

Kertesi, Gábor; Köllő, János; Károlyi, Róbert; Szabó, Lajos Tamás

Working Paper

Hogyan lesz az etnikai előítéletről foglalkoztatási diszkrimináció? A kisvállalatok szerepe

KRTK-KTI Working Papers, No. KRTK-KTI WP - 2022/12

Provided in Cooperation with:

Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences

Suggested Citation: Kertesi, Gábor; Köllő, János; Károlyi, Róbert; Szabó, Lajos Tamás (2022) :
Hogyan lesz az etnikai előítéletről foglalkoztatási diszkrimináció? A kisvállalatok szerepe,
KRTK-KTI Working Papers, No. KRTK-KTI WP - 2022/12, Hungarian Academy of Sciences,
Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Budapest

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/282205>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Hogyan lesz az etnikai előítéletből foglalkoztatási diszkrimináció? A kisvállalatok szerepe

KERTESI GÁBOR – KÖLLŐ JÁNOS –

KÁROLYI RÓBERT – SZABÓ LAJOS TAMÁS

KRTK-KTI WP – 2022/12

2022 június

<https://kti.krtk.hu/wp-content/uploads/2022/06/CERSIEWP202212.pdf>

KRTK-KTI Working Papers are distributed for purposes of comment and discussion. They have not been peer-reviewed. The views expressed herein are those of the author(s) and do not necessarily represent the views of the Centre for Economic and Regional Studies. Citation of the working papers should take into account that the results might be preliminary. Materials published in this series may be subject to further publication.

A KRTK-KTI Műhelytanulmányok célja a viták és hozzászólások ösztönzése. Az írások nem mentek keresztül kollegiális lektoráláson. A kifejtett álláspontok a szerző(k) véleményét tükrözik és nem feltétlenül esnek egybe a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont álláspontjával. A műhelytanulmányokra való hivatkozáskor figyelembe kell venni, hogy azok előzetes eredményeket tartalmazhatnak. A sorozatban megjelent írások további tudományos publikációk tárgyát képezhetik.

ÖSSZEFOGLALÓ

A kutatás hipotézise szerint az etnikai (esetünkben a romákkal szembeni) előítéletesség könnyebben vezet foglalkoztatási diszkriminációhoz olyan helyi munkaerőpiacokon, ahol a kisvállalatoknál dolgozók aránya magas. Az előfeltevést a 2011-es népszámlálás egyéni és járási szintű adatain és több kiegészítő forrás felhasználásával teszteljük. A foglalkoztatási esélyt becsülő egyenletekbe a roma etnikai hovatartozás és számos kontrollváltozó mellett a kisvállalatok járáson belüli foglalkoztatási súlyát, valamint a Jobbik akkori támogatottságát mérő indikátorokat vonunk be. Kimutatjuk, hogy ez utóbbi szoros kapcsolatban állt a helyi népesség erősen előítéletes tagjainak részarányával, továbbá, hogy a kisvállalatok kisebb arányban foglalkoztatnak romákat, különösen akkor, ha a munkakör csapatmunkát, vagy a fogyasztókkal való kapcsolatot feltételez. 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, esetünkben a vizsgált keresleti oldali összefüggés sokkal gyengébb.

JEL: J71, R23

Kulcsszavak: társadalmi egyenlőtlenség, diszkrimináció, romák, helyi munkaerőpiacok

Kertesi Gábor

KRTK KTI, Tóth Kálmán u. 4, 1097

Budapest

e-mail: kertesi.gabor@krtk.hu

Károlyi Róbert

KRTK KTI, Tóth Kálmán u. 4, 1097

Budapest

e-mail: robert.v.karolyi@gmail.com

Köllő János

KRTK KTI, Tóth Kálmán u. 4, 1097

Budapest

e-mail: kollo.janos@krtk.hu

Szabó Lajos Tamás

CEU, Nádor u. 9, 1051, Budapest

e-mail:

szabo_lajos-tamas@phd.ceu.edu

How ethnic prejudice translates to employment discrimination – The role of small firms

GÁBOR KERTESI – JÁNOS KÖLLŐ–

RÓBERT KÁROLYI– LAJOS TAMÁS SZABÓ

ABSTRACT

We analyze the employment gap between Roma and non-Roma men and women in local labor markets to test the hypothesis that ethnic prejudices against a minority have a more substantial labor market impact if the proportion of small firms is high in the local economy. We rely on Hungarian data from the 2011 census and several supplementary surveys and use the vote share of the then far-right “Jobbik” party to measure strong anti-Roma sentiments in a given district. The hypothesis is maintained after addressing alternative scenarios, using different measures of prejudice, and making a series of robustness checks. The results show that Jobbik votes or the high share of small firms alone are not conducive to lower Roma employment probability while their interaction does. The ethnic (residual) employment gap between Roma and non-Roma men is wider by 20-40 percent if the small firm share and Jobbik vote share are considerably higher than the country average. For women, we find much weaker effects.

