

# A kérdezőbiztosok hatása a politikai közvélemény-kutatások eredményeire: bizonyítékok és magyarázatok<sup>1</sup>

Németh Renáta<sup>2</sup> – Luksander Alexandra

nmthrnt@gmail.com; szandron@gmail.com

Beérkezés: 2012. 11. 01.

Átdolgozott változat beérkezése: 2013. 04. 15.

Elfogadás: 2013. 04. 21.

**ÖSSZEFOGLALÓ:** A kérdezőbiztosok hatását hagyományosan a közvélemény-kutatások során kapott válaszokat potenciálisan torzító tényezők közé sorolják, és a kutatások előkészítésekor jelentős erőfeszítéseket is tesznek a hatás kontrollálására. A tényleges kérdezői hatás mérésére azonban eddig kevés kísérlet született. Tanulmányunkban arra kerestünk választ, befolyásolja-e, s ha igen, milyen mértékben a kérdező a politikai közvélemény-kutatások eredményét, továbbá részleges magyarázatot is próbáltunk adni a hatás létrejöttére. A probléma közvetlenül kapcsolódik a választási földrajz érdeklődési terében álló jelenségnek, a lakóhely politikai preferenciára gyakorolt hatásának a méréséhez is, ugyanígy a lakóhely hatásába a kérdezői hatás is belejátszik. Egyik legfontosabb eredményünk szerint, bár a lakóhely hatása is jelentős, a kérdező hatása legalább ekkora vagy nagyobb. A kérdezőbiztosok eltérő pártpreferenciája vagy demográfiai jellemzői részben megmagyarázzák ezt a kérdezői heterogenitást; a pártpreferencia hatása egyébként olyan irányú, hogy a kérdezett preferenciája a kérdezőéhez idomul. Bizonyítékot találtunk arra, hogy a hatás nem csupán pártpreferenciával kapcsolatos kérdések esetén áll fenn, sőt mértéke néhány más kérdés esetén nagyságrenddel nagyobb, és stabilnak tűnik az a mintázat is, hogy a kérdezői hatás meghaladja a földrajzi kontextus hatását.

**KULCSSZAVAK:** kérdezőbiztos hatása, mikro- és makrohatás, választáskutatás, választási földrajz, többszintű logisztikus regresszió

1 Tanulmányunk kiindulópontja Luksander Alexandra egyetemi szakdolgozata volt, melyet az ELTE Társadalomtudományi Karának survey statisztika szakán készített Németh Renáta témavezetésével. Ezúton szeretnénk köszönetet mondani a cikkünkben nem nevesített kutatócég munkatársainak, akik rendelkezésünkre bocsátották az elemzéshez használt adatokat, és hasznos tanácsaikkal segítettek munkánkat. Köszönjük cikkünkhöz fűzött értékes észrevételét a Peripato Társadalomdinamikai Műhely tagjainak, köztük Tóth Gergelynek, továbbá a *Szociológiai Szemle* által rendezett műhelyvita korreferensének, Bartus Tamásnak és a vita hozzászólóinak, valamint a *Szociológia Szemle* szerkesztőségének és lektorainak.

2 A szerzőt a tanulmány elkészítésében az MTA Bolyai János Kutatási Ösztöndíja és részben a TÁMOP 4.2.1/B-09/1/KMR-2010-0003. program támogatta.

## Bevezetés

Közvélemény-kutatások esetén a pártpreferencia az a kivételes téma, amely esetében (négyévente) lehetőség adódik a becslések ellenőrzésére. A közvélemény-kutatók piaci versenyében ezért a választási előrejelzések pontossága a legfontosabb hivatkozási alapnak számít; az eredmények pontossága a nyilvánosság szemében nem csak a cégek politikai felméréseit, hanem általában kérdőíves technikával készült kutatásait is minősíti.

Az előrejelzések pontatlanságának egyik forrása a nem mintavételi hibák köre, ezek közé tartozik a kérdezőbiztosok hatása is. Amennyiben a kérdezőbiztosok viselkedése nem standardizált, úgy az adatok minősége sérülhet, hiszen a válaszokban észlelt különbség mögött ilyenkor a választ előállító folyamat különbsége, és nem feltétlenül a válaszadók közötti tényleges különbség áll. A kérdezők viselkedése nyilván nem lehet tökéletesen standardizált – pl. mindig lesznek köztük nemi, korosztályi eltérések –, ezért kérdés, mekkora a hatása ennek a hibának. Ha a hatás nagy, annak elsődleges szerepe lehet a becslések pontatlanságában. A hatás magyarázata, komponensekre bontása ugyanakkor támpontot adhat a kérdezők viselkedésének sikeresebb standardizálásához.

A kérdezői hatás mérésének másik motivációja az a kihívás, amit a kérdezői hatásnak a földrajzi kontextus hatásával való összefonódása jelent. Itt csak utalnánk rá, hogy a földrajzi kontextus kérdésköre az utóbbi évtizedekben reneszánszát élő választási földrajz (*electoral geography*) területére tartozik. E tudományterületet az a felismerés motiválta, hogy a tér és a társadalom fogalma nem választható el, hiszen politikai döntéseink – más cselekvéseinkhez hasonlóan – társas környezetben, interakciók során jönnek létre. A földrajzi kontextus hatását surveyadatokon vizsgáló kutatások azonban félrevezetőek lehetnek, ha a kérdezői hatást figyelmen kívül hagyják. A kérdezők alanyainak elosztása ugyanis nem véletlenszerű, hiszen egymáshoz közel élők kerülnek ugyanahhoz a kérdezőhöz. Ezért ha nem veszünk tudomást a kérdezők hatásáról, akkor felülbecsüljük a földrajzi kontextus hatását.

Annak vizsgálatára, hogy a kérdezőbiztosok mekkora mértékben befolyásolják a kutatások eredményeit, ez idáig nemzetközi szinten is kevés kísérlet született. Ennek egyik oka, hogy a kétféle hatás – a lakóhely és a kérdezőbiztosok hatása – igen nehezen különíthető el. Azok a kutatások, melyek mégis kísérletet tettek arra, hogy elkülönítsék a kettőt, azt találták, hogy a kérdezőbiztosok a lakóhelynél nagyobb hatással vannak a válaszok heterogenitására (Schnell – Kreuter 2005) – ez mindenképpen felhívja a figyelmet a kérdezőbiztosok hatás jelentőségére. Tekintettel arra, hogy a kérdezői hatás kulturálisan vélhetően erősen meghatározott, e nemzetközi eredmények nem adaptálhatók feltétlenül hazánkra. Az alábbiakban bemutatott vizsgálat tudomásunk szerint Magyarországon elsőként tesz kísérletet a kérdezői hatás és a földrajzi kontextus hatásának elkülönített mérésére és a hatások magyarázatára. A munkát egyrészt az ilyen típusú, mikro- és makrohatások elkülönítésére alkalmas többszintű statisztikai modellek elérhetősége, másrészt egy hazai kuta-

tócég<sup>3</sup> nagymintás, a kérdezők által kitöltött kérdőíveket is tartalmazó adatbázisa tette lehetővé.

## A kérdezői hatás forrása

Fowler és Mangione (1990) négy alapvető szabályt fogalmaznak meg, melyet a kérdezőbiztosoknak követniük kell egy standardizált interjú során:

1. A kérdezőbiztosoknak a kérdéseket mindig szó szerint kell felolvasniuk.
2. Ha a válasz nem megfelelő vagy nem teljes, illetve, ha a válaszadó segítségért fordul a kérdezőhöz, a kérdezőnek indirekt módon, azaz úgy kell segítenie a kérdezettet, hogy válaszát ne befolyásolja.
3. A kérdezőbiztosnak semlegesnek, ítéletektől mentesnek kell lennie. Semmilyen személyes információt nem szabad nyújtania, ami preferenciáiról, értékrendszeréről bármit elárul, valamint a kérdezett által adott válaszra se pozitív, se negatív visszacsatolást nem adhat.
4. A rögzített válasznak pontosan azt, és csak azt kell tartalmaznia, amit a válaszadó mondott.

