

KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS–KÁROLYI RÓBERT–
SZABÓ LAJOS TAMÁS

Hogyan lesz az etnikai előítéletből foglalkoztatási diszkrimináció?

A kisvállalatok szerepe

Tanulmányunk a magyarországi romák reziduális (megfigyelhető jegyekkel nem magyarázható) foglalkoztatási hátrányának területi különbségeit vizsgálja. Miközben a diszkriminációval szembeni jogi védelem hasonló egy országon belül, az előítéleteség foka és a piaci struktúrák eltérnek. Hipotézisünk szerint a romák foglalkoztatási hátránya ott a legnagyobb, ahol erős az etnikai előítéleteség, és egyidejűleg magas a kisvállalatoknál dolgozók aránya. Az előfeltevést a 2011-es népszámlálás egyéni adatain, több kiegészítő forrás felhasználásával teszteljük. A megfigyelt egyének foglalkoztatási esélyét becsülő egyenletekben a roma etnikai hovatartozást, a kisvállalatok járáson belüli foglalkoztatási súlyát és a Jobbik akkori támogatottságát mérő indikátorokat, valamint ezek interakcióit szerepeltetjük. Előzetesen kimutatjuk, hogy a Jobbik támogatottsága szoros kapcsolatban állt a helyi népesség erősen előítéletes tagjainak részarányával, továbbá a kisvállalatok kisebb arányban foglalkoztatnak romákat, különösen akkor, ha a munkakör csapatmunkát vagy a fogyasztókkal való kapcsolatot feltételez. Fő egyenletünkben a roma etnicitás, a kisvállalati részarány és a Jobbik szavazati aránya hármasszoros interakciójának együtthatója várakozásunknak megfelelően negatív. A férfiaknál a roma–nem roma foglalkoztatási rés az átlagosnál 20–40 százalékkal szélesebb erős Jobbik-támogatottság és sok kisvállalat esetén. A roma nők kisebb arányban dolgoznak a diszkriminációnak erősen kitett helyeken, foglalkoztatásukra erősebben hatnak a kínálati döntéseik, esetükben nem találunk bizonyítékot a vizsgált keresleti oldali összefüggésre. Az eredmények arra figyelmeztetnek, hogy az antidiszkriminációs jogalkotás elégtelen a probléma kezeléséhez, annak enyhítéséért a korlátokkal számot vető foglalkoztatáspolitikai eszközökre, valamint a stigmatizáció elleni lépések sokaságára lenne szükség.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J71, R23.

* Tanulmányunkhoz kapcsolódó háttér adatok és számításaink részletesebb eredményei a Közgazdasági Szemle internetes felületén található *Függelékben* érhetők el (<https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.11.F2>).

Kertesi Gábor tudományos tanácsadó, KRTK KTI (e-mail: kertesi.gabor@krtk.hu).

Köllő János tudományos tanácsadó, KRTK KTI (e-mail: kollo.janos@krtk.hu).

Károlyi Róbert tudományos segédmunkatárs, KRTK KTI (e-mail: robert.v.karolyi@gmail.com).

Szabó Lajos Tamás, a cikk írásakor a CEU doktorandusza (e-mail: Szabo_Lajos-Tamas@phd.ceu.edu). A kézirat első változata 2022. május 4-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.11.1345>

Bevezetés*

Egy etnikai kisebbség tömeges elutasítása nem feltétlenül vezet erős munkaerőpiaci diszkriminációhoz. Az áttételeződést korlátozzák a jogszabályok, a sajtó és a civil szervezetek, és ellene hat, ha a munkáltatók egy része a diszkriminált, ezért olcsóbb munkaerőre specializálódik, ami a tiszta verseny körülményei között, korlátlan tőkemozgás és tökéletes tényezőhelyettesíthetőség esetén akár a foglalkoztatási esélyek és a bérek kiegyenlítődéhez is elvezethet (*Becker* [1957], *Arrow* [1972], [1973]).

A fékek és ellensúlyok azonban tökéletlenül működnek: terepkiérletek és kérdőíves felmérések sokasága dokumentálja a romákkal és más kisebbségekkel szembeni munkáltatói diszkriminációt már a felvétel során is. Például Magyarországon *Székyeli és szerzőtársai* [2001], *Sik és szerzőtársai* [2016], *Bernát és szerzőtársai* [2013], *Váradí* [2014], *Orosz és szerzőtársai* [2018], *Kende és szerzőtársai* [2020], Szlovákiában *Dasgupta és szerzőtársai* [2020], az Egyesült Államokban *Bertrand–Mullainathan* [2004], Belgiumban *Baert–Vujić* [2016]. A *Bertrand–Mullainathan* [2004] cikk után lefolytatott „levelezési kutatásokról” – melyek során a kutatók tipikus többségi és kisebbségi nevekkal jelentkeznek álláshirdetésekre – szinte teljes áttekintést közöl *Baert* [2018], valamint *Lippens és szerzőtársai* [2021].

Ezek a kutatások rámutatnak a munkaerőpiaci diszkrimináció létezésére, de jellegükből és a mintáik méretéből adódóan keveset tudnak mondani ennek ágazatok, vállalatméret vagy régiók szerinti különbségeiről. Tanulmányunk regionális metszetben (járási szinten) vizsgálja a kérdést. Célunk nem az etnikai elutasítás okozta teljes foglalkoztatási hátrány számszerűsítése, hanem annak a hipotézisnek a tesztelése, amely szerint egy kisvállalatok uralta munkaerőpiacon az előítéletesség könnyebben vezet foglalkoztatási diszkriminációhoz.¹

Kiindulópontunk a helyi népesség etnikai előítéletességének mértéke. Ennek mérésére kivételes alkalmat kínál, hogy 2010 táján az akkor nyíltan romaellenes programmal fellépő Jobbik megjelenésével átmenetileg láthatóvá váltak az erős előítéletességben meglévő regionális különbségek. A cigányokkal szembeni ellenszenv és elutasítás sem ezt megelőzően, sem ezt követően nem nyilvánult meg olyan erővel a pártszimpátiákban, mint a 2010-es országgyűlési választáson.

* Kézdi Gábor érdemben részt vett a kutatási koncepció kialakításában, és számos alkalommal konzultáltunk vele az elemzés részleteiről. Hálásak vagyunk *Szabó Bencének* kiváló asszisztensi munkájáért. Köszönjük *Czucik Rebeka*, *Hajdu Tamás*, *Hegedűs Péter*, *Pető Rita* és *Tir Melinda* segítségét, *Békés Gábor*, *Elek Péter*, *Gyöngyösi Győző*, *Havas Gábor*, *Marc Kaufmann*, *Koren Miklós*, *Liel Róbert*, *Lindner Attila*, *Szeidl Ádám* és *Andrea Weber* tanácsait, valamint *Sergey Lychagin*, *Muraközy Balázs* és *Rudolf Winter-Ebmer* részletes bírálatait a tanulmány korábbi változatairól. Számításaink több adatbázis esetében [Népszámlálás (2001), (2011), Mikrocenzus (2016), Gazdasági Szervezetek Regisztere (2010)] a KSH-KRTK Kutatószobában készültek. A cikkben foglalt eredmények és az azokból levont következtetések kizárólag a szerzők szellemi termékei. A kutatást az NKFIH K-116354. számú pályázata támogatta.

¹ A diszkrimináció jelenségét vizsgáló kutatások súlypontja az elmúlt évtizedekben nagy részben áttevődött arról a kérdésről, hogy a vizsgált terepeken egyáltalán tetten érhető-e a diszkrimináció, arra a kérdésre, hogy milyen mechanizmusokon keresztül működik, ha igazolható, hogy a társadalmi különbségekben szerepet játszik (*Guryan–Charles* [2013]).

Előítéletes környezetben várhatóan a munkáltatók, az alkalmazottak és a fogyasztók között is magasabb a kisebbséget elutasítók aránya, ami egyaránt vezethet nagyobb fokú előítéletes (*taste-based, animus*), valamint statisztikai diszkriminációhoz, mely utóbbi révén a nem feltétlenül előítéletes munkáltató csoportszintű információt használ az egyéni jellemzők előrejelzéséhez, ezen belül, ami elemzésünk szempontjából különösen fontos, megpróbálhatja csökkenteni a kisebbségi és többségi munkatársak konfliktusos viszonyából vagy a fogyasztók idegenkedéséből eredő, vélt vagy valós veszteségeket.²

Ezek a mechanizmusok azonban nem azonos eséllyel lépnek működésbe kisvállalati és nagyvállalati környezetben.

A nagy szervezetekben a keresési és felvételi gyakorlat kisebb fokú személyességének, a döntés több személy közötti megosztásának köszönhetően, valamint az anti-diszkriminációs eljárás és a kedvezőtlen médiavisszhang magasabb kockázata miatt a társadalmi környezetben uralkodó előítéletesség nem befolyásolja olyan erővel a személyzeti döntéseket, mint a kis cégeknél, ahol az informális döntések dominálnak, gyakoribb a beajánlásra alapuló felvétel, egy-egy kisebbségi dolgozó bekerülése erősebb hatást gyakorol az etnikai összetételre, és a vásárlók előítéletessége is könnyebben vezet diszkriminációhoz, mert több az olyan munkakör, ahol a dolgozók közvetlen kapcsolatba kerülnek a fogyasztókkal.

A romák és nem romák közötti nyers foglalkoztatási esélykülönbség hatalmas. A releváns életkori és iskolázottsági korlátozásokkal meghatározott népességre – az érettséginel alacsonyabb iskolai végzettségű, nem tanuló 15–60 évesekre – számolt esélykülönbség a 2011. évi népszámlálás szerint a férfiaknál 31, a nőknél 34 százalékpont volt. A férfiaknál a nyers különbség kétharmada, a nőknél az ötödöde összetételkülönbségekből (főleg az eltérő iskolázottságból, a nőknél a magasabb gyerekszám-ból, valamint a munkavállalási szempontból kedvezőtlen lakóhelyből) adódik, de az etnikai reziduum is jelentékeny: a férfiaknál 11, a nőknél 6 százalékpont volt. Nagy különbségek figyelhetők meg a járási átlagok között: a romák nyers foglalkoztatási hátránya (a fent említett részpopulációban a két nemre együttesen) 6 és 54, az egyéni és környezeti változókra kontrollált hátrányuk pedig 2 és 26 százalékpont közé esett (egy súlyosan kirívó értéket nem számítva).

Tanulmányunk kísérlet az erős előítéletesség mint ok, valamint a vállalatméreteloszlás mint közvetítő szerepének feltárására a járásokon belüli reziduális foglalkoztatási esélykülönbség alakításában.

Az elemzés a 2011-es népszámlálás teljes körű, egyéni adatain, valamint egy sor kiegészítő forráson nyugszik. A foglalkoztatási esélyt becslő egyenletekben a Jobbik 2010. évi támogatottságára, valamint a kisvállalatok foglalkoztatási súlyára vonatkozó járási szintű indikátorokat szerepeltetünk. Azt várjuk, hogy a roma–nem roma foglalkoztatási esélykülönbséget szignifikánsan befolyásolja a Jobbik támogatottságának és a kisvállalati részarányának az *együttesen* magas szintje.

A Jobbik-szavazatok használata az előítélet közelítő változójaként egy foglalkoztatási egyenlet jobb oldalán két okból is kétségeket ébreszthet. Egyfelől, mint arra

² A diszkrimináció e formáiról lásd Becker [1957] és Arrow [1972], [1973] alapműveit, valamint Charles–Guryan [2011], Guryan–Charles [2013] és Lang–Spitzer [2020] összefoglaló tanulmányait.

Verner–Gyöngyösi [2020b], illetve Gyöngyösi–Verner [2022] rámutattak, a párt támogatottságát szignifikánsan növelte a devizahitelek 2009-ben megemelkedő törlesztési terhe. Számításaink alátámasztják ezt az eredményt, de arra utalnak, hogy ennél is erősebben hatottak a népesség erős előítéletességében meglévő nagy területi különbségek. Meg fogjuk mutatni azt is, hogy a Jobbik 2010-es eredménye a 2001-es etnikai foglalkoztatási rést is hasonlóképpen „magyarázza” (az akkori roma változóval és kisvállalat-sűrűséggel együtt), ami az előítéletesség földrajzi szóródásának időbeli stabilitására enged következtetni.

Továbbá felvetődhet, hogy az okság fordított irányú: a roma–nem roma foglalkoztatási rés a cigányok alacsonyabb munkakínálatára vezethető vissza, és éppen ez erősítette a Jobbikot. Megvizsgáljuk, hogy a nem foglalkoztatott romák és nem romák mekkora része keresett aktívan állást – tanújelét adva annak, hogy bár állása nincs, szeretne dolgozni –, és hogy ez hogyan hatott a Jobbik támogatottságára, valamint a romák munkakerüléséről szóló közismert sztereotípiá elfogadottságára. Az eredmények nem igazolják, hogy az erős előítéletességben meglévő területi különbségeket a cigányok munkavállalási hajlandóságában meglévő területi eltérések magyaráznák.

Eredményeink a mérési változók többféle specifikációjára robusztusak, és kiállják az alternatív magyarázatok próbáját: nem kapunk értelmezhető eredményeket, ha a kisvállalati részarányt az ágazati összetétel mérő változókkal helyettesítjük, vagy ha az előítélet-mutatónk helyett az azonos iskolázottságú roma és nem roma munkaerő nehezen mérhető minőségbeli különbségének hatására gyanakodva azt az iskolai szegregáció múltbeli mértékével próbáljuk megragadni.

A következőkben először az előítéletesség, a vállalatméret és a munkaerőpiaci diszkrimináció kapcsolatát tárgyaljuk a szakirodalmi előzmények alapján. Majd bemutatjuk az adatforrásokat és az elemzés kulcsváltozóit, ezt követően pedig az utóbbiak között lévő kapcsolatokat tárgyaljuk. Ismertetjük a becslési eljárást és az eredményeket, majd alternatív magyarázatokat és specifikációkat tesztelünk. Végül az eredmények értelmezéséről, a vizsgálódás korlátairól és a diszkriminatív gyakorlattal szembeni fellépés esélyeiről szólunk. A tanulmányhoz egy *online Függelék* csatolódik, amelynek linkje az 1345. oldalon található.