JEL codes: J71, R23

Keywords: inequality, discrimination, Roma, local labor markets

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

Hogyan lesz az etnikai előítéletről foglalkoztatási diszkrimináció?

- A kisvállalatok szerepe

A kutatás hipotézise szerint az etnikai (esetünkben a romákkal szembeni) előítéletesség könnyebben vezet foglalkoztatási diszkriminációhoz olyan helyi munkaerőpiacokon, ahol a kisvállalatoknál dolgozók aránya magas. Az előfeltevést a 2011-es népszámlálás egyéni és járási szintű adatain és több kiegészítő forrás felhasználásával teszteljük. A foglalkoztatási esélyt becsülő egyenletekbe a roma etnikai hovatartozás és számos kontrollváltozó mellett a kisvállalatok járáson belüli foglalkoztatási súlyát, valamint a Jobbik akkori támogatottságát mérő indikátorokat vonunk be. Kimutatjuk, hogy ez utóbbi szoros kapcsolatban állt a helyi népesség erősen előítéletes tagjainak részarányával, továbbá, hogy a kisvállalatok kisebb arányban foglalkoztatnak romákat, különösen akkor, ha a munkakör csapatmunkát, vagy a fogyasztókkal való kapcsolatot feltételez. 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 a vizsgált keresleti oldali összefüggés sokkal gyengébb.

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

1 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 tőke mozgás és tökéletes tényezőhelyettesíthetőség esetén akár a foglalkoztatási esélyek és bérek kiegyenlítődéhez is elvezethet (Becker 1957, Arrow 1972, 1973).¹

A fékek és ellensúlyok azonban tökéletlenül működnek: terepkísérletek és kérdőíves felmérések sokasága dokumentálja a romákkal és más kisebbségekkel szembeni munkáltatói diszkriminációt már a felvétel során is, például Magyarországon Székelyi, Örkény és Csepeli (2001), Sik és Simonovits (2010), Bernát és szerzőtársai (2013), Váradi (2014), Orosz és szerzőtársai (2018), Kende és szerzőtársai (2020), Szlovákiában Dasgupta és szerzőtársai (2020), az Egyesült Államokban Bertrand és Mullainathan (2004), Belgiumban Baert és Vujić (2016). A Bertrand és Mullainathan (2004) cikk után lefolytatott „levelezési kutatásokról” – melyek során a kutatók tipikus többségi és kisebbségi nevekkkel jelentkeznek álláshirdetésekre – szinte teljes áttekintést közöl Baert (2017), valamint Lippens, Vermeiren és Baert (2021).

¹ 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 Andrea Weber, Lieli Róbert, Hajdu Tamás, Czucik Rebeka, Pető Rita, Tir Melinda és Hegedűs Péter segítségét, Békés Gábor, Elek Péter, Gyöngyösi Győző, Havas Gábor, Marc Kaufmann, Koren Miklós, Lindner Attila és Szeidl Ádám tanácsait, valamint Sergey Lychagin, Rudolf Winter-Ebmer és Muraközy Balázs részletes bírálatait a tanulmány korábbi változatairól. Számításaink több adatbázis esetében (Népszámlálás 2001 és 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.

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 hipotézisnek a tesztelése, mely szerint egy kisvállalatok uralta munkaerőpiacon az előítéletesség könnyebben vezet foglalkoztatási diszkriminációhoz.²

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.

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.³

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 antidiszkriminációs 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 érettségénél alacsonyabb iskolai végzettségű, nem tanuló 15-60 évesekre – számolt esélykülönbség a 2011. évi népszámlálás szerint a

² A diszkrimináció jelenségét vizsgáló kutatások fókuszra az elmúlt évtizedekben nagy részben áttevődött arról a kérdéstről, hogy a vizsgált terepeken egyáltalán tetten érhető-e a diszkrimináció, arra a kérdésre, hogy az milyen mechanizmusokon keresztül működik, ha igazolható, hogy a társadalmi különbségekben szerepet játszik (Guryan és Charles 2013).