Azok a kutatások, melyek a fenti szabályok be nem tartásának a hatását vizsgálták, azt találták, hogy a kérdések nem szó szerinti felolvasása, bár gyakran előfordul, nem tölt be jelentős szerepet. Ezzel szemben a kérdezőbiztos által nyújtott megerősítés jelentősen növelte a kérdezőbiztos hatását (Fowler – Mangione 1990). A kérdezettek bizonyos alpopulációinál (pl. alacsonyabb iskolai végzettségűek, lásd Schnell – Kreuter 2005) magasabb ennek a hatásnak a mértéke, mivel azok, akik nem értik a kérdést vagy nem rendelkeznek elegendő információval a témával kapcsolatban, nagyobb valószínűséggel fordulnak a kérdezőbiztoshoz megerősítésért. A kérdezőbiztos semlegestől eltérő viselkedése sem egyforma mértékben befolyásolja a megkérdezetteket; vannak, akik válaszaikat a kérdezőbiztos elvárásaihoz igazítják, míg mások felvállalják valódi válaszukat (Pickery – Loosveldt – Carton 2001). Végül: a válasz rögzítésével kapcsolatos problémák esetén a hatás mértéke kisebb, mégis elmondható, hogy a szelektív kódolás is jelentősen hozzájárul a kérdezőbiztosok hatásához (Fowler – Mangione 1990).

A kérdezőbiztosok viselkedése mellett bizonyos jellemzőik is befolyásolhatják az általuk kapott válaszokat. Az egyik legkorábbi – ebben a témában végzett – kutatás a kérdezőbiztosok zsidó vallására utaló jellemzőinek – a nevüknek és a származásra utaló külső jegyeiknek – hatását vizsgálta (Robinson – Rhode 1946). Az eredmények azt mutatták, hogy a legtöbb kérdés esetében a válaszokat nem befolyásolták a kérdezőbiztosok ezen jellemzői, de a zsidókhoz fűződő érzelmekre, előítéletekre

3 A cég nevét nem hozzuk nyilvánosságra, mivel az itt közölt információk üzleti titoknak minősülnek.

vonatkozó kérdések esetében jelentős hatást találtak. Hyman (1954) és társai a kérdezőbiztosok nemének hatását vizsgálták. Eredményeik szerint azok a férfiak, akik férfi kérdezőbiztossal találkoztak, nagyobb valószínűséggel értettek egyet azzal az állítással, hogy egy rendes férfi nem tudja tisztelni azokat a nőket, akiknek házasság előtti szexuális kapcsolatuk volt. Egy másik választáskutatási példát hozva: az Egyesült Államokban végzett kutatások szerint a kérdezői hatás kimutatható volt a fehér kérdezők között, ha fekete kérdező kérdezett fekete jelöltről (Finkel et al. 1991). A kutatások tehát elsősorban azokban az esetekben találtak kapcsolatot a kérdező jellemzői és a kapott válaszok között, amikor egy kutatási téma a kérdező értelmezésében közvetlenül kötődött a kérdezőhöz annak bizonyos észlelt jellemzőin keresztül.

A jelenség magyarázata szerint az interjúszituáció személyes kapcsolatot teremt, még ha rövid időre is, melyben a kérdező, ahogy a társas interakciók folyamán általában, igyekszik önreprezentációját az általános társadalmi normákhoz, illetve a kérdező által képviselt elvárásokhoz igazítani. A jelenséget társadalmi elvárások által generált torzítás (*social desirability bias*) néven ismeri a survey-szakirodalom. Ez a jelenség lehet a magyarázata annak is, hogy a kérdezői hatás erősebb személyes kérdés esetében, mint telefonos kutatásoknál (Hox 1994) – nyilván a kérdezőbiztos számos jellemzője telefonon keresztül nem érzékelhető a megkérdezett számára.

Mint már említettük, a kérdezőbiztosoknak az általuk gyűjtött adatokra gyakorolt hatása leginkább a kérdés standardizálása által csökkenthető; a standardizálás elsősorban a kérdezők megfelelő képzése és munkájuk ellenőrzése révén érhető el (empirikus bizonyítékként lásd pl. Billiet – Loosveldt [1988]). Mások a viselkedésen túl a kérdezőknek a kutatás témájával közvetlen kapcsolatban álló jellemzőit is kontrollálni javasolják (Fowler – Mangione 1990). A kérdező hatásának csökkentéséhez ezen túl az is hozzájárul, ha az egy kérdezőbiztosra jutó interjúk száma nem túl magas, ez azonban növeli a kutatás költségeit is (Schnell – Kreuter 2005). Végül: a kérdezőbiztos hatásának csökkentését segíti elő a kérdések megfelelő megfogalmazása és előtesztelése is, elkerülendő, hogy a kérdezőbiztos a kérdések felolvasásán túl is szerepet játsszon a válaszadási folyamatban.

A standardizálással kapcsolatban fontos megemlíteni egy másik nézőpontot, s annak hazai reprezentánsaként Letenyei és Nagy (2007) munkáját, akik – antropológiai megközelítésben – a standardizálás hátrányait hangsúlyozzák. Szerintük ugyanis éppen a kérdező helyzetfelismerő képessége, a változó terepviszonyokhoz való rugalmas kérdőív-adaptáció biztosíthatja a kapott válaszok érvényességét. A Letenyei és Nagy javasolta rugalmas kérdőív persze nem a kérdező önálló spontán döntéseire bízott eljárás, hanem megfelelően kontrollált terepmunkás gyakorlat. Ebben a megközelítésben ugyanazzal a tartalommal többféle kérdés képzelhető el, ahol (írják a szerzők) „a kérdésvariációk jelentésének azonossága a kutató felelőssége, aki ezt leginkább kvalitatív módszerekkel tudja ellenőrizni”. Ha így nézzük, jelen

tanulmányunk – egy standardizálásra törekvő kutatás példáján – éppen e variációk tartalmi azonosságának *kvantitatív* ellenőrzésére tesz kísérletet.

## A kérdezői hatás mérése

A legtöbb személyes kérdőíves kutatás esetében többlépcsős mintavételt alkalmaznak, azaz a mintavétel során először településekből vesznek mintát, majd a kiválasztott településeken belül választják ki a kutatásban részt vevő egyéneket. A módszer alkalmazásának elsősorban anyagi okai vannak – a kérdezők utazási költségei a kevésbé szórt mintának köszönhetően jelentősen csökkennek. A módszernek azonban van hátránya is: a becslések szórása ilyenkor általában nagyobb, mint egyszerű véletlen mintavétel esetén. A szórás növekedése abból ered, hogy az azonos csoportba tartozó válaszadók válaszai relative homogének, míg a csoportok között nagyobb különbségek állhatnak fenn, így az eredmények erősen függenek attól, hogy éppen melyik csoportok kerültek a mintába. A homogenitásnak két forrása lehet: a közös lakóhely, illetve a közös kérdezőbiztos. A kérdezők hatása tehát összefonódik a településével.

A kérdezői és a települési hatás elkülönített mérésének ideális megoldása az úgynevezett interpenetrating mintavétel lenne, amikor is a megkérdezetteket véletlenszerűen rendelik hozzá a kérdezőbiztosokhoz attól függetlenül, hogy az illetők melyik településen élnek (O’Muircheartaigh – Campanelli 1998). Ez a mintavételi elrendezés azonban magas költsége miatt a gyakorlatban ritkán fordul elő. Egy másik módszer – melyből Schnell és Kreuter (2005) is kiindultak – egy olyan hierarchikus elrendezés, ahol minden kérdezőbiztos csak adott településen kérdez (*nested design*). Mindkét utóbbi elrendezés esetén azt találták, hogy a kérdezőbiztosok nagyobb hatást gyakorolnak a válaszokra, mint a települések, és ez a legkülönbözőbb kérdésekre igaz (Schnell – Kreuter 2005).

A vizsgálatunkban használt adatok elrendezése azonban nem ilyen hierarchikus adatstruktúrát követett, ugyanis a kérdezők és a települések csoportjai keresztezték egymást (*cross-classification*). Vagyis volt település, ahol többen is kérdeztek, és volt kérdezőbiztos, aki több településen is kérdezett.