Előítéletesség, vállalatméret és munkaerőpiaci diszkrimináció

Számos érv szól amellet, hogy a kisebbséget elutasító környezetben a kisvállalatok nagyobb valószínűséggel diszkriminálnak a felvételi eljárás során. A munkáltató a cégen belül a bérezés és az előléptetések során is különbséget tehet etnikai alapon, tanulmányunk szempontjából azonban az alkalmazásról szóló döntésnek van jelentősége.³

³ A foglalkoztatási és bérdiszkrimináció egymáshoz viszonyított fontosságáról támpontokat nyújtanak a lakóhelyi, demográfiai és emberitőke-változók hatásának kiszűrése után megmaradó reziduális különbségek. A Társi Életpálya-felmérésének szülői mintáján mért magyar adatok (2007) alapján például a férfi munkavállalók esetében a romák reziduális foglalkoztatási lemaradása igen jelentős (25 százalékpont) volt, ezzel szemben a hasonló módon mért reziduális bérlemaradás mindössze 4 száza-

A diszkrimináció és a diszkriminációmentesség egyaránt veszteségekkel jár. Az előbbi költsége a reputációs veszteségből, valamint a nem optimális kiválasztás miatt elmaradó haszonból tevődik össze, amit az előítéletes munkáltató tudatosan vállal, a statisztikai diszkriminációhoz folyamodó döntéshozó pedig alacsonyra taksál a diszkriminációmentesség okozta károkhoz képest. Előítéletes környezetben ugyanis ez utóbbinak is lehetnek költségei, ha az egyéni termelékenység alapuló kiválasztás munkahelyi kooperációs zavarokhoz vagy a vásárlók egy részének elfordulásához vezet.

Feltételezhető, hogy a kisvállalatoknál a) a reputációs veszteség viszonylag kicsi, b) a termelékenység szerinti kiválasztás eszközei etnikai szempontból nem semlegesek, c) a kooperációs zavarokat a munkáltató pontosabban érzékeli, ugyanakkor az azok elhárítására szolgáló eszköztára szegényesebb.

a) Egy kisvállalat várhatóan alacsonyabb árat fizet a diszkriminatív gyakorlattért a jogi eljárás és a nyilvánosság előtti lelepleződés alacsonyabb kockázata miatt (Holzer [1998]). Nem véletlen, hogy az amerikai antidiszkriminációs törvény (az 1964. évi polgárjogi törvény VII. cikkelye), miközben szigorú szankciókat helyez kilátásba a faji, a nemek közötti vagy az életkori megkülönböztetés esetére, kivételként jelöli meg a magánszektorban tevékenykedő, 15 alkalmazottnál kevesebbet foglalkoztató vállalatokat, amelyekre nem vonatkoznak a törvény előírásai (*small firm exemption*, lásd Carrington és szerzőtársai [2000], Carlson [2012]). Ennek vélhető oka, hogy a perelt kártérítési összegekhez képest a kisvállalatok esetében aránytalanul nagy költségekkel járnának az antidiszkriminációs eljárások. Leonard [1985] a diszkriminációtól mentes munkáltatói gyakorlatot előíró rendelet (*Executive Order* 1124, 1965) betartásának ellenőrzését vizsgálva azt találta, hogy az ellenőrzés valószínűsége 1975–1979-ben 33–45 százalékos volt a 250 főnél nagyobb vállalatoknál, 17 százalékos a 100–250 fős kategóriában, de csak 6 százalékos az 50–100 fős csoportban, és 3 százalékos a 10 főnél kisebb cégek esetében.⁴

b) A nagyvállalatok személyzeti részlegei a nagyszámú felvétel, interjú és teszt alapján alaposabb ismeretekkel rendelkeznek a vállalat számára fontos készségek eloszlásáról és abban a jelentkező helyéről, kevésbé szorulnak rá, hogy egyszerű (például bőrszín szerinti), csoportszintű információt használjanak az egyéni termelékenység előrejelzésére (Arrow [1973], Baert [2018]). Az egyéni termelékenységre vonatkozó, megbízható becslés mérsékli a diszkriminációt – amint arra rávilágít például Hedegaard–Tyran [2018] dániai kísérlete: a kisebbség előítéletes megkülönböztetése kimutathatóan jelen volt a felvételi döntésekben, de kevésbé

lékpontot tett ki (Kertesi–Kézdi [2011] 578. és 582. o.). Aeberhardt és szerzőtársai [2010] hasonló eredményeket mutatott ki francia adatokon: a legalább egy afrikai származású szülővel rendelkező munkavállalók reziduális foglalkoztatási esélyhátrányai jóval nagyobbak voltak, mint a diszkriminációt is magukban foglaló reziduális bérkülönbségek. Dasgupta és szerzőtársai [2020] szlovákiai romákra vonatkozó kísérleti kutatása szintén sokkal erősebbnek találta a felvételi döntéseknél (az „extenzív határon”) megfigyelt megkülönböztetést, mint a bérájanlatoknál, az előléptetésnél vagy a feladatok elosztásában (az „intenzív határon”) érvényesülő diszkriminációt.

⁴ Az ellenőrzés alól (legalábbis az Egyesült Államokban) mentesített kisvállalatok ettől természetesen még inkább hajlamosak diszkriminálni.

hatott akkor, amikor a kísérletbeli „munkáltatók” a jelöltek termelékenységéről is kaptak információt.

Kisvállalatoknál a termelékenység szerinti kiválasztás legfontosabb eszköze a beajánlás alapján történő felvétel, amihez az átlagosnál gyakrabban nyúlnak (lásd például *Holzer* [1987a], [1998], *Tanova* [2003], *Carlsson–Rooth* [2007], *Burks és szerzőtársai* [2015]).⁵ Ez a gyakorlat azonban még akkor sem semleges, ha a munkáltató – szándéka szerint – csakis a jelöltek minősége alapján választana.

Az első problémát az álláskeresési szempontból hasznos társadalmi hálózat mérete jelenti. A beajánlók nagy többsége – *Holzer* [1998] szerint például több mint kétharmada – a megcélzott vállalatnál dolgozó alkalmazott, és az állás keresővel azonos bőrszínű. *Green és szerzőtársai* [1999] három amerikai nagyvárosban lefolytatott vizsgálata szerint az állást találó feketék 84 százalékának az ajánlója fekete volt. Ez önmagában is korlátozza a beajánlás útján elérhető munkahelyek számát. Egy magyarországi roma állás keresőre átlagosan 1,3 roma foglalkoztatott jut, míg egy nem roma állás keresőre csaknem 7 nem roma állásban levő; így az azonos etnikumhoz tartozó potenciális beajánlók számában már eleve nagyon nagy (ötszörös) a különbség.⁶ A potenciális kapcsolatok használatát tovább nehezíti, hogy megfelelő, a vállalatnál fontos szerepet játszó beajánlót találni még nehezebb. De ha megfelelő ajánlók akadnának is, egy részük nehezen mozgósítható, mivel a beajánlás többnyire azt is jelentené, hogy valamilyen mértékű kezességet vállalnak az állás kereső kisebbségi ismerőseikért (*Royster* [2003], *Smith* [2005], *Marin* [2012], *Smith–Young* [2017], *Pedulla–Pager* [2019]).⁷

Végül, de nem utolsósorban, nem biztos, hogy ha a kisebbséghez tartozók elérik és mozgósítják is a tipikusan azonos bőrszínű beajánlót, azt a munkáltatók ugyanúgy értékelik, mint ha az ajánlás a többséghez tartozó dolgozótól érkezne. *Silva* [2018] kísérlete szerint, amely az állásról döntő személy előítéletességét is mérte, a fehér jelentkezőknek nagy előnyt jelentett egy fehér beajánló, a feketéknek viszont csak az jelentett komoly segítséget, ha a beajánló fehér volt, és a beajánlást egy kevésbé előítéletes döntéshozó értékelte.

c) A kisvállalatok az intenzívebb személyközi kapcsolatoknak köszönhetően pontosabban érzékelik a munkavállalók közötti kooperációs zavarokat és a fogyasztók etnikai előítéletét (*Holzer* [1987b], *Ioannides–Loury* [2004]). Az előítéletességet tapasztaló és interetnikus feszültségekre számító kisvállalati vezető annál is inkább hajlamos lesz erre egy kisebbségi jelentkező elutasításával válaszolni, mert egy-egy jelentkező felvétele erősebben hat az etnikai összetételre.

Az előítéletes többségi és kisebbségi dolgozók közötti kooperációs zavarok elhárítása nehezebb a kisvállalatoknál. Itt kevésbé van mód a felek szeparálására vagy az etnikailag kevert csoportok kollektív bérezésének bevezetésére, ami nagyobb üzemek esetében második legjobb megoldásként csökkentheti a veszteséget. Szemléletes példát szolgáltat erre *Hjort* [2014] tanulmánya egy közel ezerfős kenyai

⁵ Ugyanakkor *Marsden* [2001] a vállalatméret szerinti különbséget viszonylag kicsinek találta.

⁶ Az adat a KSH Munkaerő-felmérésének 2015–2020-as hullámaiból a szerzők által számított átlag.

⁷ Az újabb szakirodalom az itt tárgyalt nehézségeket a network *access*, network *placement* és network *mobilization* fogalmakkal írja le – ezek együttesen határozzák meg a hálózattól remélhető hasznót (network *return*).

virágcsomagoló üzembről, ahol a különböző törzsekhez tartozó munkások között akadozó kooperáció, az erőforrások részrehajló elosztása jól kimutatható károkát okozott. A vállalat erre a csoportbérézés bevezetésével reagált, vállalva ugyanakkor a potyázásból fakadó veszteségeket.

A fenti megfontolások alapján negatív kapcsolatot várunk a vállalatméret és az etnikai diszkrimináció között, amit több empirikus kutatás is megerősít, például *Holzer* [1998] az Egyesült Államokban, *Carlsson–Rooth* [2007] Svédországban, *Kaas–Manger* [2012] Németországban, *Wood és szerzőtársai* [2009] az Egyesült Királyságban. Kivételként említhető *Baert és szerzőtársai* [2018] tanulmánya, amely Belgiumban nem talált ilyen kapcsolatot.⁸ *Carrington és szerzőtársai* [2000] egyesült államokbeli adatokra támaszkodva a már említett „kisvállalati kivétel” által teremtett kvázikísérleti helyzetet aknázták ki, és azt találta, hogy a feketék és a nők foglalkoztatása a törvény elfogadását követően az antidiszkriminációs eljárásnak kitett nagyvállalatok felé tolodott el, ami jelentősen hozzájárult e csoportok foglalkoztatásának növekedéséhez és bérhátrányuk csökkenéséhez.

Adatok, minta, kulcsváltozók

Mint a bevezetésben említettük, modelljeink az egyéni szintű foglalkoztatási esélyt becsülik, egyrészt egyéni szintű magyarázó változókkal, másrészt járási szintű indikátorokkal (a Jobbik támogatottságával, a kisvállalatok részarányával) és ezek interakcióival. A Jobbik támogatottságából szintén járási vagy településszintű változók segítségével (átlagos devizahitel-eladósodottsággal, a helyi lakosokat foglalkoztató vállalatok válság alatti árbevétel-változásával) szűrjük ki az előítéletességtől független elemeket.

Egyéni szinten mért változók

Foglalkoztatás. A bevett ILO–OECD definíciót használjuk, azaz foglalkoztatottnak tekintünk valakit, ha dolgozott legalább egy órát a kérdezést megelőző héten, vagy egyet sem, de csak átmenetileg volt távol az egyébként meglévő munkahelyétől. Az adat a 2011-es népszámlálásból származik. A kikérdezésen alapuló adatok magukban foglalják a be nem jelentett foglalkoztatás jelentékeny részét is, mint arra több, a regisztrált és interjúkban mért adatokat összehasonlító tanulmány is rámutatott. Lásd *Benedek és szerzőtársai* [2012] áttekintését!

Romák. Romának tekintünk valakit, ha első- vagy másodsorban roma nemzetiségűnek vallotta magát a népszámlálásban. A definíciónknak megfelelő roma népességarány 2011-ben 3,1 százalék volt. Egyes számításokhoz felhasználjuk a KSH

⁸ E kutatás erénye, hogy összeköti a levelezési kísérleteket a vállalati mérlegekkel, kontrollál a likviditás és a hitelképesség egy-egy mutatójára, valamint ágazati és foglalkozási fix hatásokra. Ugyanakkor igen kis mintáról (337 esetről) van szó, és nehezíti az értelmezést, hogy a preferált specifikációban egyidejűleg szerepelnek a folytonos létszám- és kétértékű méretváltozók.

Munkaerő-felmérését (MEF) is, ahol 2015 óta szintén rákérdeznek az etnikai hovatartozásra, a népszámlálással azonos módon.

Előítéletesség. A Tárki Életpálya-felvételének 2009. évi egyéni szintű adatait használjuk annak megmutatására, hogy a Jobbik támogatottsága szorosan összefüggött a népesség erősen előítéletes tagjainak részarányával.

Kontrollváltozók. A fő egyenleteinkben kontrolláltunk az életkorra, iskolázottságra, egészségi állapotra, nyelvtudásra, vallásosságra, családi állapotra, a partner munkaerőpiaci és transzferstátusára, a háztartás méretére és összetételére, a lakás nagyságára, a településtípusra és a lakóhely elérhetőségére. A pontos listát lásd az *F1. függelékben*.

Járási szinten mért változók

Járások. A járás tekinthető olyan – a településeket egyértelműen besoroló – földrajzi egységnek, amely legjobban közelíti a helyi munkaerőpiac határait. Budapestet és Pest megyét leszámítva, a járások meglehetősen zártak: a 2011-es népszámlálás adatai szerint az átlagos járásban a foglalkoztatott lakosok 71 százaléka a járásban dolgozott, és a járás munkahelyeinek 85 százalékát helyi lakosok töltötték be. A budapesti agglomeráció járásai természetesen sokkal nyitottabbak, de őket befoglalva is alig kisebb (68, illetve 84 százalékos) az említett két arányszám.⁹ Számításaink során Budapestet egyetlen járásként kezeljük, összevonva a kerületek adatait, így országos szinten 175 járást kapunk.

A Jobbik támogatottsága. A párt támogatottságát a listás szavazatokban elért eredménnyel mérjük, a *valasztas.hu* oldalon közölt szavazóköri eredményeket járási szintre aggregálva. A párt a 2010-es országgyűlési választáson a szavazatok 16,7 százalékát kapta, a járási szintű eredmények 10 és 35 százalék között szóródtak.

Kisvállalati részarány. A népszámlálás (speciális kivételekkel) nem tartalmaz a vállalatméretre vonatkozó információt. A 20 fősnél nagyobb cégeknél dolgozók számát a 2011-es NMH Bértarifa-felvételből állapítottuk meg, kihasználva, hogy erre a körre nézve a felvétel teljes körű és telephelyi szintű volt.¹⁰ A kisebb (de legalább kétfős) cégeknél alkalmazottak számát a KSH Gazdasági Szervezetek Regiszteréből (GSZR) merítettük, feltételezve, hogy ezek telephelyei a székhelyük szerinti járásban működnek, ami nem okoz számottevő torzítást.¹¹ A választott mérethatárnál (30 fősnél) kisebb vállalatok így kalkulált foglalkoztatási súlya átlagosan 31 százalékos volt 2011-ben, 8 százalékos szórással, 4 és 57 százalékos szélső értékekkel.