³ A diszkrimináció e formáiról lásd Becker (1957) és Arrow (1972, 1973) alapműveit, valamint Charles és Guryan (2011), Guryan és Charles (2013) és Lang és Spitzer (2020) összefoglaló tanulmányait.

férfiaknál 31, a nőknél 34 százalékpont volt. A férfiaknál a nyers különbség kétharmada, a nőknél az öthatoda összetétel-különbségekből (főleg az eltérő iskolázottságból, a nőknél a magasabb gyerekszámából, 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) 1 és 56, az egyéni és környezeti változókra kontrollált hátrányuk pedig 2 és 47 százalékpont közé esett (egy súlyosan kirívó értéket nem számítva).

Tanulmányunk kísérlet az erős előítéletesség, mint ok, és a vállalatméret-eloszlás, mint közvetítő szerepének feltárására a járásokon belüli reziduális foglalkoztatási esélykülönbség alakításában.

Az elemzés a 2011-es népszámlálás teljeskörű, egyéni adatain, valamint egy sor kiegészítő forráson nyugszik. A foglalkoztatási esélyt becsülő 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 előítélet proxiként való használata egy foglalkoztatási egyenlet jobb oldalán két okból is kétségeket ébreszthet. Egyfelől, mint arra Verner és Gyöngyösi (2020b), illetve Gyöngyösi és Verner (2021) tanulmányai 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 kisvállalatsűrűséggel együtt), ami az előítéletesség földrajzi szóródásának időbeni stabilitására enged következtetni.

Másfelől, 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 sztereotípa elfogadottságára. Az eredmények nem igazolják, hogy az erős előítéletességben meglévő területi különbségeket a cigányok munkavállalási hajlandóságában meglévő 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 összetételt 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 2. szakaszban az előítéletesség, a vállalatméret és a munkaerőpiaci diszkrimináció kapcsolatát tárgyaljuk a szakirodalmi előzmények alapján. A 3. szakasz bemutatja az adatforrásokat és az elemzés kulcsváltozóit, a 4. és 5. pedig az utóbbiak között lévő kapcsolatokat tárgyalja. Az 6. szakasz ismerteti a becslési és szimulációs eljárást, és a 7. az eredményeket. A 8. szakaszban alternatív magyarázatokat és specifikációkat tesztlünk. Végül, a 9. szakasz az eredmények értelmezéséről, a vizsgálódás korlátairól és a diszkriminatív gyakorlattal szembeni fellépés esélyeiről szól.

2 ELŐÍTÉLETESÉG, VÁLLALATMÉRET ÉS MUNKAERŐPIACI DISZKRIMINÁCIÓ

Számos érv szól amellett, 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.⁴

A diszkrimináció és a diszkrimináció-mentesség 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 diszkrimináció-mentesség okozta károkhoz képest. Előítéletes környezetben ugyanis ez utóbbinak is lehetnek költségei, ha az egyéni termelékenységen 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 etnikailag 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 gyakorlatért 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, nemek közötti vagy 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, McCue és Pierce 2000, Carlson 2012). Ennek vélhető oka, hogy a perelt kártérítési összegekhez képest a

⁴ A foglalkoztatási és bérdiszkrimináció egymáshoz viszonyított fontosságáról támpontokat nyújtanak a lakóhelyi, demográfiai és emberi tőke változók hatásának kiszűrése után megmaradó reziduális különbségek. A Tárki Életpálya-felmérés szülői mintáján mért magyar adatok (2007) alapján például a férfi munkavállalók esetében a romák reziduális foglalkoztatási lemaradása igen jelentős (25 százalékpontnyi) volt, ezzel szemben a hasonló módon mért reziduális bérlamaradás mindössze 4 százalékpontot tett ki (Kertesi és Kézdi 2011, 578. és 582. old.). Aeberhardt és szerzőtársai (2010) hasonló eredményeket mutattak 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 bérjáánlatoknál, az előléptetésnél vagy a feladatok elosztásában (az „intenzív határon”) érvényesülő diszkriminációt.

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 1975-79-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.

(b) A nagyvállalatok személyzeti részlegei a nagy számú 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 børszín szerinti), csoportszintű információt használjanak az egyéni termelékenység előrejelzésére (Arrow 1973, Baert 2018). Az egyéni termelékenységre vonatkozó, megbízható becslés mérsékli a diszkriminációt, mint arra rávilágít például Hedegaard és Tyran (2018) dániai kísérlete: a kisebbség előítéletes megkülönböztetése kimutathatóan jelen volt a felvételi döntésekben, de kevésbé 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, Allison és szerzőtársai 2006, Carlsson és 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 álláskereső szempontból hasznos társadalmi hálózat *mérete* jelenti. A beajánlók nagy többsége, Holzer (1998) szerint például több mint kétharmada, a megcélzott vállalatnál dolgozó alkalmazott, és az álláskeresővel azonos børszínű (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 álláskeresőre átlagosan 1,3 roma foglalkoztatott jut, míg egy nem roma álláskeresőre 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 ez többnyire azt is jelentené, hogy valamilyen mértékű kezességet vállalnak az álláskereső kisebbségi ismerőseikért (Royster 2003, Smith 2005, Marin 2012, Smith és Young 2017, Pedulla és Pager 2019).⁷