A mintavételi elrendezés azonosítását követően olyan statisztikai modellre van szükségünk, amely képes a vizsgált jelenség kialakulása három (egyénhez, kérdezőhöz, településhez tartozó) szintjének és a keresztezett elrendezésnek a megjelenítésére, továbbá a jelenség részleges magyarázatára az egyes szintek jellemzőinek bevonásával. Erre a célra a többszintű regressziós modellek alkalmasak (hasonló problémára lásd pl. Davis – Scott 1995). Esetünkben a függő változó dichotóm (valamely párt választása), ezért többszintű logisztikus regressziót alkalmaztunk, mégpedig az elrendezésnek megfelelően kereszthatást leíró változatot (*crossed random-effects logistic regression*).

A kiinduló (üres, magyarázó változót még nem tartalmazó) modell azt feltételezi, hogy az egyén pártválasztási valószínűségének logit függvénye (logit: az esély logaritmus) csak a kérdezőbiztos személyétől és a településtől függ:

$$\text{logit}(P(Y_{ijk}=1))=y_{00}+u_{1j}+u_{2k}, \quad (1)$$

ahol  $Y_{ijk}$  értéke 1, ha a  $j$  településen a  $k$  kérdező által kérdezett  $i$  személy az általunk vizsgált pártra szavazna, 0, ha másik pártot választana. Az egyenletben  $y_{00}$  a pártválasztás általános valószínűsége a logit skálán kifejezve. Ezen mind a települések, mind a kérdezettek random módon változtatnak. A települések által okozott eltérések normális eloszlásúak 0 várható értékkel és  $\sigma_{\text{település}}$  szórással, míg a kérdezők által okozott eltérések szintén normális eloszlásúak 0 várható értékkel,  $\sigma_{\text{település}}$  szórással, és függetlenek a települési eltérésektől.

Itt jegyeznénk meg, hogy a kérdezői hatás várható értékének 0 volta a modell egy fontos jellegzetességére mutat rá: a kérdezők devianciáját csak az adott mintán belül, csak egymáshoz képest tudjuk mérni. Vagyis nem tudunk választ adni arra a kérdésre, hogy van-e szisztematikus torzítás a kérdezők részéről, hogy felül- vagy alulméri-e a vizsgált kutatóintézet az adott párt népszerűségét.

Annak a kérdésnek a megválaszolására, hogy e csoportszintű hatások mekkora szerepet játszanak, az utóbbi években több szerző (Larsen et al. 2000; Ohlsson et al. 2005; Larsen – Merlo 2005; Rabe-Hesketh – Skrondal 2008) az esélyhányadosok ismerős skáláján interpretálható medián esélyhányados (*median odds ratio*, MOR) javasolja. A MOR nagy előnye, hogy értéke közvetlenül összevethető a magyarázó változókhoz tartozó becsült esélyhányadosokéval. Becslésekor pl. a kérdezőkhöz tartozó medián esélyhányados ( $MOR_{\text{kérdező}}$ ) esetén veszünk két, ugyanazon településen dolgozó kérdezőt, a modell alapján megbecsüljük mindkettő kérdezetteinek pártválasztási esélyét, majd kiszámoljuk a két esély hányadosát (a nagyobb számot osztva a kisebbel), végül vesszük az összes ilyen kérdezőpárhoz tartozó esélyhányados mediánját. Amennyiben a  $MOR_{\text{kérdező}}$  értéke pl. 2,5, ez úgy interpretálható, hogy a kérdező hatása jelentős: ha az egyén egy másik, ugyanazon a településen dolgozó kérdezőhöz kerülne, akkor pártválasztásának esélye 50%-os valószínűséggel több mint két és félszeresére nőne (vagy kevesebb mint 1/2,5=0,4-szeresére csökkenne – az egyszerűség kedvéért a továbbiakban mindig növekedést írunk majd). Települési szintű MOR ( $MOR_{\text{település}}$ ) számításakor az ugyanazon kérdező által kérdezettek esetén vetjük össze a különböző településen élők pártválasztási esélyét. A  $MOR_{\text{település}}$  és a  $MOR_{\text{kérdező}}$  közvetlenül összehasonlítható, értékük eltéréséből megítélhető, hogy a kérdező személye vagy a lakhely-e a relevánsabb faktor a pártválasztás jelenségének megértésében.

Kutatásunkban mind a kérdező-, mind a lakóhelyhatás vizsgálatokor szeretnénk volna e hatásokat legalább részben megmagyarázni, ezért a többszintű üres modellbe magyarázó változókat vontunk be a három szint (egyén, kérdező, lakóhely) mind-egyikéhez kapcsolódóan. A magyarázó változók bevonása után számolt kérdezői és települési MOR a bevont magyarázó változók által meg nem magyarázott, reziduális hatásként interpretálható. A reziduális MOR nagysága, vagyis a meg nem magyarázott kérdezői hatás erőssége a magyarázó változókhoz tartozó esélyhányadosokkal összevetve ítéltető meg. Fontos itt megjegyezni a többszintű logisztikus modellnek

– azt az egyébként általában figyelmen kívül hagyott – sajátosságát, hogy a csoport-szintű hatások és a magyarázó változók hatása csak egy modellen belül, egymáshoz képest ítélni lehet meg. Két különböző modellhez tartozó hatásmutató nem vehető össze közvetlenül, ám az arányok összevethetők. Például a kérdezői és települési MOR egymáshoz viszonyított arányának a modellépítés során megfigyelhető változása jól interpretálható, ahogyan a kérdező pártpreferenciájának a települési MOR-hoz viszonyított arányának változása is. (A probléma hátterében az áll, hogy az egyéni szintű variancia a változó bináris volta miatt a valószínűség függvénye, ezért függ a magyarázó változók értékétől, lásd pl. Snijders – Bosker, 1999: 227–229).

Megjegyezzük, hogy a gyakorlatban sokszor találkozhatunk a több szinten megfigyelt jelenségek hagyományos módon, „egyszintes” regresszióval történő megközelítésével. Erre két út kínálkozik. Az egyik az egyéni szintű modell a településjellemzőknek a megkérdezettek tulajdonságaiként történő szerepeltetésével. Ezzel a megoldással a modell korrelálatlan hibatagokra vonatkozó előfeltevését sértjük meg; ez alulbecsült hibahatárokhoz és tévesen szignifikánsnak ítélt eredményekhez vezet. A másik megoldás az egyszintű, de makroszintű modell, kizárólag aggregált településjellemzők bevonásával (a településen mért Jobbik-népszerűség magyarázata a munkanélküliségi rátával stb.). Ez az út elfogadható, ha kizárólag makro-makro kapcsolatok érdekelnek minket, ám gyakran látjuk azt, hogy az elemzési egység definiálatlanságával a jelentések eltolódnak, és ökológiai tévkövetkeztetés áll elő. Mindezeknél fontos rámutatni, hogy a többszintű modell nem csupán a fenti statisztikai kellemetlenségektől szabadít meg: a társadalmi jelenségek, és konkrétan a választói magatartás megértésében is kulcsfontosságú a mikro- és makroszintű hatások elkülönítése (erről friss hazai tanulmányként lásd pl. Kmetty – Tóth 2011).

A magyarázó változókat is tartalmazó modell regressziós együtthatóinak értékelése is a  $MOR_{\text{kérdező}}$ -hoz viszonyítva történhet. Amennyiben a magyarázó változóhoz tartozó esélyhányados nagyobb, mint a  $MOR_{\text{kérdező}}$ , úgy azt mondhatjuk, hogy a pártpreferencia-válasz kialakulásában a kérdezőbiztos személyének nagyobb a jelentősége, mint az adott változónak.