⁹ A szórások Budapest és Pest megye nélkül 14 és 7 százalék, velük együtt számítva 16 és 9 százalék.

¹⁰ A Bértarifa-felvétel megfigyelési egysége 2011-ben egy adott vállalat azonos településen működő telephelyeinek összessége volt. A felvételtől lásd <https://adatbank.krtk.mta.hu/adatbazisok/elerheto-adatbazisok/>.

¹¹ A MEF 2011. negyedik negyedévi hullámában a kérdezettek által húszfősnél kisebbnek mondott vállalatok 94,4 százaléka esetében a vállalat és a telephely méretére adott válaszok megegyeztek egymással, a 2011. májusi Bértarifa-felvételben megfigyelt 5–20 fősnél kisebb cégek 96,4 százalékának pedig csak egy településen voltak telephelyei. A GSZR-ről lásd https://www.ksh.hu/kozerdeku_tevekenysegre_a_ksh_nyilvantartasainak_jegyzeke.

Devizahitelesokk. A nem teljesítő devizahitelek 2012. évi egy főre eső számára vonatkozó járási adatokat a BISZ Központi Hitelinformációs Zrt.-től vásároltuk 2019-ben. Az általuk kezelt rendszerbe bekerült hitelek egy része 5, illetve 10 év után vagy a tartozás rendezése esetén kikerül onnan, az adat ezért a hosszabb lejáratú, nem teljesítő hiteleken keletkezett adósságok felé torzított. A változó átlaga 0,078 volt, 0,025-es szórással, 0,041 és 0,193 szélső értékekkel. A robusztussági vizsgálatok során egy alternatív mutatót is használunk, melynek mérését ott ismertetjük.

Árbevétel-változás a válság idején. A KRTK Adatbank Admin3 adatbázisát (*Sebők* [2019]) használtuk annak megállapítására, hogy milyen mértékben esett vissza a járás lakosait 2008-ban foglalkoztató vállalatok árbevétele 2010-ig. Minden 2008-as foglalkoztatotthoz hozzárendeltük az akkori munkáltatója 2008-as és 2010-es árbevételét, és ebből számítottunk járási átlagot. Az adat a valóságosnál valamivel kedvezőbb képet fest, mert nem tükrözi a vállalatmegszünések hatását.

Mintasűkítés

A mintát a 0–8 osztályt vagy szakiskolát végzettekre szűkítjük, mert a 2011-es népszámlálás adatai szerint a roma népességben az érettségivel vagy diplomával rendelkezők aránya mindössze 6,5 százalékot tett ki, szemben a nem roma népességben mért 54 százalékkal. A két teljes populáció összehasonlítása ezért nehezen értelmezhető eredményeket szolgáltatott volna.

Mivel tanulmányunkban a bér munka világában előforduló foglalkoztatási esélykülönbséget vizsgáljuk, eleve kizárjuk a mintából az önfoglalkoztatókat és segítő családtagjaikat, azokat a foglalkoztatottakat, akiknek a házas- vagy élettársa egy vagy két alkalmazottal működő egyéni vállalkozást visz, az alkalmi és közmunkásokat, továbbá a nappali tagozaton tanulókat. (Az *F15. függelékben* megmutatjuk, hogy a roma munkavállalók vállalkozóként vagy alkalmi munkavállalóként sem tudnak a bér munka világát jellemző etnikai hátrányaiktól megszabadulni.)

Az aktív korú roma és nem roma népesség összetételét és foglalkoztatási rátáit lásd az *F2. függelékben*, a járási szintű változók alapstatisztikáit pedig az *F3. függelékben*. A kulcsváltozók területi eloszlásáról lásd az *F4. függelék* térképeit!

Kapcsolat a kulcsváltozók között (előítéletesség és a Jobbik támogatottsága)

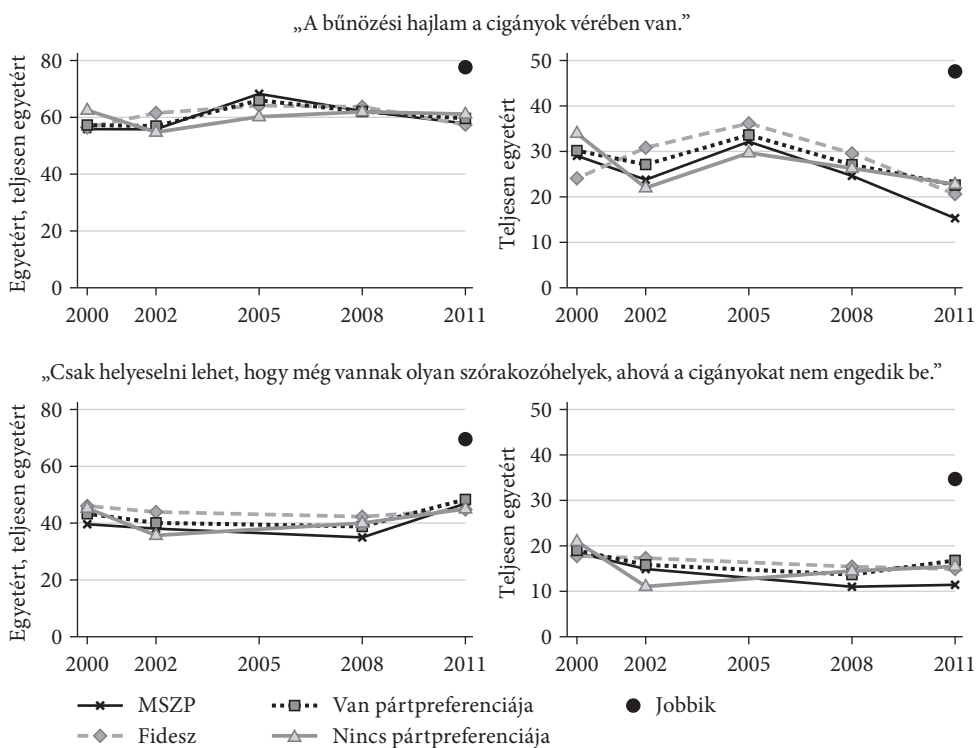
A rendszerváltás óta készült közvélemény-kutatások egybehangzó tapasztalata (*Enyedi és szerzőtársai* [2004], *Bernát és szerzőtársai* [2013]), hogy a többségi társadalom rendkívüli mértékben elutasító a romákkal szemben, erről azonban nem állnak rendelkezésre az országos szintnél mélyebb bontású adatok. Az alábbiakban amellet érvelünk, hogy egy-egy helyi közösség roma kisebbséggel kapcsolatos érzelmeit jól jellemzik a 2010. évi országgyűlési választások Jobbikra leadott listás szavazatai.

A politikai színtér változása a Jobbik megjelenésekor

A 2010. évi választásokon a Jobbik képében olyan, országos listával rendelkező szélsőjobboldali párt jelent meg, amely identitását elsősorban az erőteljes cigányellenes retorikából és a hozzá kapcsolódó Magyar Gárda megfélemlítő akcióiból merítette. A párt támogatói közé aránytalanul nagy mértékben vonulhattak át a romákkal szemben előítéletes szavazók.¹² Ezt támasztják alá a Tárki Omnibusz-adatfelvételei (Tárki [2019]), melyekben a pártszimpátia-kérdések mellett két cigányellenes előítéltre vonatkozó kérdés is szerepelt: 1. „A bűnözési hajlam a cigányok vérében van.” 2. „Csak helyeselni lehet, hogy még vannak olyan szórakozóhelyek, ahová a cigányokat nem engedik be.” A megkérdezettek négy lehetőség közül választhattak: teljes mértékben egyetértenek, inkább igen, inkább nem, egyáltalán nem.

1. ábra

Romaellenes előítéletek a válaszadók pártszimpátiáinak függvényében (2000–2011)



Forrás: Tárki Omnibusz-adatfelvételek.

¹² A Jobbik néhány év leforgása alatt hirtelen vált jelentős politikai párttá. Noha már 2006-ban létezett, csak 2009-ben lett országos szinten is számottevő erő: a 2009-es európai parlamenti választásokon 15 százalék szavazott rá, a 2010-es országgyűlési választáson pedig 16,7 százalékkal az ország harmadik legnagyobb pártjává vált.

Az 1. ábrán a fenti állításokra helyeslő választ adók százalékos arányát rajzoltuk meg a pártpreferenciák függvényében. A görbék az akkori két nagy párt (Fidesz és MSZP), valamint a pártszimpátiával rendelkezők és nem rendelkezők összességének választásait mutatják. A Jobbik-szavazók előítéletességét csak a 2011. évi felvételen lehetett mérni, mivel korábban a párt mellett elkötelezettek esetszámai még nem érték el azt a mértéket, hogy további kérdések szerint megbonthatók lettek volna.

A romák erős elutasítására utaló vélemények aránya 2000 és 2008 között pártszimpátia, illetve politikai aktivitás szerint szűk sávban szóródott. A helyzet azonban 2010-re megváltozott: a Jobbik mágnesként vonzotta magához az előítéletet osztókat, miközben az egyetértők aránya csökkent vagy nem változott a két nagy párt szavazói (és az összes megkérdezett) körében. A Jobbik szimpatizánsai között az átlagnál 20–30 százalékponttal magasabb volt a két sztereotípiát helyeslők aránya a kérdéstől és az egyetértés fokától függő mértékben.¹³ Az adatok alátámasztják, hogy a Jobbikra leadott listás szavazatokkal – közvetve – a többségi társadalom romákkal szembeni negatív érzületeit is mérjük. A mérés azonban hibával történik, mert a párt felívelésére az előítéletes szavazók bevonásán túl más tényezők is hatottak.

Devizahitelsokk, gazdasági válság és a Jobbik támogatottsága

Amikor a 2008-as válság elérte Magyarországot, a forint árfolyamának drámai romlása a devizahitelek sokaságának bedőlését eredményezte. A nem teljesítő hitelek aránya a 2008. évi 3 százalékról 11 százalékra emelkedett 2011 végéig (MNB [2012]). A háztartások adóssága a GDP 40 százalékára nőtt, aminek felét a devizahitel-adósságok tették ki (MNB [2020]).

A cigányellenesség mellett az adósok megmentése volt a Jobbik 2010-es kampányának másik fő üzenete: a párt a bankok felelősségének hangsúlyozásával és az adósságteher radikális csökkentésének követelésével további híveket toborzott. Verner-Gyöngyösi [2020b] szerint a devizahitelek összes hitelen belüli arányának 10 százalékos emelkedése 2,1 százalékponttal (húsz százalékkal) növelte a Jobbikra leadott szavazatok arányát a megvizsgált irányítószám-körzeteken belül. Ezenfelül a Jobbik támogatottságát erősíthette a gazdasági teljesítmény visszaesése is.

Ezeknek az előítéletesség mértékétől független, de a párt sikerességére hatást gyakorló tényezőknek a kiszűrésére becsüljük az (1) egyenletet, ahol $Jobbik_i$, a Jobbikra leadott listás szavazatok aránya az i -edik járásban, H és dY pedig a lakosság devizahitel-tartozásaira, illetve a helyi gazdasági visszaesés mértékére vonatkozó indikátorok, amelyeket eltérő módon szerepeltetünk az egyenlet különböző specifikációiban.

$$Jobbik_i = \sum_{k=1}^3 \alpha_k H_i^k + \sum_{k=1}^2 \beta_k dY_i^k + u_i. \quad (1)$$

¹³ A Jobbik térnyerése a cigány–magyar együttélés szempontjából zaklatott időszakban történt, amelynek legfontosabb történéseit az olaszliszkai lincselés (2006 vége), a Marian Cosma-gyilkosság (2009 eleje) és a romák elleni gyilkosságsorozat (2008–2009) jelentették. Az idézett sztereotípiák támogatottsága azonban ebben az időszakban nem növekedett sem a teljes népességben, sem a Jobbikon kívüli pártok támogatóinak körében.

1. táblázat

A Jobbik támogatottsága: a devizahitel-válság és a gazdasági visszaesés hatása, az (1) egyenlet becslése (lineáris regresszió)

Függő változó: a Jobbik listás eredménye, 2010

	Együttható	<i>t</i> -érték
NEM TELJESÍTŐ DEVIZAHITEL/LAKOS		
Lineáris tag (<i>H</i>)	9,114***	3,9
Másodfokú tag (<i>H</i> ²)	-72,301***	2,9
Harmadfokú tag (<i>H</i> ³)	174,569**	2,2
MUNKÁLTATÓK ÁRBEVÉTEL-VÁLTOZÁSA		
Lineáris tag (<i>dY</i>)	18,492***	3,2
Másodfokú tag (<i>dY</i> ²)	-9,147***	3,1
Konstans	-9,484***	3,3
A megfigyelések száma	175	
<i>R</i> ²	0,236	
A függő változó átlaga és (szórása)	0,188 (0,057)	

p* < 0,10, *p* < 0,05, ****p* < 0,01.

Forrás: BISZ Központi Hitelinformációs Zrt., KRTK Admin3, valasztas.hu.

A preferált specifikációban a magyarázó változók a nem teljesítő hitelek egy lakosra jutó száma (*H*), valamint ennek négyzete és köbe, kontrollváltozókként a 2008-as lakosok akkori munkáltatóinak 2008 és 2010 közötti árbevétel-változása (*dY*) és annak négyzete. Ennek az egyenletnek a reziduumát használjuk a jobbikos szavazatokban megnyilvánuló előítéletesség közelítő változójaként. Emellett a nyers választási eredményt és egy alternatív becsléssel kapott reziduumot is felhasználunk az alapegyenletünk becsléséhez – ezek részleteit a robusztussági vizsgálatok során tárgyaljuk. A reziduumra a „Jobbik reziduális támogatottságaként” hivatkozunk.