Végül, de nem utolsó sorban, nem biztos, hogy ha a kisebbséghez tartozók elérik és mozgósítják is a tipikusan azonos børszínű beajánlót, azt a munkáltatók ugyanúgy értékelik, mint ha az ajánlás a

⁵ Ugyanakkor Marsden (2001) a vállalatméret szerinti különbséget viszonylag kicsinek találta.

⁶ Az adat a KSH Munkaerő-felmérés 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 hasznot (*network return*).

többséghez tartozó dolgozótól érkezik. Silva (2018) kísérlete szerint, mely az állásról döntő személy előítéletességét is mérte, a fehér jelentkezőknek nagy előnyt jelentett egy fehér beajánló, a feketéknek azonban csak az segített, ha a beajánló fehér volt, és a beajánlást egy kevésbé előítéletes döntéshozó értékelte.

(c) A kisvállalatok az intenzívebb személyközi kapcsolatoknak köszönhetően (Holzer 1987b, Ioannides és Loury 2004) pontosabban érzékelik a munkavállalók közötti kooperációs zavarokat és a fogyasztók etnikai előítéletét. 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 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 ezer fős kenyai virágcsomagoló üzembről, ahol a különböző törzsekhez tartozó munkások között akadozó kooperáció, az erőforrások részrehajló elosztása jól kimutatható károkat okozott. A vállalat erre a csoportbérezés bevezetésével reagált, vállalva ugyanakkor a potyautazásból 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 és Rooth (2007) Svédországban, Kaas és 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 kvázi-kísérleti helyzetet aknázták ki, és azt találták, hogy a feketék és nők foglalkoztatása a törvény elfogadását követően az antidiszkriminációs eljárásnak kitett nagyvállalatok felé tolódott el, ami jelentősen hozzájárult a csoportok foglalkoztatásának növekedéséhez és bérhátrányuk csökkenéséhez.

3. ADATOK, MINTA, KULCSVÁLTOZÓK

Mint a bevezetésben említettük, modelljeink az egyéni szintű foglalkoztatási esélyt becslik, egyrészt egyéni szintű magyarázó változókkal, másrészt járási szintű indikátorokkal (a Jobbik támogatottsága, a kisvállalatok részaránya) és ezek interakcióival. A Jobbik támogatottságából szintén járási vagy településszintű változók segítségével (átlagos devizahitel-eladósodottság, a helyi lakosokat

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 szerepel a folytonos létszám és a méret dummy változók.

foglalkoztató vállalatok válság alatti árbevételváltozása) 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 magukba foglalják a be nem jelentett foglalkoztatás jelentékeny részét is, mint arra több, a regisztrált és interjúban 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 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 transzfer-státuszára, 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, ami 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 közzétett szavazókörzeti eredményeket járási szintre aggregálva. A párt a 2010-es

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

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 főnél nagyobb cégeknél dolgozók számát a 2011-es NMH Bértarifa-felvételből állapítottuk meg, kihasználva, hogy erre a körre nézve a felvétel teljeskörű 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 főnél) kisebb vállalatok így kalkulált foglalkoztatási súlya átlagosan 31 százalékos volt 2011-ben, 8 százalékos szórással, 4 és 57 százalékos szélső értékekkel.

Devizahitel-sokk. 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 Központi Hitelinformációs Rendszerbe bekerült hitelek egy része 5, illetve 10 év után, vagy a tartozás rendezése esetén kikerül onnét, az adat ezért a hosszabb lejáratú, nem teljesítő hiteleken keletkezett adósságok felé torzított. A változó átlaga 0,078 volt, 0,025-ös szórással, 0,041 és 0,193 szélső értékekkel. A robusztussági vizsgálatok során egy alternatív mutatót is használunk, melynek mérését ott ismertetjük.

Árbevételváltozás a válság idején. A KRTK Adatbank Admin3 adatbázisát (Sebők 2019) használtuk annak megállapítására, 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

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

¹¹ A MEF 2011. IV. negyedévi hullámában a kérdezettek által húsz főnél 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 fős cégek 96,4 százalékának pedig csak egy településen voltak telephelyei. A GSZR-ről lásd https://www.ksh.hu/kozerdeku_tevekenysegre_a_ksh_nyilvantartasainak_jegyzeke

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., a járási szintű változók alapstatisztikáit pedig az F3. függelékben. A kulcsváltozók területi eloszlásáról lásd az F4. függelék térképeit!