## A lakóhely hatásának forrása

Modelljeink körültekintő tervezése és az eredmények megfelelő értelmezése megkívánja, hogy röviden kitérjünk a földrajzi környezetnek a politikai preferenciára gyakorolt hatásával kapcsolatos magyarázatokra is. A magyarázatok Burbank (1997) szerint alapvetően két hipotézis körül csoportosulnak, mindkettő a politikai ügyekre vonatkozó információk környezeti átszűrtségén alapszik. A személyes kontaktus hipotézise szerint az egyének a szomszédságukban élőktől közvetlen kontaktus során szereznek információkat, s mivel ezek a szomszédságok társadalmi összetételüket tekintve eltérnek egymástól, a beszerzett információk, így a segítségükkel kialakított politikai preferenciák is eltérőek lesznek. A másik, ún. percepció hipotézis

a környezet megfigyelésére hivatkozik. Eszerint közvetlen kommunikatív interakció nélkül is tehetünk megfigyeléseket környezetük politikai preferenciáiról, ahogy pl. az országos gazdaságpolitikát is hajlamosak vagyunk lakóhelyünk gazdasági fejlettsége alapján megítélni. Ezek a megfigyelések alakítják azután politikai preferenciáinkat. Érdeemes megjegyezni, hogy ezek a klasszikus elméletek a tömegmédiá hatását még zárójelbe tették, úgy vélték, a híreket a környezetünkben élők segítenek megtölteni személyes jelentéssel. Az internet és a szociális média azonban nem egyszerűen hírforrás, hanem a társas kontaktus valódi terepe – újabb kutatások (pl. Edgerly et al. 2012) szerint a Facebook, a Youtube és a Twitter erősen befolyásolja a politikai preferenciát. Ezért elképzelhető, hogy a szociális média térnyerésével a jövőben jelentősen csökkenni fog a ránk hatást gyakorló egyének földrajzi távolságának szerepe, így általában a lakóhely politikai preferenciákra gyakorolt hatása is.

A fentieket kutatásunk operacionalizálására alkalmazva: a személyes kontaktus hipotézise alapján elképzelhető, hogy az adott településen élők társadalmi-gazdasági összetétele magyarázza a lakóhely hatását – ezért az egyéni szintű társadalmi-gazdasági változók a település hatásának remélt megmagyarázása céljából is szerepelnek majd modelljeinkben. Az aktuális hazai politológiai kutatások (pl. Vécsei 2011; Kmetty – Tóth 2011; Bálint – Bozsonyi 2012; Tardos 2011) gyakorlatát követve a települést jellemző tulajdonságok közül a munkanélküliségi rátát és a településnagyságot is szerepeltetjük modelljeinkben; a munkanélküliségi ráta a gazdasági fejlettség proxyjaként a percepció hipotézis szerint fontos szereppel bírhat, míg a településnagyság a percepció spektrumának befolyásán túl a személyes kontaktusok mennyiségének/minőségének meghatározójaként is fontos lehet.

## Adatok, módszertan

Az általunk használt adatok egy 2010-ben havonként végzett (nem követéses) vizsgálat sorozatból származnak, ahol a kérdőíveket személyes kérdés során vették fel, és a kérdezők május hónapban szintén kitöltötték a kérdőívet. A települések zömét nem keresték fel minden hónapban, és a kérdezőbiztosok egy része is cserélődött az év során. Az elemzésbe azokat a kérdezetteket vonjuk be, akiknek a kérdezője is kitöltötte a kérdőívet. Így mintegy 6 600 kérdezettet kapunk, akikhez 73 kérdező és 147 település tartozik (Budapest kerületei önálló településként), erősen nem hierarchikus elrendezésben: a kérdezők 80%-a több településen is kérdezett, és a települések 40%-án több kérdező is dolgozott. Az egy kérdezőre/településre eső mintaelemszám néhány esetben alacsony volt, ez azonban nem okoz problémát az alkalmazott módszer, a többszintű elemzés számára, sőt a módszer előnye éppen az ilyen esetekben nyilvánvaló. Ugyanis a többszintű elemzés adott kérdező/település hatását nem csak a kérdezőhöz/településhez tartozó kérdezettek alapján becsli meg, hanem a többi kérdező/település által szolgáltatott információt is figyelembe veszi. A többszintű modellek paraméterei szimulációs vizsgálatok



szerint még csoportonként átlagosan csupán öt fő esetén is megbízhatóan becsülhetők (Clarke 2008).

Az elemzés során a „Melyik pártra szavazna, ha most vasárnap parlamenti választások lennének?” kérdésre adott válaszokat használtuk, mintanagysághatárak miatt csupán három pártra vonatkozó preferenciát vizsgálva, ezek a Fidesz – Magyar Polgári Szövetség, a Magyar Szocialista Párt és a Jobbik Magyarországért Mozgalom voltak. A többszintű logisztikus regresszióhoz a Stata *xtmelogit* parancsát használtuk (mivel a modell kereszthatásokból eredő komplexitása rendkívül megnöveli a számítási időt, a gyorsabb, de kevésbé precíz eredményt adó Laplace-féle approximációt alkalmaztuk). A kérdezők egy részét a kutatás során lecserélték. Mivel a pártpreferenciák az idővel változhatnak, a csere miatt tévesen felülbecsülnénk a kérdezői hatást, ezért a kérdés hónapját – mint egyéni szintű kategoriális kontrollváltozót – minden modellbe bevontuk.

A függő változót úgy definiáltuk, mint az adott párt preferenciája versus más párt preferenciája. A bizonytalanok kihagyásának indoka, hogy elsősorban a pártok közötti választásra ható tényezőket, és nem a biztos pártválasztás motívumait szeretnénk volna felderíteni. Arra, hogy a kérdezőbiztosnak milyen hatása van a bizonytalanok biztos pártválasztókká történő konvertálására, tanulmányunk végén egy külön modell illesztésével kitérünk majd.

A modellépítés során a kérdezői hatás és a települési hatás komponensekre bontásának érdekében lépésenként bővülő modelleket illesztettünk. Az üres modellel (1. modell) indult a modellépítés, melyben egyedül a kérdés hónapja szerepelt kontrollváltozóként. E modell célja a kérdezői, illetve lakóhelyi hatás elkülönített mérése volt. Nagy MOR, tehát a kérdezők válaszainak kérdezők vagy lakóhely szerinti nagy heterogenitása mögött vagy valamilyen tényleges kontextushatás állhat (pl. települések esetén eltérő gazdasági fejlettség – lásd a percepciók hipotézis/kérdezők esetén a kérdező valamely jellemzője), vagy egyfajta összetételhatás (pl. a települések lakóinak/a kérdezők kérdezettjeinek eltérő iskolázottsági összetétele). Kutatásunkban mind a kérdező-, mind a lakóhelyhatás vizsgálatok szeretnénk volna ezen összetételhatást a kontextushatásról leválasztani, majd a fennmaradó kontextushatást megmagyarázni. A 2. modellbe ezért a kérdezőket jellemző egyéni szintű magyarázó változókat vontunk be. Ezek kiválasztásakor a szakirodalomra támaszkodtunk, és egyrészt a kérdezői hatásra, másrészt a pártpreferenciára hatást gyakorló legfontosabb egyéni jellemzőket (Kmetty – Tóth 2011; Tardos 2011) szerepeltettük. Az összetételhatás leválasztása után fennmaradó kontextuális hatás magyarázatok felmerülhet a társadalmi elvárások által generált torzítás, hiszen a kérdező a kérdés során érzékelheti a kérdezőbiztosok pártpreferenciáját (más kérdéssel kapcsolatos elejtett megjegyzés vagy visszacsatolás révén). Ezért a magyarázatkísérlet első lépése a kérdező pártpreferenciájának (3. modell) bevonásával történt. Egy másik, szintén a társadalmi elvárások által generált torzítást kiváltó jelenség lehet, hogy a kérdező a kérdezőbiztos bizonyos jellemzői (kora, be-

szédstílusa, öltözéke) alapján von le következtetéseket annak pártpreferenciájáról. A kérdező kora, neme, jövedelme, iskolázottsága bevonásával a 3. modellből kapott 4. modell ennek a mechanizmusnak a vizsgálatára jött létre. A 3. és 4. modell arra is választ ad, hogy a települések hatása mekkora részben adódik a hozzájuk tartozó kérdezők eltérő összetételéből, azaz mekkora részben összetételhatás. A fennmaradó, a földrajzi kontextusra visszavezethető hatás magyarázatát a korábbi indokok alapján a munkanélküliségi rátával és a népességszámmal kíséreltük meg (5. modell).

## Eredmények

A teljes minta (11 068 személy) nem és kor szerinti megoszlását az 1. táblázat mutatja.