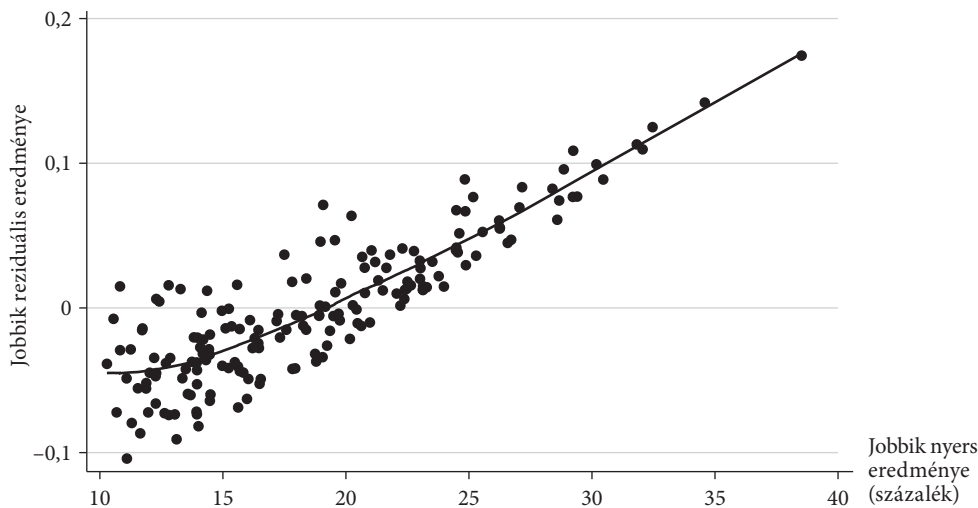
Mint a preferált specifikáció becsléséből (1. táblázat), valamint a kapcsolódó ábrából (F5. függelék) látható, a bedőlt hitelek aránya (*H*) pozitívan és szignifikánsan hatott a Jobbik támogatottságára, megerősítve Verner–Gyöngyösi [2020b], illetve Gyöngyösi–Verner [2022] eredményeit.¹⁴ A szóródás nagy része azonban nem ebből, hanem a romák erős elutasításában meglévő, nagy területi különbségekből adódott. Ezt mutatja a 2. ábra, amelyen a Jobbikra leadott járási szavazati arányok nyers, illetve a válság hatásaitól megtisztított értékeit hasonlítjuk össze. A kétfajta mutató területi szóródása között erős a kapcsolat, az értékek magas Jobbik-támogatottság esetén lényegében megegyeznek. A robusztussági vizsgálatok során meg fogjuk mutatni azt

¹⁴ A Jobbik támogatottsága a válság hatását mérő *dY* változó függvényében fordított *U* alakot követ: a legmagasabb értékek ott figyelhetők meg, ahol az árbevétel 1–5 százalékkal csökkent, de valamivel alacsonyabb volt az ennél is súlyosabb gazdasági visszaesés tartományában, ahol főként dunántúli és Budapest környéki járáások találhatóak.

is, hogy a Jobbik-szavazatok mögött álló előítéletesség-különbségek nemcsak nagyok, hanem időben stabilak is.

2. ábra

A Jobbik nyers és a válság hatásaitól megtisztított reziduális pártlistás választási eredményeinek területi szóródása



Reziduális eredmény: a Jobbik támogatottságát becsülő járási szintű (1) egyenlet reziduuma.
Megjegyzés: a görbét helyileg súlyozott regresszióval (Stata *lowess*) becsültük.

Előítéletesség és Jobbik – közvetlen bizonyíték a Tárki Életpálya-vizsgálatából

A következőkben közvetlen bizonyítékokra támaszkodva érvelünk amellett, hogy a Jobbikra leadott szavazatok területi eltéréseiben valóban a romákkal szembeni erős előítéletesség területi különbségei tükröződnek. A Tárki Életpálya-vizsgálata 2009-es hullámának tizennégy – a cigányokkal kapcsolatos sztereotípiák elfogadottságára vonatkozó – kérdését használjuk annak megmutatására, hogy azok a 17–22 éves nem roma fiatalok, akik a Jobbikot erősen vagy nagyon erősen támogató járásokban éltek, sokkal nagyobb arányban értettek teljesen egyet a romákat elutasító állításokkal.¹⁵

A számítás során első lépésben főkomponens-elemzéssel megvizsgáltuk, hogyan kapcsolódnak össze az összesen 14 állításra adott választások. Mint ahogy az *F6. függelék* alapján látszik, világosan kirajzolódik egy, az elutasító állításokat összefogó első, valamint egy, az elfogadó állításokat tömörítő második főkomponens. A *2. táblázatban* azt a hét változót használtuk, melyek magas factorsúllyal rendelkeztek az elutasító állításokat megragadó első főkomponensben: itt az adott állítással való teljes egyetértést jelző kétértékű változókat regresszáltuk a Jobbik reziduális támogatottsága szerint képzett járáskvintilesekre.

¹⁵ https://adatbanktest.tarki.hu/cgi-bin/katalogus/tarkifo_hun.pl?sorszam=TDATA-H86.

2. táblázat

A Tárki Életpálya-vizsgálatában szereplő, a romákat elutasító állításokkal teljesen egyetértő, 17–22 éves nem roma fiatalok aránya Jobbik reziduális támogatottsága^a szerint képzett járáskvintilisekben (egyéni adatokon becsült lineáris regressziók)

Függő változó: Teljesen egyetért a sztereotip állítással (nem = 0, igen = 1)

	Járáskvintilisek ^b				Konstans	R ²
	2.	3.	4.	5.		
<i>A cigány lakosság számának növekedése veszélyezteti a társadalom biztonságát</i>						
Kontrollváltozók nélkül	0,060***	0,040*	0,083***	0,160***	0,265	0,010
Kontrollváltozókkal	0,062***	0,043*	0,085***	0,163***		0,024
<i>A cigány családokban azért van olyan sok gyermek, mert az utánuk kapott támogatásból akarnak megélni</i>						
Kontrollváltozók nélkül	-0,044**	0,007	0,080***	0,154***	0,468	0,019
Kontrollváltozókkal	-0,043**	0,009	0,080***	0,154**		0,032
<i>Csak helyeselni lehet, hogy még vannak olyan szórakozóhelyek, ahová a cigányokat nem engedik be</i>						
Kontrollváltozók nélkül	0,002	0,006	0,066***	0,124***	0,236	0,010
Kontrollváltozókkal	0,007	0,007	0,061***	0,120***		0,029
<i>A cigányok gondjai megoldódnának, ha végre elkezdenének dolgozni</i>						
Kontrollváltozók nélkül	0,002	0,007	0,044*	0,093***	0,446	0,004
Kontrollváltozókkal	0,001	0,007	0,041*	0,093***		0,008
<i>A bűnözési hajlam a cigányok vérében van</i>						
Kontrollváltozók nélkül	-0,008	0,017	0,053**	0,076***	0,282	0,006
Kontrollváltozókkal	-0,002	0,017	0,046**	0,073***		0,021
<i>A cigányokat teljesen el kell különíteni a társadalom többi részétől</i>						
Kontrollváltozók nélkül	-0,012	-0,006	0,040**	0,066***	0,146	0,007
Kontrollváltozókkal	-0,007	-0,004	0,037**	0,063***		0,018
<i>A cigányok ne akarjanak úgy tenni, mintha nem lennének cigányok</i>						
Kontrollváltozók nélkül	0,001	0,018	0,018	0,048*	0,349	0,001
Kontrollváltozókkal	0,001	0,019	0,016	0,047*		0,007

^a A Jobbik támogatottsága a nem teljesítő devizahitel/népesség arány és a 2008–2010 közötti járási vállalati árbevételváltozás hatásának kiszűrése után.

^b A kvintiliseket a Jobbik reziduális támogatottsága [az (1) egyenlet reziduuma] alapján képeztük. Megjegyzés: a részletes eredményeket lásd az F7. függelékben.

Kontrollváltozók: nem, életkor, apa iskolázottsága, 8. évfolyamos olvasás-szövegértés teszteredmény.

Konstans: a teljesen egyetértők aránya az első kvintilisben. Nem közöljük a kontrollált egyenletek konstansait, amelyek olyan fiktív fiúra vonatkoznak, aki 17 éves, az édesapja 0–7 osztályt végzett, és átlagos olvasás-szövegértés tesztet írt. Ilyen személy nem szerepel a mintában.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$ robusztus standard hibák alapján.

Forrás: Tárki Életpálya-felvétel, 2009-es hullám, nem roma válaszadók. Az esetszámok kérdésenként 6074 és 6606 között szóródnak.

A referenciakategóriát a járások azon egyötöde alkotja, ahol a Jobbik a legrosszabbul szerepelt. Hozzájuk képest az elutasító állításokkal teljesen egyetértők aránya 5–16 százalékponttal (14–60 százalékkal) magasabb volt azokban a járásokban, ahol a Jobbik a legtöbb szavazatot gyűjtötte. Egy kivétellel szignifikánsan (4–8 százalékponttal) több egyetértő választ látunk a negyedik kvintilisben is. Megjegyezzük, hogy a teljes egyetértés a Jobbikot legkevésbé támogató járásokban is meglehetősen gyakori (15–47 százalékos) volt, mint azt a konstansok mutatják.

Fordított okság?

Tanulmányunkban a roma–nem roma foglalkoztatási esélykülönbség mértékére keresleti oldali magyarázatot adunk, és abban kulcsszerepet szánunk a Jobbik támogatottságában megnyilvánuló előítéletességnek, pedig elképzelhető, hogy az etnikai rés a cigányok alacsonyabb munkakínálatára vezethető vissza, és éppen ez erősítette a Jobbikot.

Ennek a fordított irányú kapcsolatnak az erejét vizsgáljuk a 3. táblázatban. Az Élet-pálya-felvétel mintájában maradvá, arra keresünk választ, hogy az egyes járásokban élő munkavállalási korú, nem foglalkoztatott romák mekkora része keresett állást a nem romákhoz viszonyítva, és hogy ez *a)* befolyásolta-e a megkérdezett nem roma fiatalok hajlandóságát arra, hogy a Jobbikra szavazzanak, *b)* erősítette-e az egyetértésüket egy, a cigányok munkakerülésére vonatkozó, széles körben elfogadott állítással. Az ellenhipotézist az támasztaná alá, ha a helyi romák abszolút és relatív – a nem romákhoz viszonyított – álláskeresési intenzitása csökkentené a Jobbik támogatottságát és a fenti állítással egyetértők arányát.

Két modellt becsülünk. Az első egyenlet függő változójának (V) értéke 1, ha a kérdezett a Jobbikot jelölte meg olyan pártként, amelyre szívesen szavazna, és 0 egyébként. A második modell függő változója (A) azt méri, hogy a kérdezett milyen mértékben értett egyet „A cigányok gondjai megoldódnának, ha végre elkezdénének dolgozni” sztereotip állítással: egyáltalán nem (1), inkább nem (2), inkább igen (3), teljes mértékben (4).

A két egyenlet kulcsfontosságú magyarázó változói azt mérik, hogy a járásban élő munkavállalási korú, munkával nem rendelkező romák, illetve nem romák mekkora része keresett magának aktív eszközökkel állást a 2011. évi népszámlálás adatai szerint (s^r és s^n). A V függő változóval egy $V = f(s^r, s^n, X)$ formájú lineáris valószínűségi modellt, az A függő változóval pedig egy $A = f(s^r, s^n, X)$ rangsor-probit modellt becsülünk, ahol X a kontrollváltozók mátrixa.

A táblázatban csak a két kulcsparamétert és a statisztikai egyezőségükre vonatkozó tesztet közöljük, a részletes becslési eredmények az *F7. függelékben* tekinthetők meg.

Mint látható, a romák álláskeresési aktivitására kapott paraméterek negatívak ugyan, de sem nullától, sem a nem romákra kapott paraméterektől nem különböznek statisztikailag szignifikánsan. Nagyságát tekintve is elhanyagolható a hatás: a második sorban szereplő roma paramétert (–0,138) alapul véve például egy teljes

3. táblázat

Szavazási hajlandóság a Jobbikra és egyetértés egy, a cigányok munkakerülésére vonatkozó sztereotip állítással (a járásban élő romák és nem romák álláskeresési intenzitásának hatása)

Minta	Kontrollváltozók	keresési intenzitás		F^a	N
		Nem roma	Roma		
<i>Jobbikra szavazna?</i> ^b (lineáris valószínűségi modell)					
Szűk	nem	-0,046 (0,3)	-0,119 (1,0)	0,85 (0,43)	6617
Szűk	igen	-0,025 (0,2)	-0,138 (1,2)	1,05 (0,35)	6617
Teljes	nem	-0,074 (0,5)	-0,136 (1,3)	1,52 (0,22)	7511
Teljes	igen	-0,054 (0,4)	-0,147 (1,4)	1,69 (0,19)	7511
<i>Egyetért-e a sztereotip állítással?</i> ^c (rangsor-probit)					
Szűk	nem	0,501 (0,9)	-0,549 (1,3)	1,58 (0,45)	6617
Szűk	igen	0,413 (0,8)	-0,582 (1,3)	1,85 (0,40)	6617

^a F -teszt a két együttható egyenlőségére, zárójelben a szignifikancia.

^b A Jobbikra szavazna 12,8 százalék. A változó értéke 1, ha a Jobbikra szavazna, és 0 egyébként.

^c A sztereotip állítás: „A cigányok gondjai megoldódnának, ha végre elkezdenének dolgozni.” Rangsor-probit: 1., 2., 3., 4. 1.: Egyáltalán nem ért egyet (3,5 százalék), 2. inkább nem ért egyet (8,1 százalék), 3. inkább egyetért (41,6 százalék), 4. teljes mértékben egyetért (46,8 százalék). *Minta*: a Tárki Életpálya-vizsgálatában 2009-ben megkérdezett 17–22 éves, nem roma fiatalok. *Szűk minta*: a feltett előítélet-kérdésre válaszoló nem romák.

Teljes minta: minden nem roma válaszadó.

Kontrollváltozók: nem, életkor, apa és anya iskolai végzettsége, 8. évfolyamos standardizált olvasás- és matematika-teszteredmény.

Keresési intenzitás: állást keresők aránya a munkavállalási korú, nem tanuló és nem foglalkoztatott romák és nem romák között a válaszadó járásában a népszámlálás szerint. Az arány azonos (0,37) a két etnikai csoportban, a szórások 0,05 és 0,07.

Megjegyzés: az oszlopokban az együtthatók, alattuk zárójelben a t -, illetve z -statisztikák. A standard hibák járásra klaszterezettek.

Forrás: a Tárki Életpálya-felvételének 2009. évi egyéni adatai, összekapcsolva a 2011. évi népszámlálás egyéni adataiból becsült, járási szintű álláskeresési intenzitási adatokkal.

szórás egységgel (0,07) alacsonyabb roma keresési intenzitás mindössze 1 százalékponttal növelné meg annak a valószínűségét, hogy a kérdezett a Jobbikot jelöli meg preferált pártjaként. Az adatok nem támasztják alá, hogy a romák munkaerőpiaci magatartásának földrajzi eltérései mozgatnák a romákkal szembeni erős előítéletesség területi különbségeit.