4. KAPCSOLAT A KULCSVÁLTOZÓK KÖZÖTT - ELŐÍTÉLETESSÉG ÉS A JOBBIK TÁMOGATOTTSÁGA

A rendszerváltás óta készült közvéleménykutatások egybehangzó tapasztalata (Enyedi, Fábian és Sik 2006; Bernát, Juhász, Krekó és Molnár 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 pártba aránytalanul nagy mértékben vonulhattak át a romákkal szemben előítéletes szavazók.¹² Ezt támasztják alá a Tárki azon Omnibusz-adatfelvételei, melyekben a pártszimpátia-kérdések mellett két cigányellenes előítéletkérdés is szerepelt: (a) „A bűnözési hajlam a cigányok vérében van.”, (b) „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.

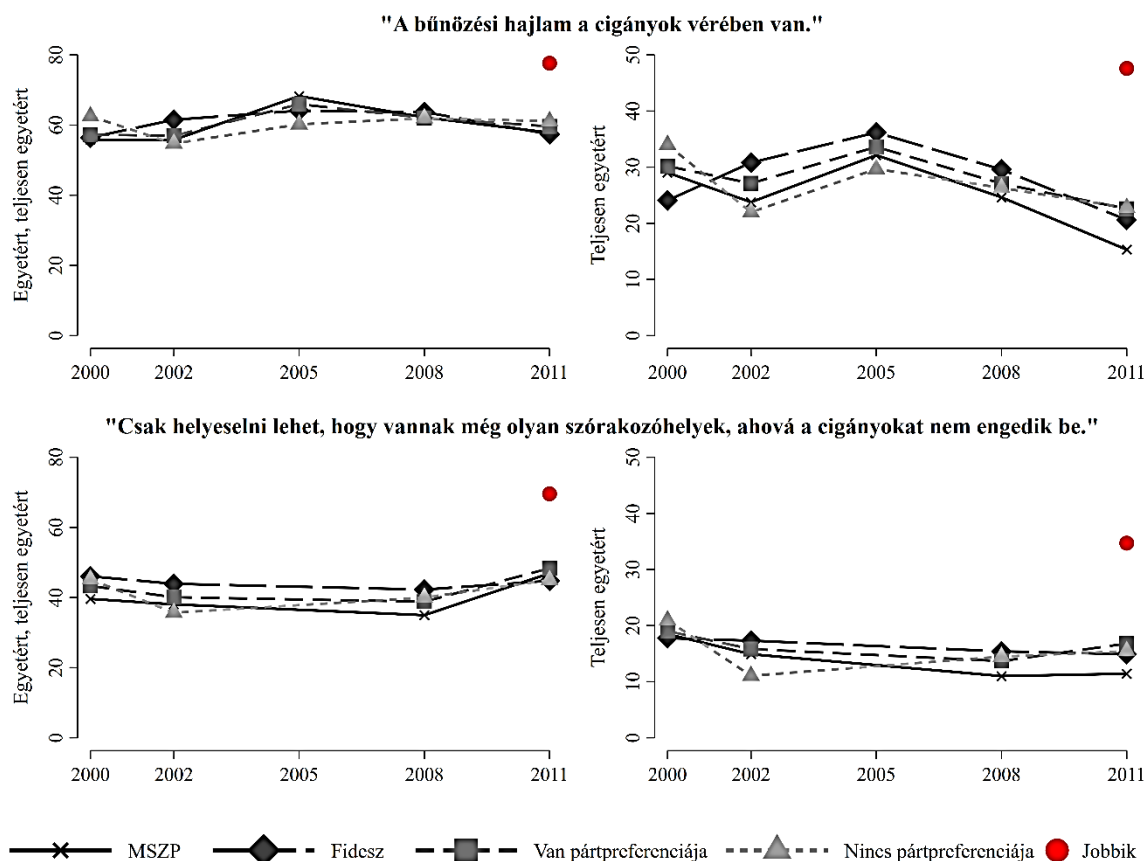
Az 1. ábrán a fenti állításokra helyeslő választ adók százalékos arányát rajzoltuk meg a pártpreferenciák függvényében. A görbék az akkori két nagy párt (Fidesz és MSZP), valamint a pártszimpátiával rendelkezők és nem rendelkezők összességének választásait mutatják. A Jobbik-szavazók előítéletességét csak a 2011. évi felvételben 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 szavazóinak (és az összes megkérdezettnek) körében. A Jobbik szimpatizánsok között az átlagnál 20-30 százalékponttal magasabb volt a két sztereotípiát helyeslők

¹² A Jobbik pár 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.