1. táblázat: A kérdezettek nem és korcsoport szerinti megoszlása, (%)

	Korcsoport				Összesen
	18–29 éves (%)	30–44 éves (%)	45–59 éves (%)	60 éves és idősebb (%)	
<b>Nő</b>	18	28	29	25	100
<b>Férfi</b>	16	33	31	21	100

Tekintsük ezután a (kérdőívet májusban kitöltő) kérdezőbiztosok és a május hónapban kérdezettek pártpreferenciájának megoszlását (666 kérdezett és 73 kérdezőbiztos). Ahogy a 2. táblázat mutatja, a kérdezettek és a kérdezőbiztosok pártpreferenciája jelentősen különbözik egymástól. A kérdezőbiztosok között több az MSZP-szimpatizáns, körükben alacsonyabb a jobboldali pártok támogatottsága, míg a bizonytalanok (a válaszolni nem tudók vagy nem kívánók) aránya megegyezik a kérdezettek körében mérttel. Megjegyezzük, hogy az eltéréseket magyarázhatja, hogy a kérdezők átlagosan iskolázottabbak és fiatalabbak is a kérdezetteknel.

2. táblázat: A kérdezettek és a kérdezők pártpreferencia-megoszlásának eltérése (május hónap), %

Pártpreferencia	Kérdezett (%)	Kérdező (%)
<b>Fidesz</b>	45,4	32,9
<b>MSZP</b>	9,5	17,8
<b>Jobbik</b>	9,2	2,7
<b>Egyéb</b>	6,9	16,4
<b>Bizonytalan</b>	29,1	30,1
<b>Összesen</b>	100	100

Tekintsük most a többszintű logisztikus regressziós modelleket, elsőként az 1. modellt (3. táblázat). A leginkább szembetűnő eredmény az, hogy a MOR alapján a pártválasztást a kérdezőbiztos személye legalább annyira befolyásolja, mint a kérdezett lakhelye, sőt az MSZP választása esetén a kérdező hatása lényegesen erősebb a településénél. Az MSZP esetén kapott 2 körüli  $MOR_{\text{kérdező}}$  azt jelzi, hogy csupán a kér-

dező személyét megváltoztatva az esetek felében legalább kétszeresére nőne a párt választásának esélye. A kérdezői és a települési hatás statisztikailag jelentősnek ítéltető (a többszintű modell a valószínűség-hányados próba alapján szignifikánsan jobban illeszkedik az adatokhoz, mint az egyszintű, továbbá a  $\sigma_{\text{település}}$  és a  $\sigma_{\text{kérdező}}$  értéke sokszorososan meghaladja saját standard hibájának értékét).

A következő modellben magyarázó változóként a kérdezett alábbi releváns jellemzői is szerepelnek: nem, korcsoport (18–29, 30–44, 45–59, 60+), iskolázottság (legfeljebb 8 általános, szakmunkás, érettségi, diploma), gazdasági aktivitás (dolgozik, munkanélküli, nyugdíjas, egyéb inaktív), családszerkezet (egyedül él/mással él együtt), vallásos hit (vallásos, az egyház tanításait követi vs. nem vallásos/maga módján vallásos/nem tudja megmondani, hogy vallásos-e). A log-likelihood értékek összevetése alapján (3. táblázat) az egyéni jellemzők bevonása szignifikánsan javította a modell illeszkedését, tehát ezek valóban hatással vannak a pártválasztásra. Az 1. modellel összevetve a kérdezői és a települési hatás egymáshoz viszonyított erőssége változatlan.

Megjegyezzük, hogy a kapott 1,5 körüli  $MOR_{\text{kérdező}}$  és  $MOR_{\text{település}}$  nagyságrendje jól megítélhető abból, hogy a vizsgált egyéni jellemzők többségéhez nem tartozik ilyen magas esélyhányados. Egyedül az MSZP esetében találunk ennél fontosabb magyarázó változót, az életkort (jellemzően az idősebbek választják szívesebben ezt a pártot, pl. a 18–29 éves korosztályhoz képest a 60+ korcsoport ötször nagyobb eséllyel). Vagyis megállapítható, hogy a Fidesz és a Jobbik esetén mind a kérdezőbiztos személye, mind a kérdezett lakóhelye legalább akkora hatással van a pártválasztásra, mint a kérdezett demográfiai jellemzői, így vallásossága vagy iskolázottsága (!), és az MSZP esetén is csupán a kornak van a kérdezői hatáznál fontosabb szerepe.

3. táblázat: A modellépítés eredményei

		Fidesz	MSZP	Jobbik
1. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,50	1,94	1,50
	$MOR_{\text{település}}$	1,48	1,39	1,61
	Log-likelihood (szf=13)	-3325,2	-1936,5	-2151,7
2. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,50	2,04	1,55
	$MOR_{\text{település}}$	1,46	1,49	1,64
	Log-likelihood (szf=25)	-3228,8	-1760,2	-2084,1
3. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,45	1,87	1,51
	$MOR_{\text{település}}$	1,45	1,51	1,64
	Log-likelihood (szf=30)	-3226,4	-1756,1	-2082,8
4. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,40	1,83	1,40
	$MOR_{\text{település}}$	1,46	1,49	1,69
	Log-likelihood (szf=36)	-3111,9	-1709,1	-2013,4
5. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,40	1,82	1,41
	$MOR_{\text{település}}$	1,45	1,48	1,69
	Log-likelihood (szf=38)	-3110,5	-1708,0	-2013,2

Az elemzésbe ezután a kérdező pártpreferenciájára vonatkozó változót is bevontuk. A modell illeszkedésének javulása az 1. modellhez képest szignifikáns, a másodikhoz képest nem. A települési és kérdezői MOR egymáshoz viszonyított értéke a Fidesz és a Jobbik esetén nem változott számottevően az előző modellhez képest, ám az MSZP esetében a kérdezői MOR-nak a települési MOR-hoz viszonyított aránya csökkent az előző modellhez képest. Tehát a kérdező pártpreferenciájának van szerepe az MSZP esetében – arra a kérdésre, hogy milyen ez a szerep, az utolsó modell alapján adunk majd választ.

Az elemzésbe ezután a kérdező más, releváns jellemzőit is bevontuk. Az első modellhez képest szignifikáns az illeszkedésjavulás. A kérdezői pártpreferenciával meg nem magyarázott kérdezői hatás leginkább a Jobbik esetében volt megmagyarázható ezekkel a jellemzőkkel, hiszen a (3. táblázat) a reziduális kérdezői hatás a MOR alapján már lényegesen kisebb, mint a reziduális települési hatás (1,4 versus 1,7). A MOR szerint a Fidesz esetében a kérdezői és a települési hatás továbbra is egyenrangú, az MSZP esetében pedig a kérdezők fontossága továbbra is meghaladja a lakóhelyét.

Ezután a földrajzi kontextus hatását kíséreltük meg megmagyarázni a település-nagyság (állandó népesség 10 000 főben 2010. január 1-jén) és a munkanélküliségi ráta (1000 állandó lakosra eső nyilvántartott álláskeresők száma 2010-ben) segítségével. Az új változók az első modellhez képest szignifikánsan javították a modell illeszkedését. A települési MOR-nak a kérdezői MOR-hoz viszonyított aránya csak minimális mértékben csökkent, tehát elmondható, hogy a választott két település-jellemzővel nem sikerült megragadni a lakhelynek mint makrohatásnak azt az aspektusát, ami a pártpreferencia kialakulásában szerepet játszik.