Megjegyzés az erős és az átlagos előítéletességről

Hangsúlyozzuk, hogy a Jobbik szavazatarányával a népesség *erősen előítéletes* kisebbségének részarányát mérjük (közelítőleg), és abból nem következtethetünk az előítéletesség átlagos szintjére vagy eloszlásának más momentumaira. Tegyük fel, hogy egy, az etnikai megkülönböztetést nyíltan felvállaló képzeletbeli pártra bizonyos előítéletességi szint fölött szavaznak az emberek, és hogy *B* járásban a párt több szavazatot gyűjt, mint *A* járásban. E helyzet mögött az előítéletesség eloszlásának különféle mintázatai állhatnak. Elképzelhető, hogy a sűrűségfüggvény a két járásban azonos, de *B*-ben az *A* járáshoz képest jobbra tolódott, ezért többen esnek a kritikus előítéletesszint fölé. Egy hasonló következményekkel járó másik eset, ha az eloszlások módusza – és akár az átlaga és a mediánja is – azonos, de *B* népessége polarizáltabb (az eloszlás laposabb), ezért szavaznak többen az előítéleteket nyíltan felvállaló pártra. A Jobbik-szavazatok azonos arányából ilyen és hasonló esetekben nem következtethetünk az *átlagos* lakos vagy a *medián* szavazó előítéletességének mértékére.

Mindezt azért érdemes hangsúlyozni, mert a beckeri modellben a kisebbség reziduális munkaerőpiaci hátrányának területi szóródását nem az átlagos (vagy a kisebbséggel szemben leginkább elfogult) munkáltatók előítéletességének foka magyarázza, hanem a „marginális diszkriminálóé”, aki még éppen fontolóra veszi kisebbségi álláskereső felvételét. Lásd erről a már idézett *Charles–Guryan* [2008] cikket, amely empirikusan is alátámasztja a hipotézist! A beckeri előrejelzés azonban a *munkáltatók* részéről megnyilvánuló *előítéletes* diszkriminációra vonatkozik. A kooperációs zavarok megelőzésére vagy a vásárlók idegenkedésének elhárítására törekvő diszkrimináció ereje azonban józan megfontolás szerint éppen az erősen előítéletes potenciális munkatársak és fogyasztók arányától függ, amit a Jobbik 2010-es választási eredménye valószínűleg jól mér.¹⁶

Kapcsolat a kulcsváltozók között (romák a kisvállalatokban)

A KSH Munkaerő-felmérésének (MEF) adataival megmutatható, hogy a romák az átlagosnál kisebb eséllyel kerülnek be kisvállalatokhoz, és még annál is kevésbé olyan kisvállalati álláshelyekre, amelyek csapatmunkát vagy a vásárlókkal való kapcsolattartást feltételeznek.¹⁷ Az alábbi számítások a felmérés 2015 első negyedéve és 2021 első negyedéve közötti negyedéves hullámainak egyesített keresztmetszeti adatain alapulnak.¹⁸

Az *első állítást* nem nehéz alátámasztani az etnikumra és a foglalkoztató vállalat méretére vonatkozó adatok birtokában, amely utóbbiak a MEF-ben (a népszámlálással

¹⁶ Megjegyezzük, hogy *Becker* [1957] modellje és *Charles–Guryan* [2008] is a bérkülönbségeket magyarázza. A kisebbségnek felkínálni szándékozott alacsonyabb bérek azonban önmagukban is foglalkoztatási különbséghez vezetnek, ha azok tényleges felajánlására nincs mód (a diszkriminációt korlátozó szabályozás vagy a szakszervezeti ellenállás miatt, illetve a belső kereseti hierarchia védelmében). Ha pedig a vállalat mégis piacra lép ezekkel a bérajánlatokkal, azok egy részét a kisebbségi álláskereső nem fogják elfogadni.

¹⁷ A vásárlókkal való kapcsolattartást feltételező állások betöltésénél igen erős diszkriminációt mért *Combes és szerzőtársai* [2016] az afrikai bevándorlókkal szemben franciaországi adatokon.

¹⁸ A népszámláláshoz hasonlóan definiált roma változó 2015 óta szerepel a MEF-ben.

ellentétben) rendelkezésre állnak. A 4. táblázat szerint a romák 2,6, 5,2, illetve 8,4 százalékponttal kisebb arányban dolgoztak 50, 20, illetve 10 főnél kisebb vállalatokban.¹⁹

4. táblázat

Foglalkoztatás kisvállalatokban (a roma etnikum hatása, lineáris valószínűségi modell)

Függő változó: a megfigyelt foglalkoztatott kisvállalatnál dolgozik

	Kisvállalat-definíció		
	2–50 fős	2–20 fős	2–10 fős
Roma	-0,026* (2,0)	-0,052*** (4,3)	-0,084*** (10,6)
Konstans	0,524	0,411	0,265
A megfigyelések száma	165 651	165 651	165 651
R ²	0,002	0,005	0,007
F-teszt	7,8***	17,9***	28,3***

További kontrollváltozók: férfi, életkor, iskolai végzettség, naptári évek.

Minta: MEF (2015. első negyedév–2020. negyedik negyedév), érettségivel nem rendelkező, 15–60 éves foglalkoztatottak legalább kétfős vállalatokban. A vállalkozók, segítő családtagjaik, valamint az alkalmi és közmunkások kizárva. Az egyes személyeknek a mintában egyhat negyedéves megfigyelése lehet. A méretadat a telephelyre vonatkozik.

Megjegyzés: a standard hibák egyénre klaszterezettek. Zárójelben a *t*-értékek.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

A második állítás alátámasztásához további, a MEF-ben nem szereplő információkat is be kell vonni. A munkakör (foglalkozás) két ismérvét használjuk fel: azt, hogy milyen mértékben követel csapatmunkát, illetve a vásárlókkal való közvetlen érintkezést. Az ezt mérő indexeket az amerikai O*Net foglalkozási szintű adatbázisából kiindulva Koren–Pető [2021] fordították át a magyar tipológiára (négyjegyű foglalkozási kódokra). Az O*Net-indexekről részletesen lásd Koren–Pető [2020] írását!²⁰

Megfigyelési egységnek az egyénre jellemző etnikum–vállalatméret–munkakör kombinációt választottuk. Az erre becsült regressziókkal azt vizsgáltuk, hogy a csoportmunkának, illetve a vásárlókkal való találkozásnak a munkakörből adódó gyakorisága milyen mértékű a referenciához (nagyvállalat, nem roma) képest akkor, ha *a*) a munkáltató kisvállalat, *b*) a munkakör betöltője roma, illetve *c*) a munkakör betöltője kisvállalatnál dolgozó roma. Az egyenletek bal oldalán tehát a vizsgált O*Net-indexek értéke áll, a jobb oldalán pedig a roma etnicitást és a vállalatméretet jelző kétértékű változók, valamint ezek interakciója, különböző kontrollokkal együtt.

¹⁹ A 4. táblázatban lineáris valószínűségi modellel becsüljük meg, hogy a megfigyelt foglalkoztatott kisvállalatnál dolgozik-e. Az egyenletek a roma etnicitáson kívül a kérdezett nemét, iskolai végzettségét és a kérdés naptári évét tartalmazó kontrollváltozókat, valamint járás fix hatásokat tartalmaznak. A kisvállalatot különböző mérethatárokhoz kötjük.

²⁰ Köszönjük Koren Miklósnak és Pető Ritának, hogy hozzáférést biztosítottak ezekhez az adatokhoz.

Az 5. táblázat felső blokkjában látható, hogy a romák által betöltött munkakörök kevésbé követelnek csapatmunkát, és ez különösen igaz, ha kisvállalatnál dolgoznak (ahol egyébként gyakoribb a csapatmunka). A 10 fősnél kisebb vállalatoknál dolgozó romák esetében a csapatmunkaindex értéke 3,3 százalékponttal alacsonyabb, ami a mutató szórásának közel negyedrészt teszi ki. A valamivel nagyobb, de még mindig kicsi cégek esetében a különbség a szórásnak durván egyhatoda. Az alsó blokkban

5. táblázat

Csapatmunkát és a fogyasztókkal való kapcsolatot követelő munkakörök a romák és nem romák munkahelyein, vállalatméret szerint (lineáris regressziók)

	Kisvállalat-definíció		
	2–50 fős	2–20 fős	2–10 fős
<i>Függő változó: a megfigyelt személy munkahelye csapatmunkát feltételez (skála: 0–100)</i>			
Roma	-1,022** (2,5)	-1,430*** (3,6)	-1,684*** (4,9)
Kisvállalat	0,564*** (3,0)	0,989*** (5,0)	1,322*** (5,5)
Roma × Kisvállalat	-2,360*** (3,6)	-2,390*** (5,0)	-3,297** (2,3)
Konstans	44,015	43,911	43,966
A megfigyelések száma	165 160	165 160	165 160
R^2	0,004	0,004	0,004
F -teszt	11,07***	12,74***	12,81***
<i>Függő változó: a megfigyelt személy munkahelye a fogyasztókkal való kapcsolatot feltételez (skála: 0–100)</i>			
Roma	-1,712*** (4,0)	-2,204*** (5,3)	-2,630*** (7,2)
Kisvállalat	3,985*** (19,2)	4,709*** (20,8)	5,093*** (18,3)
Roma × Kisvállalat	-3,737*** (5,3)	-4,025*** (5,0)	-4,730*** (3,2)
Konstans	43,011	43,177	43,769
A megfigyelések száma	165 160	165 160	165 160
R^2	0,055	0,058	0,055
F -teszt	111,4***	121,9***	115,0***

További kontrollváltozók: férfi, életkor, szakiskolai végzettség, naptári évek.

Minta: MEF 2015–2020, érettségivel nem rendelkező, 15–60 éves foglalkoztatottak legalább kétfős vállalatokban. Az egyes személyeknek a mintában egy-hat negyedéves megfigyelése lehet. A méretadat a telephelyre vonatkozik.

A függő változók átlagai (szórásai): csapatmunka: 43,5 (14,6), fogyasztók: 39,9 (16,1).

Megjegyzés: a standard hibák egyénre klaszterezettek. Zárójelben a t -értékek.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

a függő változó az adott munkakörnek a fogyasztókkal való kapcsolatát mérő index. Kisvállalatokban jóval gyakrabban fordulnak elő ilyen munkakörök. A romák általában is kisebb valószínűséggel érintkeznek munkájuk során a fogyasztókkal, de ez különösképpen így van, ha kisvállalatnál dolgoznak, mint azt az interaktív tag együtthatói mutatják. A hatások a függő változó szórásának 23, 29, illetve 32 százalékát teszik ki az 50, 20, illetve 10 fősnél kisebb vállalatokban.

A népszámlálás esetében használt modellünket, amelyben a járási szintű változók kulcsszerepet játszanak, nem tudjuk megbecsülni a MEF adataival. A felvétel mintája kicsi, a censusának 2011-ben alig több mint fél százalékát tette ki, járásokra nem reprezentatív, és nem is minden járás szerepel benne. A MEF-adatok ugyanakkor rávilágítanak arra, hogy a romák alulreprezentáltak a kisvállalatokban, és alátámasztják azt a feltételezésünket, hogy ebben szerepet játszik a munkatársi és fogyasztói előítéletesség, illetve az ezek által ösztönzött munkáltatói diszkrimináció.

A járásokon belüli etnikai foglalkoztatási rés (becslés és predikció)

A fenti előkészületek után cikkünk alaphipotézisének ellenőrzésére az alábbi lineáris valószínűségi modellt becsüljük a népszámlálás egyéni adatain:

$$e_{ij} = \beta_1 r_{ij} + \beta_2 r_{ij} J_j + \beta_3 r_{ij} K_j + \beta_4 r_{ij} J_j K_j + \theta_j + \mathbf{X}_{ij} \boldsymbol{\gamma} + u_{ij}, \quad (2)$$

ahol $e_{ij} = 1$, ha a j -edik járásban lakó i -edik személy foglalkoztatott, és $r_{ij} = 1$, ha roma. K_j a harmincfősnél kisebb vállalatoknál foglalkoztatottak aránya a járásban. A preferált specifikációban J a Jobbikra leadott szavazatok aránya az összes listás szavazatból a devizahitel-tartozások és a vállalati árbevételváltozás hatásának kiszűrése után [az (1) egyenlet reziduuma]. Mivel J ebben a specifikációban becsült változó, a standard hibákat kétlépéses *bootstrap* eljárással számítottuk.²¹ θ_j járás fix hatásokat jelöl, \mathbf{X}_{ij} a kontrollváltozók mátrixa, u_{ij} pedig véletlen hibatag. A modellt külön-külön becsültük férfiakra és nőkre. Hipotézisünk szerint $\beta_4 < 0$.

A predikciókat a (2) egyenlet paramétereire, valamint J és K kitüntetett értékeire alapozzuk. A kisvállalati részarány esetében ezek az értékek 20, 25, 30, 35, 40 és 45, a Jobbik reziduális támogatottsága esetében pedig -5 , 0 , 5 és 10 . Az értékek megválasztásánál – a mintán kívülre beclést elkerülendő – figyelembe vettük a J és a K együttes eloszlását, és nem prediktáltunk azokra az értékpárookra, amelyek mögött nem állt elég eset (lásd az F8. [függelék](#) ábráját).

Arra vagyunk kíváncsiak, hogy a nem roma munkavállalókkal azonos demográfiai, családi, munkaerőpiaci és társadalmi helyzetűnek feltételezett (tehát az \mathbf{X} -ekben azonos) roma munkavállalók foglalkoztatási hátránya hogyan alakul, ha magasabb a Jobbikra leadott szavazatok részaránya és nagyobb a kisvállalatok súlya. A választott értékeket az a és b alsó indexekkel jelölve:

²¹ Az (1) egyenletet 30, a (2) egyenletet 500 ismétléssel becsültük, utóbbi esetben cserélgetve az (1) egyenletből számított reziduumokat. A (2) egyenlet J tagot tartalmazó két változója esetében standard hibaként az eljárás során keletkezett, változónként 15 000 paraméter szórását vettük figyelembe.

$$\left[\left(e_{a,b}^R - e_{a,b}^N \right) \middle| X, \theta \right] = \beta_1 + \beta_2 J_a + \beta_3 K_b + \beta_4 J_a K_b. \tag{3}$$

Várakozásunk szerint a különbség akkor a legnagyobb, ha a két indikátor értéke egyidejűleg magas. A prediktált értékek standard hibáját a $H_0: \beta_1 + \beta_2 J^* + \beta_3 K^* + \beta_4 J^* K^* = 0$ hipotézissel teszteljük, a Stata *lincom* eljárásával, ahol (J^* , K^*) egy kitéüntetett értékpár.

Eredmények

A becslési eredmények a 6. táblázatban láthatók. Az összehasonlítás kedvéért a táblázat (1)–(2), illetve (4)–(5) oszlopaiban megadtuk a nyers és a kontrollváltozók kiszűrése utáni reziduális etnikai foglalkoztatási rés értékét. Az interaktív modellnek megfelelő (2) egyenlet becslési eredményeit a táblázat (3) és (6) oszlopaiban közöljük. A háromszoros interaktív tag paramétere (β_4) várakozásunknak megfelelően negatív és szignifikáns mindkét nemre.