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 érzelmeit is mérjük. A mérés azonban hibával történik, mert a párt felívelésére az előítéletes szavazók bevonásán túl más tényezők is hatottak.

1. ábra: Romaellenes előítéletek a válaszadók pártszimpátiáinak függvényében (2000-2011)



Forrás: TÁRKI Omnibusz adatfelvételek.

Devizahitel-sokk, 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 és Gyöngyösi (2020b) szerint a devizahitelek összes

¹³ A Jobbik térnyerése a cigány-magyar együttélés szempontjából zaklatott időszakban történt, aminek legfontosabb történéseit az olaszliszkai lincselés (2006 vége), a Marian Cosma gyilkossága (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.

hitelen belüli arányának 10 százalékos emelkedése 2,1 százalékponttal (húsz százalékkal) növelte a Jobbikra leadott szavazatok arányát a megvizsgált irányítószám-körzeteken belül. Ezen felül, 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:

$$J_i = \mathbf{H}'\boldsymbol{\alpha} + (\mathbf{dY})'\boldsymbol{\beta} + u_i \quad (1)$$

ahol J a Jobbikra leadott listás szavazatok aránya az i -edik járásban, a \mathbf{H} és \mathbf{dY} mátrixok pedig a lakosság devizahiteltartozásaira, illetve a helyi gazdasági visszaesés mértékére vonatkozó indikátorokat foglalnak össze, melyek eltérnek az egyenlet különböző specifikációiban.

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	t-érték
Nem teljesítő devizahitel/lakos (\mathbf{H})		
lineáris tag (H)	9,114***	3,9
másodfokú tag (H^2)	-72,301***	2,9
harmadfokú tag (H^3)	174,569**	2,2
Munkáltatók árbevétel-változása (\mathbf{dY})		
lineáris tag (dY)	18,492***	3,2
másodfokú tag (dY^2)	-9,147***	3,1
Konstans	-9,484***	3,3
Megfigyelések száma	175	.
R2	0,236	.
Függő változó átlaga	0,188	.
és (szórása)	(0,057)	.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Forrás: BISZ Központi Hitelinformációs Zrt, KRTK Admin3, valasztas.hu

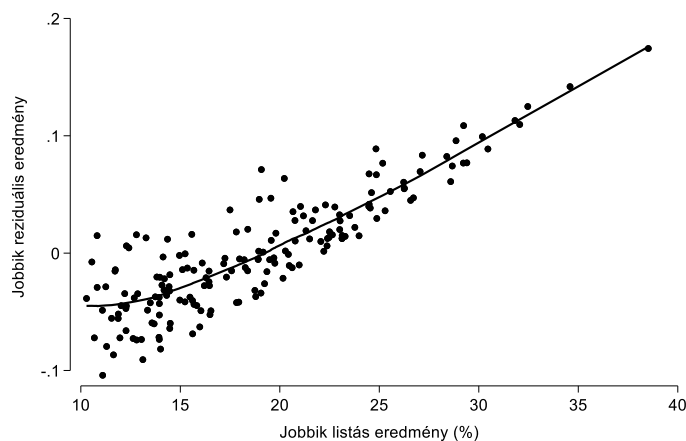
A preferált specifikációban a magyarázó változók (a) a nem teljesítő hitelek egy lakosra eső száma, valamint ennek négyzete és köbe, (b) kontrollként a 2008-as lakosok akkori munkáltatóinak 2008 és 2010 közötti árbevétel-változása, és annak négyzete. Ennek az egyenletnek a reziduumát használjuk a jobbikos 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, \mathbf{H} pozitívan és szignifikánsan hatott a Jobbik támogatottságára, megerősítve Verner és Gyöngyösi (2020b), illetve Gyöngyösi és Verner (2021) eredményeit.¹⁴ A szóródás nagy része azonban nem ebből, hanem a romák erős elutasításában meglévő, nagy területi különbségekből adódott. Ezt

¹⁴ A Jobbik támogatottsága dY 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 járások találhatók.

mutatja a 2. ábránk, 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 is, hogy a Jobbik szavazatok mögött álló előítéletesség-különbségek nem csak nagyok, hanem időben stabilak is.