A csoportszintű hatások vizsgálata után térjünk most a magyarázó változók hatásának értékelésére az 5. modell becslései alapján (4. táblázat). Az egyéni jellemzők pártválasztásra gyakorolt hatása nem tartozik vizsgált témánkhoz, ezért nem is közöljük a hozzájuk tartozó becsült esélyhányadosokat. A kérdező pártpreferenciájának hatása 5%-os szinten a Fidesz esetében szignifikáns: Fidesz-szimpatizáns kérdezőknek van legnagyobb esélyük fideszes kérdezett találni. Hozzájuk képest az MSZP-szimpatizáns kérdezőnek csupán 65% az esélye arra, hogy kérdezettje a Fideszt választja. A többi párt választása esetén e hatás statisztikailag nem jelentős, óvatosan (a táblában tájékoztatásképp a 10%-os szinten szignifikáns eredményekből kiindulva) mégis azt mondhatjuk, hogy az MSZP választásának esélyét az MSZP-s kérdezők növelik, mégpedig a fideszes kérdezőkhöz képest 84%-kal. Vagyis megállapíthatjuk, hogy a kérdezettek a kérdezők pártpreferenciáihoz húznak. A táblázatból az is látható, hogy a Fidesz választásának esélyét az egyéb pártot preferáló kérdező csökkenti, míg az MSZP választásának esélyét növeli (mégpedig a fideszes kérdezőhöz képest majdnem háromszorosára). Meg kell jegyezni, hogy az egyéb párt kategória a kérdezők esetében nagyrészt az LMP-t fedi.

A kérdezők demográfiai jegyei között nem találunk 5%-os szinten szignifikáns

kontrasztokat. A 10%-os szinten szignifikánsak azt mutatják, hogy női kérdezők kérdezettjei inkább választják a Jobbikot.

4. táblázat: Az 5. modell regressziós együtthatói esélyhányadosokként

		Fidesz	MSZP	Jobbik
<b>Kérdezői pártpreferencia</b> (referencia: Fidesz)	MSZP	0,65**	1,84*	1,09
	LMP	0,83	1,16	1,38
	Jobbik	0,73	1,58	1,53
	Egyéb párt	0,53*	2,89*	1,44
	Bizonytalan	0,81	1,36	1,25
<b>Kérdező korcsoportja</b> (referencia: 18–29)	30–44 éves	1,40	0,67	0,68
	45–59 éves	1,04	0,91	0,83
<b>Kérdező neme:</b> férfi (referencia: nő)		1,10	0,77	0,74*
<b>Kérdező iskolázottsága</b> (referencia: szakmunkás)	Érettségi	0,49	0,46	2,54
	Diploma	0,65	0,53	1,65
<b>Kérdező havi nettó jövedelme</b> (100 000 Ft-ban)		0,96	1,02	0,93
<b>Település nagysága</b> (10 000 főben)		0,99	1,02	1,00
<b>Települési munkanélküliségi ráta</b> (1000 főre)		1,00	1,00	1,00

Megjegyzés: \* 0,1; \*\* 0,5 (szinten szignifikáns).

## A kérdezők hatása más kérdések esetén

Fent megelölegeztük már, hogy érdemes vizsgálni a kérdezőbiztosok szerepét a bizonytalan pártpreferencia alakulásában is. Felmerülhet továbbá a kérdés, hogy vajon mennyire témaspecifikus a kérdezői hatás jelensége. Ezért az 1. modellt a bizonytalan pártpreferencián kívül a médiafogyasztásra (Látta-e a TV2 Tények című műsorát, igen/nem) és a vallásos hitre (Követem az egyház tanításait vs. más válasz) vonatkozó kérdésekkel is illesztettük, illetve más kérdések esetén (havi nettó jövedelemre vonatkozó kérdés válaszmegtagadása, ismételt személyes felkeresés engedélyezése) is modelleztük a válaszadói együttműködést. Viszonyítási pontként vizsgáltunk két olyan változót is, amik semleges témára vonatkozó, könnyen megválaszolható ténykérdések (van gyermeke vs. nincs, iskolai végzettség: legfeljebb 8 általános vs. magasabb), itt a kérdező viselkedésének, kommentárjának, potenciális elvárásainak várhatóan kisebb a hatása.

5. táblázat: Az 1. modell eredményei más függő változókkal

	Bizonytalan pártpreferencia	Látta: TV2, Tények	Vallásos hit	Válasz-megtágadás (jövedelem)	Ismételt személyes felkeresés engedélyezése	Van-e gyermeke	Iskolai végzettség
MOR <sub>kérdező</sub>	2,6	2,7	2,2	6,0	13,9	1,4	1,9
MOR <sub>település</sub>	1,3	1,3	1,3	1,6	2,4	1,2	1,8

Az eredményeket az 5. táblázat közli. Látható, hogy a kérdezői hatás (a települési hatással összevetve) a bizonytalan pártpreferenciát és a négy, nem ténykérdésre adott választ még erősebben befolyásolja, mint a korábban vizsgált konkrét pártpreferenciát. Az ismételt felkeresés engedélyezése 14-es MOR-t mutat, vagyis az esetek felében legalább 14-szeresére növeli az engedélyezés esélyét az, ha másik kérdezőhöz kerül a kérdezett (!). Hasonlóan kiugró erősségű hatása van a kérdezőknek a jövedelem eltitkolására (MOR=6). A semleges ténykérdések esetén jóval kisebb, a települési MOR-al azonos értékű a kérdezői MOR. A bizonytalan pártpreferencia létrejöttének megértéséhez vihet közelebb, ha (a korábban 5.-nek nevezett, legteljesebb modell illesztése alapján) megemlítjük, hogy a statisztikailag szignifikáns meghatározó tényezők alapján a bizonytalan pártpreferenciájú kérdező 90%-kal, a női kérdező 60%-kal, a település nagyságának 10 000 fővel történő csökkenése pedig 3%-kal növeli a kérdezett bizonytalan pártpreferenciájának esélyét.

## Még egy megvizsgálandó ok: a kérdezők szabályszerűsége

Végül fontos megemlíteni azt a nyilvánvaló lehetőséget, hogy a kérdezőbiztosok közül néhányan a kérdőíveket részben vagy egészben maguk tölti ki. Ez megmagyarázhatja a kérdezői hatást, és azt is, hogy a kérdező pártpreferenciája befolyásolja a válaszokat – kézenfekvő feltételezés, hogy a kérdező az általa preferált párt szimpatizánsainak arányát felülbecsli.

Ennek a hipotézisnek a tesztelésére csak közvetett lehetőség nyílt számunkra. A kérdőív végén a kérdezetteket megkérdezték, vállalnának-e újbóli személyes megkeresést. Feltételezésünk szerint azoknál a kérdezőbiztosoknál, akik részben maguk töltik ki a kérdőíveket, kevesebb lesz az erre igennel válaszolók aránya, és várakozásaink szerint ők ugyanazok, akik a fenti modelleknél nagy kérdezői hatást mutatnak. A hipotézis teszteléséhez a fenti 5. modellnek a legnagyobb kérdezői hatást mutató MSZP-választást leíró változata alapján becslést adtunk a kérdezői hatásra (ún. empirikus Bayes-féle módszerrel, a Stata *predict* paranccsal). Ez a becslés azt mutatja, hogy milyen hatást gyakorolnak az egyes kérdezők az MSZP preferálására, minden egyéb itt kvantifikált hatást (kérdezettek eltérő demográfiai összeté-

tele, kérdezők és a települések eltérő sajátosságai) kontrollálva. A hatás előjele számunkra most érdektelen (az a kérdező is gyanús, aki felül-, és az is, aki alulbecsli az MSZP-szavazók arányát), ezért a becsült hatás abszolút értékét vettük.