6. táblázat

A roma etnikum, a Jobbik támogatottsága és a kisvállalat-sűrűség hatása a foglalkoztatás valószínűségére (lineáris valószínűségi modellek)

	Férfiak			Nők		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Roma	-0,310*** (145,1)	-0,112*** (22,8)	-0,105*** (5,9)	-0,340*** (221,7)	-0,059*** (15,8)	-0,071*** (5,8)
Roma × Jobbik			0,959*** (2,6)			0,851*** (2,9)
Roma × Kisvállalat			-0,037 (0,5)			0,036 (0,7)
Roma × Jobbik × × Kisvállalat			-3,933*** (2,5)			-2,317** (1,9)
Konstans	0,670*** (1583)	-0,371*** (19,6)	-0,370*** (19,6)	0,492*** (946,2)	-0,785*** (35,2)	-0,784*** (35,1)
Kontrollváltozók		igen	igen		igen	igen
Járás fix hatások		igen	igen		igen	igen
A megfigyelések száma	1 257 207	1 257 207	1 257 207	985 713	985 713	985 713
R ²	0,017	0,237	0,237	0,027	0,246	0,252

Jobbik: a Jobbik támogatottságának az (1) egyenletből számított reziduuma.

Kisvállalat: a 2–30 fős kisvállalatok részaránya a járási foglalkoztatásban.

Megjegyzés: zárójelben a *t*-értékek. A Roma × Jobbik és Roma × Jobbik × Kisvállalat standard hibáját kétlépéses *bootstrap* eljárással becsültük, a főszövegben leírt módon. A kontrollváltozók listáját lásd az F1. *függelékben*. A mintáról lásd az F2. *függelék*et.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Forrás: Népszámlálás (2011), Bértarifa-felvétel (2011), GSZR (2010), valasztas.hu.

Az interaktív tagokat is tartalmazó becslés viselkedését csak a prediktált értékek alapján láthatjuk pontosan. A 7. táblázatban közölt értékek azt mutatják, mekkora egy roma férfi vagy nő foglalkoztatási hátránya egy azonos X jellemzőkkel rendelkező nem romához képest a választott J és K értékek mellett. Alattuk zárójelben az adott pontra becsült érték standard hibája látható.

7. táblázat

Prediktált roma–nem roma foglalkoztatási esélykülönbség a Jobbik (reziduális) támogatottság és a kisvállalat-sűrűség kitüntetett értékeinél

A Jobbik reziduális támogatottsága ^a	Kisvállalatok súlya (százalék)					
	20	25	30	35	40	45
FÉRFIAK						
-5	-0,121 (0,007)	-0,113 (0,007)	-0,105 (0,012)	-0,097 (0,017)	-0,089 (0,023)	-0,081 (0,029)
0	-0,112 (0,005)	-0,114 (0,005)	-0,116 (0,006)	-0,118 (0,009)	-0,120 (0,013)	-0,121 (0,016)
5	-0,103 (0,007)	-0,115 (0,006)	-0,127 (0,006)	-0,139 (0,009)	-0,150 (0,012)	-0,162 (0,015)
10	-0,095 (0,010)	-0,116 (0,009)	-0,138 (0,012)	-0,159 (0,016)	-0,181 (0,021)	-0,202 (0,027)
NŐK						
-5	-0,083 (0,008)	-0,075 (0,007)	-0,067 (0,009)	-0,060 (0,011)	-0,052 (0,014)	-0,045 (0,018)
0	-0,063 (0,004)	-0,061 (0,004)	-0,060 (0,005)	-0,058 (0,007)	-0,056 (0,009)	-0,054 (0,011)
5	-0,044 (0,004)	-0,048 (0,005)	-0,052 (0,008)	-0,056 (0,011)	-0,060 (0,015)	-0,064 (0,018)
10	-0,024 (0,008)	-0,034 (0,009)	-0,044 (0,013)	-0,054 (0,019)	-0,063 (0,025)	-0,073 (0,031)

^a A Jobbik támogattságának az (1) egyenletből számított reziduuma.

Megjegyzés: a számítás módjáról lásd a (3) egyenletet. A kitüntetett értékek kiválasztásáról lásd az F8. függelékét.

Az átlagos ($J=0$, $K=30$), valamint a releváns szélső értékek vastagon, a mintán kívülre becsült értékek pedig halvány szürkével szedve. Zárójelben a becsült értékek standard hibája.

A 7. táblázatot az átlagos J - és K -szintek közelében lévő $J=0$, $K=30$ pontból kiindulva érdemes olvasni (vastagon szedve). A férfiak táblázatában innen balra vagy jobbra haladva az értékek alig változnak. Alacsony J -szint ($J=-5$) mellett a hátrány még valamelyest csökken is, ahogy K magasabb értékei felé haladunk. Ahol erősebb a Jobbik támogatása ($J=5$), ott a hátrány súlyosbodik K növekedésével, és ez különösen igaz, ha a párt támogatottsága még ennél is erősebb ($J=10$). Az alacsony (20 százalékos) és a közepesnek számító 30 százalékos kisvállalat-sűrűséghez tartozó predikciók közötti különbség ebben az esetben 4,3 százalékpont.

Oszlop szerint haladva azt látjuk, hogy a hátrány a Jobbik támogatottságának függvényében alacsony kisvállalat-sűrűség ($K=20$) esetén csökken, $K=25$ esetén nem változik, ennél nagyobb kisvállalat-sűrűség esetén viszont súlyosbodik. A táblázatban átlósan, a bal felső sarokból jobbra lefelé haladva jól látszik, ahogy a romák foglalkoztatási hátránya egyre súlyosabbá válik J és K együttes növekedésének hatására.

A nőkre vonatkozó eredmények eltérő képet festenek. Erőteljesebb az a férfiaknál is megfigyelhető mintázat, hogy alacsony J esetén a rés szűkül K növekedésével, alacsony K esetén pedig különösen nagyot csökken, ahogy a magas J -értékek felé haladunk. A hipotézisünk szerint várt összefüggés, amely szerint a foglalkoztatási rés magas J esetén K -val, magas K esetén pedig J -vel szélesedik, csak a legmagasabb értékek tartományában figyelhető meg, és az eltérések ott sem szignifikánsak.

Két okot említhetünk arra, hogy a nők esetében a várt összefüggés nem teljesül. Egyfelől, a roma nők legnagyobb számban olyan foglalkozásokban dolgoznak, amelyek jellemzően nagy szervezetekben fordulnak elő, ami csökkenti a diszkriminációnak való kitettségüket. Ezek a foglalkozások (szemégyűjtő és utcaseprő, intézményi takarító és kiegészítő, egyszerű mezőgazdasági csomagoló-, palackozó- és címkézógép-kezelő, villamosberendezés-összeszerelő, mechanikaigép-összeszerelő) ráadásul igen kevésbé igényelnek csapatmunkát vagy a fogyasztókkal való kapcsolatot. A férfiak foglalkozási és vállalatméret szerinti összetétele ennél sokkal kiegyenlítettebb, mint az az *F9. függelékben* látható.

Másfelől, a nőknél a hipotézisünkben feltételezett, tisztán keresleti oldali mechanizmus az etnikai különbségnek eleve viszonylag kis részét magyarázhatná. A kínálati döntések itt többet számítanak: amikor alapegyenletünkben a családösszetételre, az ingázási lehetőségekre és más, a munkavállalási döntés szempontjából fontos tényezőkre kontrolláltunk, az a férfiaknál az egyharmadára, a nőknél viszont az egyhatodára szűkítette az etnikai rést [6. táblázat (1)–(2) és (3)–(4) oszlop]. Ez nem véletlen: a roma családokban élő munkavállalási korú nők 86 százaléka nevel 0–14 éves gyereket, míg a nem romáknál ez az arány csak 68 százalék. Munkavállalási szempontból ennél is fontosabb, hogy kettőnél több gyereke 50, illetve 31 százaléknak van. Továbbá, a dolgozó roma családoknak 39 (közmunka nélkül számítva csak 32) százaléka kétkeresős, míg a nem roma családoknak 67 (illetve közmunka nélkül 66) százaléka. (Részletesen lásd az *F10. függelék*et.)²² Az arányok nyilvánvalóvá teszik, hogy a roma nők esetében a kínálati döntések különösen erős szerepet játszhatnak a foglalkoztatás alakításában.

Alternatív magyarázatok és robusztussági vizsgálatok

A megfigyelt összefüggést elvileg más mechanizmusok is magyarázhatnák, és a használt változókat másképpen is mérhetnénk. Ezen ellenvetések relevanciáját vizsgáljuk az következőkben.

²² Roma családról akkor beszélünk, ha a család legalább egy tagja romának vallotta magát, dolgozó családról, ha legalább egy tagja dolgozik. Munkavállalási korú, aki 15–64 éves. A fenti számok a MEF KRTK 2015–2020. évi hullámaiból származnak.

ALTERNATÍV MUTATÓK A JOBBIK TÁMOGATOTTSÁGÁNAK MÉRÉSÉRE • A Jobbik támogatottságát többféleképpen mértük. A főszövegben erre az (1) egyenletnek az 1. táblázatban becsült reziduumát használtuk. A (2) foglalkoztatási egyenletet azonban megbecsültük a nyers Jobbik változóval és egy alternatív modellből becsült reziduummal is. Mint az F11. függelékben látható, a minket leginkább érdeklő hármás interakció paramétere mindhárom specifikációban, a férfiakra és a nőkre egyaránt negatív, szignifikáns és mértékét tekintve számottevő.

JOBBIK-SZAVAZATOK ÉS ELŐÍTÉLETESSÉG: A 2010. ÉVI VÁLASZTÁSI EREDMÉNYEK „HATÁSA” 2001-BEN • Amennyiben a Jobbik 2010-es támogatottsága – és kiváltésképpen annak a 2008–2010-es válság hatásaitól megtisztított része – valóban jó mércéje a helyi népesség erős előítéletességének, és feltesszük, hogy ez utóbbi lassabban változik, mint a politikai kínálat, akkor azt várjuk, hogy a Jobbik 2010-es eredménye mint az előítélet közelítő változója az akkor tapasztalathoz hasonlóan hat a roma–nem roma foglalkoztatási résre korábbi vagy későbbi időpontokban is. Ezt a rendelkezésre álló adatokkal úgy tudjuk ellenőrizni, ha a (2) foglalkoztatási egyenletünket megbecsüljük a tíz évvel korábbi, 2001. évi foglalkoztatási, etnikai és kisvállalat-sűrűségi változókkal, valamint a Jobbik 2010. évi támogatottságát mérő indikátorainkkal.

Mint az F12. függelékben bemutatott regressziós eredményekből látható, az így specifikált foglalkoztatási egyenlet ugyanúgy viselkedik, mint a 2011-es adatokat használó modellünk: a Roma \times Jobbik és a kulcsfontosságú Roma \times Jobbik \times Kisvállalat interakciókra kapott paraméterek nemcsak előjelükben, hanem nagyságrendjükben is hasonlóak a 2011-es egyenletben kapottakhoz. Ez további érv emellett, hogy a 2010-es Jobbik-szavazatokat jogosan használjuk az előítélet közelítő változójaként, és arra enged következtetni, hogy az előítéletességben meglévő területi különbségek nemcsak nagyok, hanem időben stabilak is. A tanulmányunkban vizsgált mechanizmust megfelelő adatok birtokában más időpontokban is tetten érhetnénk.

A KISVÁLLALAT-SŰRŰSÉG CSAK KÖZELÍTŐ VÁLTOZÓ AZ ÁGAZATI ÖSSZETÉTELRE? • Felvetődhet, hogy a kisvállalat-sűrűség eltérései mögött valójában az ágazati összetételben (technológiában) fennálló különbségek húzódnak meg. Megvizsgáltuk ezért, hogy milyen eredményeket kapnánk, ha a (2) egyenletben szereplő kisvállalat-sűrűség mutatónkat különféle ágazati részarányokra cserélnénk (mezőgazdaság, építőipar, szolgáltatás). Az eredmények szerint (F13. függelék) ezek nem helyettesítik a kisvállalat-sűrűség mutatóját.

A ROMA MUNKAERŐ GYENGÉBB MINŐSÉGŰ OTT, AHOL SOK A KISVÁLLALAT ÉS ERŐS A JOBBIK? • Felmerülhet a gyanú, hogy a roma álláskereső foglalkoztatási hátrányát különféle meg nem figyelt minőségi jellemzők magyarázzák. Vajon nem arról van-e szó, hogy valójában ilyen, nehezen mérhető tulajdonságokra visszavezethető lemaradások tükröződnek abban, amit mi – tévesen – a Jobbik erejének és a kisvállalat-sűrűségnek tulajdonítunk? Hogy ezt az értelmezést kizárjuk, megpróbáltuk a roma és nem roma munkaerő esetleges minőségkülönbségét egy közelítő változóval megmérni, és a (2) egyenletünket újrabecsülni úgy, hogy a Jobbik szavazati arányát erre a közelítő változóra cseréltük. A teszt akkor zárja ki a szóban forgó alternatív magyarázatot, ha a minőségkülönbséget reprezentáló változók hatása a foglalkoztatási különbségekre nem különbözik nullától.

A roma és nem roma munkaerő esetleges minőségkülönbségét – más fogódzó híján – az iskolai szegregáció múltbeli mértékére vonatkozó adatokkal ragadjuk meg, figyelembe véve, hogy a roma tanulók szignifikánsan rosszabbul teljesítenek az Országos kompetenciamérés tesztein, ha szegregált környezetben tanulnak (*Kertesi-Kézdi* [2009], [2012]).

A járási szintű iskolai elkülönülést a szegregációs index ($0 \leq S \leq 1$) mutatójával mérjük, amelynek 0 értéke a szegregáció teljes hiányára, 1 értéke tökéletes szegregáltságra utal.²³ Az indexeket az 1985., 1989. és 1992. évi iskolasoros oktatási adatbázisokból²⁴ számítottuk ki, és a járásokat e három év adatának súlyozatlan átlagaival jellemeztük. Az indikátor értékei a 0,01 és 0,43 közötti tartományban szóródnak (az átlag 0,09, a szórás 0,07).

Feltevésünk szerint, ahol a szegregációs index magas volt 20-25 évvel a 2011-es népszámlálás előtt, ott rosszabb általános iskolai oktatást kaptak a roma gyerekek, és ezeken a helyeken a roma felnőttek később – feltéve, hogy ugyanott élnek 2011-ben is – rosszabb kognitív készségekkel rendelkeznek.²⁵ Az *F14. függelékben* az alapegyenletünket megbecsültük úgy, hogy a Jobbik szavazati aránya helyett a szegregációs mutatót vontuk be. Az alternatív értelmezés érvényessége ellen szól, hogy a múltbeli iskolai szegregációval erősebben sújtott járásokban nem mutatható ki szignifikáns mértékű reziduális etnikai foglalkoztatási hátrány a magasabb kisvállalat-sűrűségű helyi munkaerőpiacokon.