2. ábra: A Jobbik nyers és a válság hatásaitól megtisztított reziduális pártlistás választási eredményeinek területi szóródása



A görbét helyileg súlyozott regresszióval (Stata *lowess*) becsültük.
Reziduális eredmény: a Jobbik támogatottságát becslő (1) egyenlet reziduuma

Előítéletesség és Jobbik: Közvetlen bizonyíték a Tárki Életpálya-vizsgálatból

Ebben a pontban közvetlen bizonyítékokra támaszkodva érvelünk amellett, hogy a Jobbikra leadott szavazatok területi eltéréseiben valóban a romákkal szembeni erős előítéletesség területi különbségei tükröződnek. A Tárki Életpálya-vizsgálat 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-elemzést végeztünk (F6. függelék). A 2. táblázatban azt a hét változót használtuk, melyek magas faktorsúllyal rendelkeztek az elutasító állításokat megragadó első főkomponensben. Második lépésben az adott állítással való teljes egyetértést jelző dummy változókat regresszáltuk a Jobbik reziduális támogatottsága szerint képzett járás kvintilesekre.

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

¹⁵ https://adatbanktest.tarki.hu/cgi-bin/katalogus/tarkifo_hun.pl?sorszam=TDATA-H86 (letöltve 2022. március 6).

kvintilisben is. Megjegyezzük, hogy a teljes egyetértés a Jobbikot legkevésbé támogató járásokban is meglehetősen gyakori (15-47 százalékos) volt, mint azt a konstansok mutatják.

2. táblázat: A Tárki Életpálya-vizsgálatban szereplő, a romákat elutasító állításokkal teljesen egyetértő, 17-22 éves, nem roma fiatalok aránya a Jobbik reziduális támogatottsága^a szerint képzett járás kvintilisekben - Egyéni adatokon becsült lineáris regressziós együtthatók

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

Első sor: kontrollok nélkül. Második sor: kontrollokkal^b

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

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01, robusztus standard hibák alapján. A részletes eredményeket lásd az F7. függelékben.

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

^b Kontrollok: nem, életkor, apa iskolázottsága, 8. évfolyamos olvasás-szövegértés teszteredmény

^c A kvintiliseket a Jobbik reziduális támogatottságának (az (1) egyenlet reziduuma) alapján képeztük

^d Konstans: a teljesen egyetértők aránya az első kvintilisben. Nem közöljük a kontrollált egyenletek konstansait, amik 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.

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

Fordított okság?

Tanulmányunkban a roma-nem roma foglalkoztatási esélykülönbség mértékére keresleti oldali magyarázatot adunk, és abban kulcsszerepet szánunk a Jobbik támogatottságában megnyilvánuló előítéletes-ségnek, 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 Életpálya-felvétel mintájában maradván, 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 („A cigányok gondjai megoldódnának, ha végre elkezdénének dolgozni”). Az ellenhipotézist az támasztaná alá, ha a helyi romák abszolút és relatív álláskeresői intenzitása csökkentené a Jobbik támogatottságát és a fenti állítással egyetértők arányát.

A keresési intenzitásnak a Jobbik támogatására gyakorolt hatását lineáris valószínűségi modellel, az egyetértés fokát pedig rangsor probit modellel vizsgáltuk. A táblázatban csak a két kulcsparamétert és a statisztikai egyezőségükre vonatkozó tesztet közöljük, a részletes becslési eredmények az F7. függelékben tekinthetők meg.

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: A Tárki Életpálya-vizsgálatban, 2009-ben megkérdezett 17-22 éves, nem roma fiatalok

	Minta ^a	Kontrollok ^b	Nem roma Roma keresési intenzitás ^c		F ^d	N
Jobbikra szavazna? ^e (lineáris valószínűségi modell)	Szűk	Nem	-0,046 (0,3)	-0,119 (1,0)	0,85 (0,43)	6 617
	Szűk	Igen	-0,025 (0,2)	-0,138 (1,2)	1,05 (0,35)	6 617
	Teljes	Nem	-0,074 (0,5)	-0,136 (1,3)	1,52 (0,22)	7 511
	Teljes	Igen	-0,054 (0,4)	-0,147 (1,4)	1,69 (0,19)	7 511
Egyetért-e a sztereotip állítással? ^f (rangsor probit)	Szűk	Nem	0,501 (0,9)	-0,549 (1,3)	1,58 (0,45)	6 617
	Szűk	Igen	0,413 (0,8)	-0,582 (1,3)	1,85 (0,40)	6 617

^a Szűk minta: a feltett előítélet-kérdésre válaszoló nem romák. Teljes minta: minden nem roma válaszadó

^b Kontrollok: nem, életkor, apa és anya iskolai végzettsége, 8. évfolyamos standardizált olvasás és matematika teszteredmény

^c 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.

