan Lens: Applying Anchoring Vignettes to U.S. Survey Research. *International Journal of Public Opinion Research*, 30 (3): 343–364. <https://doi.org/10.1093/ijpor/edx006>
- Stefkovics Á.–Kollár D.–Pavalacs A. (2023): *Mérhető-e a politikai ideológiai pozíció? A bal-jobboldali skála értelmezésének különbözőségei válaszadói csoportok között és egy korrekciós javaslat lehorgonyzó vinyetta-módszerrel*. <https://tinyurl.com/3heh2n9v>
- Struthers, C. L., Hare, C.–Bakker, R. (2020): Bridging the pond: Measuring policy positions in the United States and Europe. *Political Science Research and Methods*, 8 (4): 677–691. <https://doi.org/10.1017/psrm.2019.22>
- Sun, Z.–Li, J. (2019): Citizens' Satisfaction with Air Quality and Key Factors in China—Using the Anchoring Vignettes Method. *Sustainability*, 11 (8): Article 8. <https://doi.org/10.3390/su11082206>
- Tobin, J. (1958): Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica*, 26 (1): 24–36. <https://doi.org/10.2307/1907382>
- Vachudova, M. A. (2019): From Competition to Polarization in Central Europe: How Populists Change Party Systems and the European Union. *Polity*, 51 (4): 689–706. <https://doi.org/10.1086/705704>
- van der Eijk, C.–Schmitt, H.–Binder, T. (2005): 7 Left–Right Orientations and Party Choice. In: J. Thomassen: *The European Voter*. 1. kiad., Oxford University Press, Oxford, 167–191. <https://doi.org/10.1093/0199273219.003.0007>
- Van Vaerenbergh, Y.–Thomas, T. D. (2013): Response Styles in Survey Research: A Literature Review of Antecedents, Consequences, and Remedies. *International Journal of Public Opinion Research*, 25 (2): 195–217. <https://doi.org/10.1093/ijpor/eds021>
- Vegetti, F. (2019): The political nature of ideological polarization: The case of Hungary. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 681 (1): 78–96.

- Wand, J.–King, G.–Lau, O. (2011): Anchors: Software for anchoring vignette data. *Journal of Statistical Software*, 42: 1–25.
- Weber, M. (1998 [1904]): A társadalomtudományos és társadalompolitikai megismerés „objektivitása”. In: Max Weber: *Tanulmányok*. Osiris, 7–69.
- Weber, W. (2011): Testing for measurement equivalence of individuals’ left-right orientation. *Survey Research Methods*, 5 (1): Article 1. <https://doi.org/10.18148/srm/2011.v5i1.4622>
- Weber, W. (2013): Behind Left and Right. The meaning of left-right orientation in Europe. In: *TDX (Tesis Doctorals en Xarxa)*. [Ph.D. Thesis, Universitat Pompeu Fabra]. <https://www.tdx.cat/handle/10803/107624>
- Weiss, S.–Roberts, R. D. (2018): Using Anchoring Vignettes to Adjust Self-Reported Personality: A Comparison Between Countries. *Frontiers in Psychology*, 9. <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2018.00325>
- Yee, T. W. (2010): The VGAM Package for Categorical Data Analysis. *Journal of Statistical Software*, 32: 1–34. <https://doi.org/10.18637/jss.v032.i10>
- Zenovitz L.–Kollár D. (2021): Értékváltozás Magyarországon. In: Kollár D.–Pillók P. (szerk.): *Értékelve*. Századvég Kiadó, 87–132.
- Zenovitz L.–Kollár D. (2023): Identitásalakzatok Magyarországon. In: Stefkovics Á.–Pillók P. (szerk.): *Századvég riport 2022*. Századvég Kiadó, 26., 39–64.