KIHAGYOTT CSOPORTOK: VAN MENEKVÉS A DISZKRIMINÁCIÓ ELŐL? • Elemzésünk a bérmunka világára vonatkozik, a vizsgált mintában eleve nem szerepelnek a vállalkozók és segítő családtagjaik, valamint az alkalmi és közmunkások. Csak-hogy – érvelhetne valaki – ha a romákat súlyos hátrány éri a bérmunka piacán, kár-pótolhatják magukat azzal, hogy vállalkozásba kezdenek vagy alkalmi, illetve közmunkába lépnek: a megélhetés szempontjából ezek a foglalkoztatási formák akár versenyképesek is lehetnek az alkalmazotti státusszal. Az *F15. függelékben* megvizsgáljuk, hogy a 15–60 éves, érettségivel nem rendelkező roma népességben gyakoribb-e a vállalkozás, az alkalmi munka és a közfoglalkoztatás ott, ahol szélesebb a bérmunka világan belül mért etnikai rés. Az eredmények szerint minél nagyobb a cigányok hátránya a bérmunka piacán, annál *kisebb* valószínűséggel vállalkoznak vagy végeznek alkalmi munkát, viszont (legalábbis a férfiak) annál nagyobb arányban lépnek közmunkába. Figyelembe véve, hogy a közmunkásbér még a minimálbérnél is jóval alacsonyabb, ez nem tekinthető a piaci munkavállalás vagy a vállalkozás teljes értékű alternatívájának. A valódi munkaerőpiacon a munkalehetőségek pozitívan korrelálnak. Egy szórásegységnyi foglalkoztatási lemaradás a bérmunka területén a roma férfiak körében egynegyed szórásegységgel csökkenti a vállalkozóvá válásuk, illetve alkalmi munkavállalásuk esélyeit. A nők körében ezek a hatások még erőteljesebbek: 0,4 szórásegység körüli értékeket tesznek ki.

²³ A mutató képzéséről lásd *Kertesi-Kézdi* [2009].

²⁴ A mai KIR-STAT (https://www.kir.hu/kir_stat/) elődjének tekinthető iskolasoros oktatási adminisztratív adatokat az 1980–1990-es években a Művelődési és Közoktatási Minisztérium statisztikai osztálya gyűjtötte. Ezek az adatbázisok megtalálhatók a KRTK Adatbankjában.

²⁵ A nem kognitív készségekről nem állnak rendelkezésre területileg megbontható adatok.

Összegzés és szakpolitikai következtetések

Tanulmányunkban kísérletet tettünk a környezet előítéletessége mint ok, valamint a vállalatméret-eloszlás mint közvetítő szerepének feltárására a helyi munkaerőpiacon belüli roma–nem roma reziduális foglalkoztatási rés alakításában. Feltételezésünk szerint az etnikai előítéletesség könnyebben vezet foglalkoztatási diszkriminációhoz olyan piacokon, ahol magas a kisvállalatoknál dolgozók aránya.

Hipotézisünket 2011-es keresztmetszeti adatokkal teszteltük, kiaknázva, hogy ekkor az előítéletesség olyan erővel nyilvánult meg a politikai szimpátiákban – és vált ezen keresztül mérhetővé –, amire sem korábban, sem később nem volt példa. A korabeli Jobbik támogatottságára vonatkozó adatokkal az *erősen előítéletes* népesség részarányára tudtunk közelítő becslést adni. Szoros kapcsolatot mutattunk ki a magas Jobbik-szavazati arány és a romákat elutasító sztereotípiák teljes elfogadása között. Ugyanakkor nem találtunk összefüggést egyfelől a Jobbik választása és a diszkriminatív állításokkal való azonosulás, másfelől a nem foglalkoztatott romák álláskeresési intenzitása között: ennek alapján elvetettük azt a felvetést, hogy a romák „munkakerülő magatartása” vezetett volna a Jobbik erőteljes támogatásához.

Adatokkal is alátámasztott érvelésünk szerint a környezet erőteljes előítéletessége elsősorban a potenciális munkatársak és fogyasztók elutasító viselkedése – az emiatt várt üzleti veszteségek – révén vezet munkaerőpiaci megkülönböztetéshez, különösen kisvállalati környezetben, ahol nagyobb a konfliktusos érintkezések (a csapatmunka és a fogyasztókkal való találkozás) valószínűsége.

Eredményeink alátámasztják a feltételezést, hogy az erős előítéletesség kisvállalati környezetben növeli a romák relatív foglalkoztatási lemaradását a helyi munkaerőpiacon belül, azonos személyes, családi és települési jellemzők esetén is. Határozott következtetést az átlagnál erősebb (a Jobbik támogatottságával mért) előítéleteség és magasabb kisvállalati részarány esetére tudtunk megfogalmazni. Azt találtuk, hogy ha e két kulcsváltozó közül az egyik alacsony, akkor a másik növekedésével a foglalkoztatási rés nem változik, vagy akár szűkül is, ahol viszont az egyik magas, ott a másik emelkedésével szélesebbé válik. Ha mindkét változó értéke magas, akkor a férfiak – a roma családok többségében egyedüli kenyérkeresők – esetében az átlagosnál 2,3–4,8 százalékponttal nagyobb reziduális foglalkoztatási rést becsültünk, ami az átlagos járásban mért 11,6 százalékpontos etnikai különbséghez viszonyítva jelentős (20–40 százalékos) többlethátrányról tanúskodik. A nőknél kisebb szerephez jut a tanulmányban vizsgált keresleti oldali mechanizmus. Az előítéletes diszkrimináció szerepét tompítja, hogy a roma nők nagy része diszkriminációnak kevésbé kitett foglalkozásokban dolgozik, és felülírhatja, hogy a foglalkoztatásukra erősebben hatnak a munkaerőpiaci részvételre vonatkozó kínálati döntések.

Az elemzéssel természetesen nem merítettük ki az előítéletességtől a foglalkoztatási hátrányhoz vezető mechanizmusok tárházát. *a)* Láttuk, hogy a romákat elutasító („*A cigányok ...*” szavakkal kezdődő, eleve diszkriminatív) sztereotípiákat a népesség széles rétegei osztják, még a Jobbik támogatottsága alapján legkevésbé előítéletesnek tűnő vidékeken is. Ez – ha ismeretlen mértékben is – bizonyára szerepet játszik az *átlagos* reziduális rés kialakulásában. *b)* Homályban marad az *előítéletes munkáltatói*

diszkrimináció szerepe. Ez elterjedtebb lehet ugyan, ha a helyi munkaerőpiacon sok az erősen előítéletes vállalkozó, de a kompetitív beckeri modell szerint a kisebbség hátrányának mértékét nem ez, hanem a marginális diszkrimináló előítéletességének foka jelzi előre. Ennek empirikus vizsgálatához olyan, a földrajzi egységeken belüli előítélet-eloszlásokra vonatkozó, lehetőleg longitudinális adatokra lenne szükség, mint amilyenekkel például a *Charles–Guryan* [2008] tanulmány dolgozott. c) A megkülönböztetés egy további forrása, ha a munkáltató a csoportszintű *termelékenységre* vonatkozó információt használ az egyéni termelékenység előrejelzésére. Nincs ugyan bizonyíték a romák csoportszinten alacsonyabb termelékenységére, de a gyanút megalapozza, hogy a roma gyerekek az átlagnál rosszabb oktatást kapnak, és családjaik sokaságában hiányoznak a feltételek az átlagos kognitív és nem kognitív készségek elsajátításának támogatásához.²⁶ Mivel a gazdaság széles területein a munkatársak hatnak egymás teljesítményére (*Mas–Moretti* [2009]), a vélelmezett csoportszintű különbség alapján a munkáltatók egy része számára kifizetődőbbnek tűnhet elutasítani a kisebbségi jelentkezőket, mint gondosan feltérképezni az egyéni készségeiket. A termelékenységre vonatkozó várakozások területi megoszlásáról azonban sem adataink, sem feltevéseink nincsenek.

Elemzésünk évéhez képest javult a romák munkaerőpiaci helyzete. A nyers románem roma foglalkoztatási különbség a 15–60 éves, érettségivel nem rendelkező népességben 2011-ben 32 százalékpont, 2016-ban a mikrocenzus szerint 29 százalékpont, 2017–2020-ban pedig a MEF adatai szerint átlagosan 27 százalékpont volt.

Változott a politikai paletta is. 2010 után a Jobbik fokozatosan eltávolodott a nyílt cigányellenes retorikától, és ma (a 2022-ben hat parlamenti mandátumhoz jutott Mi Hazánk pártot leszámítva) nincs olyan politikai erő a porondon, amely kendőzetlenül képviselne rasszista nézeteket.

Abból azonban, hogy átmenetileg meggyengült az erős előítéletesség országos szintű *politikai képviselése*, nem következtethetünk a romák elutasítottságának mérséklődésére. Mint láttuk, a népesség egészében a Jobbik felívelése idején nem növekedett az előítéletesség. Ahogy a Jobbik megerősödésével nem változott az előítéletek átlagos mértéke, úgy a Jobbik „profilváltása” után sincs okunk azt gondolni, hogy az országban uralkodó romaellenes érzületek meggyengültek volna. Azt sincs okunk feltételezni, hogy ma ne működne a tanulmányunkban vizsgált közvetítő mechanizmus: 2015 és 2020 közötti adatokkal mutattuk meg, hogy a romák különösen nagy hátrányt szenvednek, amikor csapatmunkát vagy a fogyasztókkal való kapcsolatot követelő kisvállalati munkahelyek betöltéséről van szó.

A romák foglalkoztatási hátrányának csökkenésében a döntő szerepet minden bizonnyal az játszotta, hogy 2013 után, egészen a koronavírus-járvány kitöréséig, javult a képzetlen munkaerő piacának állapota: az érettségivel nem rendelkező 15–60 évesek foglalkoztatási rátája 2011 és 2019 vége között – közmunka nélkül számítva is – 58-ról 75 százalékra nőtt, a munkanélküliek aránya pedig 11-ről 4 százalékra

²⁶ Az ilyen feltételek azonossága esetén nem mutatható ki etnikai különbség a kognitív készségeket mérő teszteken (*Kertesi–Kézdi* [2012]). A feltételek azonban nem azonosak.

csökkent.²⁷ Erőteljesen növekedett a betöltetlen álláshelyek száma, megszorodtak a munkaerőhiánnyal kapcsolatos panaszok, emelkedett a foglalkoztatási szolgáltatásnál bejelentett üres állások száma, és súlyosbodott a vállalati kikerdezésekben mért munkaerőhiány (*Köllő és szerzőtársai* [2017]). A munkaerőért folyó élesebb verseny önmagában is csökkenti a munkáltatók diszkriminációs hajlandóságát.

Az eredményekből néhány fontos szakpolitikai következtetés adódik. A diszkriminatív gyakorlat elleni fellépést az itt vizsgált mechanizmus működése megnehezíti, mert a jogszabályok és a civil kontroll kevésbé hatnak a kisvállalatokra. Megfontolandó ezért olyan támogatási formákat választani, amelyek elősegítik, hogy a roma álláskeresőket bekerülhessenek a kisüzemekbe, boltokba és szolgáltatóegységekbe, ahol a munkáltató tapasztalatot szerezhet a termelékenységükről, valamint a munkatársak és a vásárlók reakcióiról. Ezt nem pótolja a valódi munkaerőpiactól élesen elkülönülő közfoglalkoztatás.

Ám a probléma gyökerét ez sem kezeli. A diszkriminatív gyakorlat mögött mélyebb megkülönböztetés húzódik meg: a *stigma*, amelynek jelenlétét világosan jelzi az elutasító sztereotípiákkal való széles körű egyetértés. Ahogy *Loury* [2006] (156. o.) írja: „Ha a diszkrimináció diagnózisának adunk hitelt, akkor a káros és rosszindulatú cselekedetekben kell keresnünk a probléma okát... Ha viszont a *stigmában* látjuk a probléma forrását, akkor az alattomos gondolkodási szokásokat, a társadalmi érintkezés szelektív mintáit, a társadalmi megismerés torz folyamatait, valamint a közgondolkodás torzulásait kell nagyító alá helyezni. [...] a cél az, hogy megakadályozzuk a faji jegyekhez tapadó megalázó jelentések újratermelődését, hogy a következő generációknak már ne kelljen a faji stigma szörnyű örökségétől szenvedniük.” Ezen nem jogi és foglalkoztatáspolitikai eszközökkel, sokkal inkább az oktatásban,²⁸ a civil szerveződésekben, valamint a médiában és a közbeszédet befolyásoló más terepeken kell dolgozni.

Hivatkozások

- AEBERHARDT, R.–FOUGÈRE, D.–POUGET, J.–RATHELOT, R. [2010]: Wages and Employment of French Workers with African Origin. *Journal of Population Economics*, Vol. 23. No. 3. 881–905. o. <https://doi.org/10.1007/s00148-009-0266-3>.
- ARROW, K. J. [1972]: Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market. Megjelent: *Pascal, A. H.* (szerk.): *Racial Discrimination in Economic Life*. Lexington Books, 187–203. o.

²⁷ Saját számítás a MEF 2011. negyedik negyedév és 2019. negyedik negyedév közötti hullámai alapján. Az utóbb említett adatok nem a munkanélküli-rátára, hanem a munkanélküliek népességen belüli arányára utalnak.

²⁸ Az 1960–1970-es évek amerikai polgárjogi mozgalmai az oktatásban érték el a legnagyobb és leginkább tartósnak bizonyuló sikereiket: „Noha a különböző bőrszínű tanulók közti barátságok még mindig inkább a kivételt jelentik, mint a szabályt, ma már rutinnak számít az, ahogy a szabadidős egyesületek sokaságában létrejövő »laza kapcsolatok« áthidalják a faji választóvonalakat. Etnikailag vegyes futballcsapatok és birkózóegyesületek, diákzenekarok és iskolai klubok ezrei nyújtanak lehetőséget az általános és középiskolák diákjainak arra, hogy a másik faji vagy etnikai csoport tagjait önálló egyénként, és ne faji sztereotípiák megtestesítőjeként lássák. Lehet, hogy az iskolai deszegregáció tökéletlen forradalom volt, és eredményei elmaradtak attól, amit az integráció hívei eredetileg megálmodtak, mégis igazi forradalom volt.” (*Clotfelter* [2004] 10. o.)