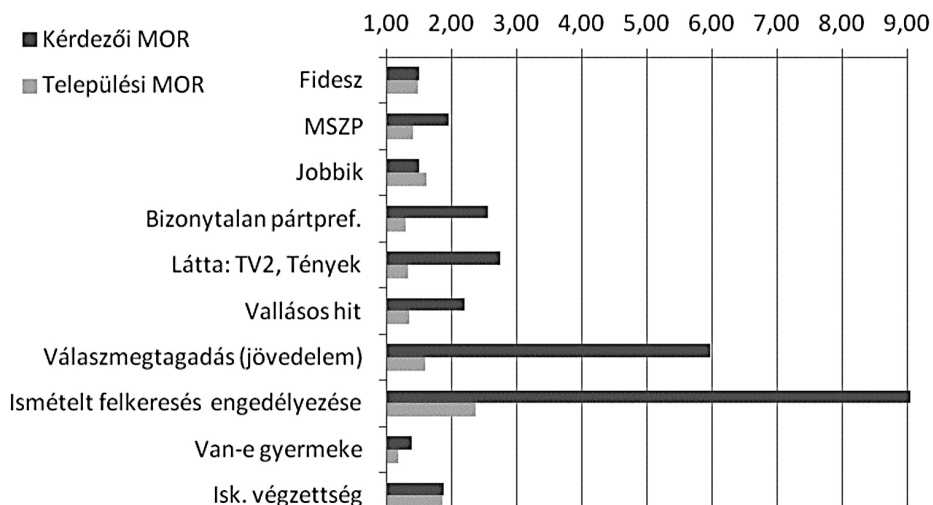
Ezután ugyancsak megbecsültük a kérdezői hatást az ismételt személyes felkérés engedélyezését mint függő változót tartalmazó modell alapján. A magyarázó változók az 5. modell itt releváns változói (a kérdezett vallásosságát és a kérdező pártpreferenciáját kihagytuk). Ennél a hatásnál a számunkra gyanús kérdezők negatív értékkel (az átlagosnál kisebb arányú engedélyezéssel) szerepelnek; a hatás értéke úgy interpretálható, hogy mennyivel kisebb az adott kérdező felkérésengedélyezési aránya az átlagosnál, miután kiszűrtük a kérdezettek eltérő hozzáállásának, a kérdezők eltérő bizalomelnyerési képességének és a települések eltérő társadalmi kontextusának a (különböző proxy változókkal megjelenített) hatását.

Ha a kérdezők csaltak, akkor a pártszimpátiára vonatkozó kérdezői hatás az ismételt felkérés megtagadásának nagyobb arányával jár együtt; ezt az együtt járást Spearman-féle rangkorrelációval mértük. Eredményünk szerint az együtt járás nem szignifikáns ( $\rho = -0,05$ ,  $p = 0,670$ ). Vagyis általános kérdezői szabályszegésre nem sikerült bizonyítékot találnunk. Viszont az MSZP-preferenciára gyakorolt két legnagyobb kérdezői hatást mutató kérdezőt megvizsgálva azt tapasztaltuk, hogy egyikük (esetében a hatás értéke negatív, tehát minden egyéb tényezőt kontrollálva is kiugróan kevés MSZP-szavazót talált) éppen az, aki a legrosszabb eredményt produkálta az ismételt felkérést tekintve (a hatás értéke negatív és az összes kérdezett között a legkisebb). Másikuk (esetében az MSZP-preferenciára vonatkozó hatás értéke pozitív, tehát „túl” sok volt kérdezettjei között az MSZP-szavazó) pedig a 70 kérdező közül a harmadik legnegatívabb hatást gyakorolta az ismételt felkérés engedélyezésére. A gyakorlatban érdemes lenne e két kérdező munkáját célszerűen ellenőrizni, illetve instruktorkat megkérdezni, lát-e bármilyen eltérést viselkedésükben, megjelenésükben, munkájukban a többi kérdezőhöz képest.

## Összefoglalás

Eredményeink szerint mind a kérdező, mind a lakhely egyfajta makrohatásként befolyásolja a kérdezettek pártpreferenciáját. A nemzetközi vizsgálatokkal (Schnell – Kreuter 2005) egybevág az a meglepő eredményünk, hogy a kérdező hatása az esetek többségében nagyobb, bizonyos esetekben sokkal nagyobb a lakóhely hatásánál (1. ábra), egyetlen kivétel a Jobbik esete, ahol a település hatása némileg meghaladja a kérdezőét.

1. ábra: A kérdezői, ill. települési hatást mérő medián esélyhányados az első modell alapján (a skála legkisebb értéke a hatátnélküliséget jelentő 1)



Fontos azt is megemlíteni, hogy a települési hatás a mintavétel módjának következménye; figyelembe nem vételével, egyszerű véletlen mintavétel feltételezésével a hibatar lényeges alulbecsléséhez jutunk. Fenti példáinkon számolva a települési és a kérdezői hatás együtt akár kétszeresére is növelheti a hibahatárt. A települési hatást meghaladó vagy legalábbis azzal egyenrangú kérdezői hatás pedig arra figyelmeztet, hogy azokban a survey-adatokkal dolgozó (pl. választáskutatási) vizsgálatokban, amelyek fókuszában a földrajzi kontextus vizsgálata áll, a kontextus hatásának súlyos felülbecslését megelőzendő megkerülhetetlen a kérdezői hatás leválasztása a földrajzi hatásról.

Az 1. ábra azt is mutatja, hogy a kérdezőbiztosok (hatásukat a lakóhelyhez mérve) legnagyobb mértékben a felmérésben való részvételre, az együttműködésre vannak hatással. A pártokat tekintve az MSZP esetében a legerősebb a kérdezői hatás. A település hatása a Jobbik esetében a legerősebb (meghaladja a kérdezői hatást), míg vannak olyan kérdések (bizonytalan pártpreferencia, vallásosság, médiafogyasztás, gyermek megléte), ahol gyakorlatilag nem beszélhetünk települési hatásról.

A kérdezői hatás egyik magyarázata az lehet, hogy ez csupán összetételhatás, és eltűnne, ha korrigálnánk a kérdezőkhöz tartozó kérdezettek eltérő iskolázottsági stb. összetételét. Ezt a feltevést az adataink nem támasztották alá. Egy másik lehetséges mechanizmus szerint a kérdezettek egy része (vagy azért, mert nincs biztos pártpreferenciája, vagy azért, mert nem szeretné felvállalni azt) elejtett megjegyzés vagy más visszacsatolás révén érzékeli a kérdezőbiztosok pártpreferenciáját, majd válaszával illeszkedni próbál a kérdező elvárásához. Éppen a hibaforrás kiküszöböl-



lése érdekében, a legtöbb, a témában végzett kutatáshoz hasonlóan, az általunk használt kérdőívnek is az elején helyezték el a pártszimpátiára vonatkozó kérdést, csupán néhány demográfiai kérdés előzi meg azt, de a pártpreferencia előtt rákérdeznek arra is, hogy az illető részt kívánna-e venni a választásokon, ha azt a következő vasárnap rendeznék meg. Ez a kérdés valamelyest lehetőséget kínál a befolyásolásra. Eredményeink szerint mind a Fidesz-, mind az MSZP-szavazó kérdezőbiztos megnöveli kérdezettei között saját preferált pártjának választási esélyét.

A magyarázatként felmerülő harmadik lehetséges mechanizmus szerint a kérdezett nemverbális úton, a kérdezőbiztos bizonyos jellemzői (kora, beszédstílusa, öltözéke) alapján von le következtetéseket az elvárt válaszról. A beszédstílus, öltözék helyett csak proxykat (a kérdező kora, neme, jövedelme, iskolázottsága) tudunk a modellbe vonni. A kérdezők ezen demográfiai jellemzőinek a Jobbik esetében van jelentős magyarázó hatása. Itt meg kell jegyeznünk, hogy a kérdezők körében is 30%-os volt a bizonytalanok aránya, ami mögött eltitkolt pártpreferencia is állhat, tehát a kérdező demográfiai jellemzőinek a Jobbik esetében mért hatása mögött a kérdező eltitkolt Jobbik-preferenciája is állhat.

Nem tudtuk igazolni, hogy a kérdezők szabályszegése állna a jelenség mögött, igaz, ezt a kérdést csak indirekten tudtuk vizsgálni. Az alkalmazott, empirikus Bayes-beclésen alapuló módszer a nagy hatással bíró kérdezők kiszűrésére a mindennapi gyakorlatban is használható, az így kiválasztott kérdezőbiztosok munkája tovább ellenőrizhető/javítható. Nem tudtuk vizsgálni az interjúk azon előírásának betartását, hogy a kérdéseket szó szerint kell felolvasni, bár mások azt találták, hogy az esetek 20–40 százalékában megsértik ezt (Cannel – Oksenberg 1988). Az átfogalmazással a kérdezőbiztos a kérdés megértését szeretné megkönnyíteni, ill. a kérdezői szituációt próbálja természetesebbé tenni – elképzelhető, hogy a kérdezők az itt vizsgált kérdés feltevésénél is szükségesnek érezték ezt.