- ARROW, K. J. [1973]: The Theory of Discrimination. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Rees, A.* (szerk.): *Discrimination in Labor Markets*. Princeton University Press, Princeton, 3–33. o.
- BAERT, S. [2018]: Hiring Discrimination: An Overview of (almost) All Correspondence Experiments since 2005. Megjelent: *Gaddis, S. M.* (szerk.): *Audit studies: Behind the Scenes with Theory, Method, and Nuance*. Methodos Series, Vol. 14. Springer, Cham, 63–77. o. https://doi.org/10.1007/978-3-319-71153-9_3.
- BAERT, S.–VUJIĆ, S. [2016]: Immigrant Volunteering: a Way out of Labour Market Discrimination? *Economics Letters*, Vol. 146. 95–98. o. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.07.035>.
- BAERT, S.–DE MEYER, A. S.–MOERMAN, Y.–OMEY, E. [2018]: Does Size Matter? Hiring Discrimination and Firm Size. *International Journal of Manpower*, Vol. 39. No. 4. 550–566. o. <https://doi.org/10.1108/IJM-09-2017-0239>.
- BECKER, G. S. [1957]: *The Economics of Discrimination*. Economic Research Studies. University of Chicago Press. <https://press.uchicago.edu/ucp/books/book/chicago/E/bo22415931.html>.
- BENEDEK DÓRA–ELEK PÉTER–KÖLLŐ JÁNOS [2012]: Adóelkerülés, adócsalás, fekete- és szürkefoglalkoztatás. Megjelent: *Fazekas Károly–Benczúr Péter–Telegdy Álmos* (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör*, 2012. MTA KRTK KTI, Országos Foglalkoztatási Közhasznú Nonprofit Kft., 165–182. o.
- BERNÁT ANIKÓ–JUHÁSZ ATTILA–KREKÓ PÉTER–MOLNÁR CSABA [2013]: The roots of radicalism and anti-Roma attitudes of the far right. Kézirat, <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.423.2311&rep=rep1&type=pdf>.
- BERTRAND, M.–MULLAINATHAN, S. [2004]: Are Emily and Greg More Employable Than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination. *American Economic Review*, Vol. 94. No. 4. 991–1013. o. <https://doi.org/10.1257/0002828042002561>.
- BURKS, S.–COWGILL, B.–HOFFMAN, M.–HOUSMAN, M. [2015]: The Value of Hiring through Employee Referrals. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 130. No. 2. 805–839. o. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv010>.
- CARLSON, R. [2012]: The Small Firm Exemption and the Single Employer Doctrine in Employment Discrimination Law. *St John's Law Review*, Vol. 80. No. 4. 1197–1273. o. <http://scholarship.law.stjohns.edu/lawreview/vol80/iss4/2>.
- CARLSSON, M.–ROOTH, D.–O. [2007]: Evidence of Ethnic Discrimination in the Swedish Labor Market Using Experimental Data. *Labour Economics*, Vol. 14. No. 4. 716–729. o. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2007.05.001>.
- CARRINGTON, W. J.–MCCUE, K.–PIERCE, B. [2000]: Using Establishment Size to Measure the Impact of Title VII and Affirmative Action. *Journal of Human Resources*, Vol. 35. No. 3. 503–523. o. <https://doi.org/10.2307/146390>.
- CHARLES, K. K.–GURYAN, J. [2008]: Prejudice and Wages: An Empirical Assessment of Becker's The Economics of Discrimination. *Journal of Political Economy*, Vol. 116. No. 5. 773–809. o. <https://doi.org/10.1086/593073>.
- CHARLES, K. K.–GURYAN, J. [2011]: Studying Discrimination: Fundamental Challenges and Recent Progress. *Annual Review of Economics*, Vol. 3. 479–511. o. <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.102308.124448>.
- CLOTFELTER, C. T. [2004]: *After Brown. The Rise and Retreat of School Desegregation*. Princeton University Press, Princeton–Oxford, <https://press.princeton.edu/books/paperback/9780691126371/after-brown>.
- COMBES, P.–P.–DECREUSE, B.–LAOUÉNAN, M.–TRANNOY, A. [2016]: Customer Discrimination and Employment Outcomes: Theory and Evidence from the French Labor Market. *Journal of Labor Economics*, Vol. 34. No 1. 107–160. o. <https://doi.org/10.1086/682332>.

- DASGUPTA, U.–MANI, S.–VECCI, J.–ŽELINSKÝ, T. [2020]: Game of Prejudice – Experiments at the Extensive and Intensive Margin. GLO Discussion Paper Series, No. 499. Global Labor Organization (GLO), <https://ideas.repec.org/p/zbw/glodps/499.html>.
- ENYEDI ZSOLT–FÁBIÁN ZOLTÁN–SIK ENDRE [2004]: Nőtték-e az előítéletek Magyarországon? Megjelent: *Kolosi Tamás–Tóth István György–Vukovich György* (szerk.): Társadalmi riport, 2004. Tárki, Budapest, 375–399. o.
- GREEN, G.–TIGGES, L.–DIAZ, D. [1999]: Racial and Ethnic Differences in Job-Search Strategies in Atlanta, Boston, and Los Angeles. *Social Science Quarterly*, Vol. 80. 263–278. o.
- GURVAN, J.–CHARLES, K. K. [2013]: Taste-Based or Statistical Discrimination: The Economics of Discrimination Returns to its Roots. *The Economic Journal*, Vol. 123. No. 572. F417–F432. o. <https://doi.org/10.1111/eoj.12080>.
- GYÖNGYÖSI GYŐZŐ–VERNER, EMIL [2022]: Financial Crisis, Creditor-Debtor Conflict, and Populism. *Journal of Finance*, Vol. 77. No. 4. 2471–2523. o. <https://doi.org/10.1111/jofi.13138>.
- HEDEGAARD, M. S.–TYRAN, J.-R. [2018]: The Price of Prejudice. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 10. No. 1. 40–63. o. <https://doi.org/10.1257/app.20150241>.
- HJORT, J. [2014]: Ethnic Divisions and Production in Firms. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129. No. 4. 1899–1946. o. <https://doi.org/10.1093/qje/qju028>.
- HOLZER, H. J. [1987a]: Hiring Procedures in the Firm: Their Economic Determinants and Outcomes. NBER Working Papers, No. 2185. National Bureau of Economic Research, Inc. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/2185.html>.
- HOLZER, H. J. [1987b]: Informal Job Search and Black Youth Unemployment. *American Economic Review*, Vol. 77. No. 3. 446–452. o. <https://www.jstor.org/stable/1804107>.
- HOLZER, H. J. [1998]: Why Do Small Establishments Hire Fewer Blacks Than Larger Ones? *Journal of Human Resources*, Vol. 33. No. 4. 896–914. o. <https://doi.org/10.2307/146402>.
- IOANNIDES, Y.–LOURY, L. D. [2004]: Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality. *Journal of Economic Literature*, Vol. 42. No. 4. 1056–1093. o. <https://doi.org/10.1257/0022051043004595>.
- KAAS, L.–MANGER, C. [2012]: Ethnic Discrimination in Germany's Labour Market: A Field Experiment. *German Economic Review*, Vol. 13. No. 1. 1–20. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0475.2011.00538.x>.
- KENDE ANNA–HADARICS MÁRTON–BIGAZZI SÁRA–BOZA, M.–KUNST, J. R.–LANTOS ANNA NÓRA–LÁŠTICOVÁ, B.–MINESCU, A.–PIVETTI, M.–URBIOLA, A. [2020]: The Last Acceptable Prejudice in Europe? Anti-Gypsyism as the Obstacle to Roma Inclusion. *Group Processes & Intergroup Relations*, Vol. 24. No. 3. 388–410. o. <https://doi.org/10.1177/1368430220907701>.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2009]: Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. *Közgazdasági Szemle*, 56. évf. 11. sz. 959–1000. o.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2011]: Roma Employment in Hungary after the Post-Communist Transition. *Economics of Transition and Institutional Change*, Vol. 19. No. 3. 563–610. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2011.00410.x>.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2012]: A roma és nem roma tanulók teszteredményei közti különbségekről és e különbségek okairól. *Közgazdasági Szemle*, 59. évf. 7–8. sz. 798–853. o.
- KOREN MIKLÓS–PETŐ RITA [2020]: Business Disruptions from Social Distancing. *PLOS One*, Vol. 15. No. 9. e0239113. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0239113>.
- KOREN MIKLÓS–PETŐ RITA [2021]: Mely iparágakban és régiókban van lehetőség hosszú távon is távmunkára? Megjelent: *Fazekas Károly–Kónya István–Krekó Judit* (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör*, 2020. KRTK KTI, Budapest, 158–168. o. http://real.mtak.hu/136469/1/mt_2020_hun_158-168.pdf.

- KÖLLŐ JÁNOS–NYÍRÓ ZSANNA–TÓTH ISTVÁN JÁNOS [2017]: Az alapvető hiányindikátorok alakulása. Megjelent: *Fazekas Károly–Köllő János* (szerk.): Munkaerőpiaci Tükör, 2016. MTA KRTK KTI, 63–71. o. http://real.mtak.hu/71766/8/64_MT_MunkaeropiaciTukor2016.pdf.
- LANG, K.–SPITZER, A. K.-L. [2020]: Race Discrimination: An Economic Perspective. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 34. No. 2. 68–89. o. <https://doi.org/10.1257/jep.34.2.68>.
- LEONARD, J. S. [1985]: Affirmative Action as Earnings Redistribution: The Targeting of Compliance Reviews. *Journal of Labor Economics*, Vol. 3. No. 3. 363–384. o. <https://doi.org/10.1086/298060>.
- LIPPENS, L.–VERMEIREN, S.–BAERT, S. [2021]: The State of Hiring Discrimination: A Meta-Analysis of (Almost) All Recent Correspondence Experiments. IZA DP, No. 14966.
- LOURY, G. [2006]: A faji egyenlőtlenségek anatómiája. Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest.
- MARIN, A. [2012]: Don't Mention It: Why People Don't Share Job Information, When They Do, and Why It Matters. *Social Networks*, Vol. 34. No. 2. 181–193. o. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2011.11.002>.
- MARSDEN, P. V. [2001]: Interpersonal Ties, Social Capital, and Employer Staffing Practices. Megjelent: *Lin, N.–Cook, K.–Burt, R. S.* (szerk.): *Social Capital*. Routledge, New York, 104–125. o. <https://doi.org/10.4324/9781315129457-5>.
- MAS, A.–MORETTI, E. [2009]: Peers at Work. *American Economic Review*, Vol. 99. No. 1. 112–145. o. <https://doi.org/10.1257/aer.99.1.112>.
- MNB [2012]: Report on Fiscal Stability. Tech. rep. Central Bank of Hungary. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, <https://www.mnb.hu/letoltes/jelentes-penzugyi-stabilitas-201211-en.pdf>.
- MNB [2020]: XII. Financial accounts (financial assets and liabilities of institutional sectors). Magyar Nemzeti Bank, Budapest, <https://www.mnb.hu/en/statistics/statistical-data-and-information/statistical-time-series/xii-financial-accounts-financial-assets-and-liabilities-of-institutional-sectors>.
- OROSZ GÁBOR–BRUNEAU, E.–TROPPEL, L. R.–SEBESTYÉN NÓRA–TÓTH-KIRÁLY ISTVÁN–BÓTHE BEÁTA [2018]: What Predicts Anti-Roma Prejudice? Qualitative and Quantitative Analysis of Everyday Sentiments about the Roma. *Journal of Applied Social Psychology*, Vol. 48. No. 6. 317–328. o. <https://doi.org/10.1111/jasp.12513>.
- PEDULLA, D.–PAGER, D. [2019]: Race and Networks in the Job Search Process. *American Sociological Review*, Vol. 84. No. 6. 983–1012. o. <https://doi.org/10.1177/0003122419883255>.
- ROYSTER, D. A. [2003]: Race and the Invisible Hand. How White Networks Exclude Black Men from Blue-Collar Jobs. University of California Press, Berkeley–Los Angeles–London.
- SEBŐK ANNA [2019]: A KRTK Adatbank kapcsolt államigazgatási paneladatbázisa. *Közgazdasági Szemle*, 66. évf. 11. sz. 1230–1236. o. <https://doi.org/10.18414/ksz.2019.11.1230>.
- SIK ENDRE–SIMONOVITS BORI–SZEITL BLANKA [2016]: Az idegenellenesség alakulása és a bevándorlással kapcsolatos félelmek Magyarországon és a visegrádi országokban. *Regio*, 24. évf. 2. sz. 81. o. <https://doi.org/10.17355/rkkpt.v24i2.114>.
- SILVA, F. [2018]: The Strength of Whites' Ties: How Employers Reward the Referrals of Black and White Jobseekers. *Social Forces*, Vol. 97. No. 2. 741–768. o. <https://doi.org/10.1093/sf/soy051>.
- SMITH, S. S. [2005]: Don't Put my Name on It: Social Capital Activation and Job-Finding Assistance among the Black Urban Poor. *American Journal of Sociology*, Vol. 111. No. 1. 1–57. o. <https://doi.org/10.1086/428814>.
- SMITH, S. S.–YOUNG, K. A. [2017]: Want, Need, Fit: The Cultural Logics of Job-Matching Assistance. *Work and Occupations*, Vol. 44. No. 2. 171–209. o. <https://doi.org/10.1177/0730888416676513>.

- SZÉKELYI MÁRIA–ÖRKÉNY ANTAL–CSEPELI GYÖRGY [2001]: Romakép a mai magyar társadalomban. *Szociológiai Szemle*, 11. évf. 3. sz. 19–46. o. <https://szociologia.hu/dynamic/0103szekelyi.htm>.
- TANOVA, C. [2003]: Firm Size and Recruitment: Staffing Practices in Small and Large Organisations in North Cyprus. *Career Development International*, Vol. 8. No. 2. 107–114. o. <https://doi.org/10.1108/13620430310465534>.
- TÁRKI [2019]: The Tárki Omnibus Survey. Tech. rep. TARKI Social Research Institute. https://www.tarki.hu/sites/default/files/2019-02/omnibus_description_2019.pdf.
- VÁRADI LUCA [2014]: Youths Trapped in Prejudice: Hungarian Adolescents' Attitudes Towards the Roma. *Springer VS*. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-05891-3>.
- VERNER, EMIL–GYÖNGYÖSI GYŐZŐ [2020a]: Household Debt Revaluation and the Real Economy: Evidence from a Foreign Currency Debt Crisis. *MNB Working Papers*, No. 2. <https://www.mnb.hu/letoltes/mnb-wp-2020-2-final-en.pdf>.
- VERNER, EMIL–GYÖNGYÖSI GYŐZŐ [2020b]: Household Debt Revaluation and the Real Economy: Evidence from a Foreign Currency Debt Crisis. *American Economic Review*, Vol. 110. No. 9. 2667–2702. o. <https://doi.org/10.1257/aer.20181585>.
- WOOD, M.–HALES, J.–PURDON, S.–SEJERSEN, T.–HAYLLAR, O. [2009]: A Test for Racial Discrimination in Recruitment Practice in British Cities. National Centre for Social Research, Department for Work and Pensions, Research Report, No. 607. <https://natscen.ac.uk/media/20541/test-for-racial-discrimination.pdf>.