Mindhárom párt esetén megfigyelhető, hogy a kérdezői hatást csak részben sikerült a vizsgált változókkal megmagyarázni, a megmagyarázatlan hatás az MSZP esetén maradt a legjelentősebb. A kérdező szerepének fontosságát támasztja alá regressziós modelljeinknek az a következtetése, hogy a Fidesz és a Jobbik esetén mind a kérdezőbiztos személye, mind a kérdezett lakóhelye legalább akkora hatással van a párt választására, mint a kérdezett demográfiai jellemzői, és az MSZP esetén is csupán a kérdezett korának van e hatásoknál nagyobb szerepe. Mindez azt támasztja alá, hogy a pártpreferencia inkább társas interakciók során kialakított, esetleg (itt a kérdező által) akár meg is változtatható döntés, semmint egyszerű, demográfiai jegyekkel előrejelezhető determinizmus.

A kérdezői hatás létét tehát bizonyítottuk, de csak részben sikerült választ kapni arra, miként lehetséges, hogy a kérdezőbiztosok ilyen jelentősen befolyásolják a pártpreferencia-kutatások eredményét. Támponot adhat ugyanakkor, hogy eredményeink szerint a kérdezettek válaszai részben kérdezőik pártpreferenciájához

idomulnak. Ez arra utalhat, hogy a kérdezők hatása részben a kérdőíves gyakorlatban jól ismert forrásból, a társadalmi elvárások által generált torzításból eredhet.

Azt is megmutattuk, hogy a kérdezői hatás univerzális, nem csak a politikai témáknál fennálló jelenség. Úgy gondoljuk hát, hogy érdemes lenne további célzott, kvalitatív elemmel bővített vizsgálatok révén kinyitni az interjúszituáció fekete dobozát, és feltárni e hatás működési mechanizmusát. Sőt el is léphetünk a kérdezői hatástól. Ugyanis az interjúszituáció a normákhoz való igazodásnak, az önreprezentáció verbális formálásának olyan furcsa laboratóriuma, ami akár kísérleti terepként is szolgálhat e normák és társas reprezentációk vizsgálatakor.

**ABSTRACT:** Interviewers' impact on survey data is classified as non-sampling error, and serious efforts are made by survey organizations to keep it under control. However, few studies aimed to estimate its actual size. In this paper we studied interviewer effect related to questions on political attitudes, and we tried to at least partially explain the effect. Since interviewers usually work within a given geographical area, this issue is strongly related to the measurability of the effect that geographical environment has on political preference, a phenomenon being in the scope of electoral geography. That is, the effect of geographical context and interviewer effect are interweaving. We found that the place where one lives significantly affects political preference, but interviewer effect is about the same size or (in most cases even greater size). The interviewer effect can be explained by the interviewers' political preference or demographic attributes to some extent. It is worth mentioning that the impact of political preference is such that respondents are more likely to have a preference similar to their interviewers'. We found evidence for interviewer effect related to non-political questions as well; its size was estimated to be even greater, in some cases much greater. Also in case of these questions, the interviewer effect proved to be stronger than geographical context.

## Irodalom

- Bálint L. – Bozsonyi K. (2012): Választói részvétel és véleménypolarizáció térfilterezett modelljei. In Kmetty Z. – Koltai J. (szerk.): *Változó képletek, változatos perspektívák. Tanulmánykötet Tardos Róbert 65. születésnapjára*. Budapest: Háttér Kiadó, 251–274.
- Billiet, J. – G. Loosveldt (1988): Interviewer Training and Quality of Responses. *Public Opinion Quarterly*, 52(2): 190–211.
- Burbank, M. J. (1997): Explaining Contextual Effects on Vote Choice. *Political Behavior*, 19(2): 113–132.
- Cannell, C. F. – L. Oksenberg (1989): Observation of behavior in telephone interviews. In R. M. Groves – P. P. Biemer – L. E. Lyberg – J. T. Massey – W. L. Nicholls – J. Waksberg(eds.): *Telephone survey methodology*. New York: John Wiley, 475–495.
- Clarke, P. J. (2008): When can Group Level Clustering be Ignored? Multilevel

- Models versus Single-level Models with Sparse Data. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(8): 752–758.
- Davis, P. D. – A. J. Scott (1995): The Effect of Interviewer Variance on Domain Comparisons'. *Survey Methodology*, 21(6): 99–106.
- Edgerly, S. – L. Bode – Y. M. Kim – D. V. Shah (2012): Campaigns go social: Are the Facebook, YouTube and Twitter changing elections? In T. N. Ridout (ed.): *New directions in media and politics*. New York: Routledge, 82–99.
- Finkel, S. E. – T. M. Guterbock – M. J. Borg (1991): Race-of-interviewer Effects in a Preelection Poll: Virginia 1989. *The Public Opinion Quarterly*, 55(3): 313–330.
- Fowler, F. J. – T. W. Mangione (1990): *Standardized Survey Interviewing: Minimizing Interviewer-related Error*. California: Sage.
- Ganninger, M. – S. Häder – S. Gabler (2007): *Design Effect and Interviewer Effects in the European Social Survey: Where are We Now and Where do We Want to go Tomorrow*. Mannheim: Centre of Survey Research and Methodology.
- Goldstein, H. (2002): *Multilevel Statistical Models*. New York: John Wiley.
- Guo, G. – H. Zhao (2000): Multilevel Modeling for Binary Data. *Annual Review of Sociology*, 26: 441–462.
- Hox, J. J. (1994): Hierarchical Regression Models for Interviewer and Respondent Effects. *Sociological Methods and Research*, 22(3): 300–318.
- Hyman, H. (1954): *Interviewing in Social Research*. Chicago: University of Chicago Press.
- Kmetty Z. – Tóth G. (2011): A politikai részvétel három szintje. In Tardos R. – Enyedi Zs. – Szabó A. (szerk.): *Részvétel, képviselet, politikai változás*. Budapest: Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, 75–115.
- Larsen, K. – J. Merlo (2005): Appropriate Assessment of Neighborhood Effects on Individual Health – Integrating Random and Fixed Effects in Multilevel Logistic Regression. *American Journal of Epidemiology*, 16(1): 81–88.
- Larsen, K. – J. H. Petersen – E. Budtz-Jørgensen – L. Endahl (2000): Interpreting Parameters in the Logistic Regression Model with Random Effects. *Biometrics*, 56(3): 909–914.
- Letenyey L. – Nagy G. D. (2007): Rugalmas kérdőív – A standard kérdőív kritikái és javaslat a kérdőíves adatgyűjtés terepközeli alkalmazására. *Szociológiai Szemle*, 17(1–2): 29–46.
- Ohlsson, H. et al. (2005): Understanding Adherence to Official Guidelines on Statin Prescribing in Primary Health Care – a Multi-level Methodological Approach. *European Journal of Clinical Pharmacology*, 61(9): 657–65.
- O'Muircheartaigh, C. – P. Campanelli (1998): The Relative Impact of Interviewer Effects and Sample Design Effects on Survey Precision. *Journal of the Royal Statistical Society*, 161(4): 63–77.

- Pickery, J. – G. Loosveldt – A. Carton (2001): The Effects of Interviewer and Respondent Characteristics on Response Behaviour in Panel Surveys: A Multilevel Approach. *Sociological Methods and Research*, 29(4): 509–523.
- Rabe-Hesketh, S. – A. Skrondal (2008): *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Robinson, D. – S. Rhode (1946): Two Experiments with an Anti-semitism Poll. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 41(1): 136–144.
- Schnell, R. – E. Kreuter (2005): Separating Interviewer and Sampling-point Effects. *Journal of Official Statistics*, 21(3): 389–410.
- Snijders, T. – R. Bosker (1999): *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modelling*. London: Sage.
- Tardos R. (2011): Konszolidált szavazóközönség eróziós tendenciákkal. A 2010-es választások a részvételi aktivitás és szavazói motívumok fényében. In Enyedi Zs. – Szabó A. – Tardos R. (szerk.): *Új képlet. Választások Magyarországon, 2010*. Budapest: Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, 273–374.
- Vécsei P. (2011): A 2006 és 2010 közötti területi politikai szerkezetváltozás és a területi reálfolyamatok összefüggéseinek alakulása. In Tardos R. – Enyedi Zs. – Szabó A. (szerk.): *Részvétel, képviselet, politikai változás*. Budapest: Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, 383–407.