Az oszlopokban az együtthatók, alattuk zárójelben a *t*, illetve *z* statisztikák. A standard hibák járásra klaszterezettek.

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

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

^f A sztereotip állítás: „A cigányok gondjai megoldódnának, ha végre elkezdénének dolgozni”. Rangsor probit: 1,2,3,4. (1) Egyáltalán nem ért egyet (3,5%), (2) inkább nem ért egyet (8,1%), (3) inkább egyetért (41,6%), (4) teljes mértékben egyetért (46,8%).

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

Mint látható, a romák álláskeresési aktivitására kapott paraméterek negatívak ugyan, de sem zérustól, sem a nem romákra kapott paraméterektől nem különböznek statisztikailag szignifikánsan. Nagyságát tekintve is elhanyagolható a hatás: az első sorban szereplő roma paramétert (-0,119) alapul véve, például, egy teljes szórássegységgel (0,07) alacsonyabb roma keresési intenzitás mindössze 0,8 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.

Egy megjegyzés az erős és 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 kimenet 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 előítélet-szint 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 mértékre.

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 Charles és Guryan (2008) már idézett cikkét, 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

5. 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, melyek csapatmunkát, vagy a vásárlókkal való kapcsolattartást¹⁷ feltételeznek. Az alábbi számítások a felmérés 2015q1 és 2021q1 közötti negyedéves hullámainak egyesített keresztmetszeti adatain alapulnak.¹⁸

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

¹⁶ Megjegyezzük, hogy Becker (1957) modellje és Charles és Guryan (2008) tanulmánya 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 bérájanlatokkal, azok egy részét a kisebbségi álláskereső nem fogják elfogadni.

¹⁷ A vásárlókkal való kapcsolattartást feltételező állások betöltésénél igen erős diszkriminációt mért Combes és szerzőtársainak (2016) tanulmánya az afrikai bevándorlókkal szemben franciaországi adatokon.

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

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 és Pető (2021) fordították át a magyar tipológiára (négyjegyű foglalkozási kódokra). Az O*Net indexekről részletesen lásd Koren és Pető (2020) írását!¹⁹

4. táblázat: Foglalkoztatás kisvállalatokban – a roma etnikum hatása

Függő változó: a megfigyelt foglalkoztatott kisvállalatnál dolgozik. Lineáris valószínűségi modell

	Kisvállalat-definíció		
	2-50 fős	2-20 fős	2-10 fős
Roma	-0,026*	-0,052***	-0,084***
	(2,0)	(4,3)	(10,6)
Konstans	0,524	0,411	0,265
Megfigyelések száma	165 651	165 651	165 651
R2	0,002	0,005	0,007
F-teszt	7,8***	17,9***	28,3***

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. A standard hibák egyénre klaszterezettek. Zárójelben a t-értékek.

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

Minta: MEF 2015 q1 -2020 q4, érettségivel nem rendelkező 15-60 éves foglalkoztatottak legalább két fős vállalatokban. A vállalkozók, segítő családtagaik, valamint az alkalmi és közmunkások kizárva. Az egyes személyeknek a mintában egy-hat negyedéves megfigyelése lehet. A méretadat a telephelyre vonatkozik.

A kérdést a legegyszerűbben etnicitás és vállalatméret szerint megbontott, egyszerű 2x2-es táblázatokban vizsgálhatnánk, ahol a megfelelő cellákat hasonlítanánk össze a fent említett indexek átlaga és szórása alapján. Ennek hátránya, hogy nem tudnánk kontrollálni a nemre, életkorra, iskolázottságra és a felvétel évére, továbbá a standard hiba számításában nem tudnánk figyelembe venni, hogy egy-egy egyénhez több megfigyelés tartozik.

Hogy ezeket a buktatókat elkerüljük, megfigyelési egységnek az egyénre jellemző etnikum-vállalatméret-munkakör kombinációkat választottunk, és az ezekre becsült regressziókkal azt vizsgáljuk, 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 a vizsgált indexek értéke áll. Regressziós keretben egyszerűen vizsgálható a vállalati méretkategóriák, illetve az etnikai csoportok közötti különbségek szignifikanciája.

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 csapatmunka-index 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 a függő változó az adott munkakörnek a fogyasztókkal való kapcsolatát mérő index.

¹⁹ Köszönjük Koren Miklósnak és Pető Ritának, hogy hozzáférést biztosítottak ezekhez az adatokhoz.

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 főnél kisebb vállalatokban.

5. táblázat: Csapatmunkát és a fogyasztókkal való kapcsolatot követelő munkakörök a romák és nem romák munkahelyein, vállalatméret szerint – Lineáris regresszió

	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
Megfigyelések száma	165 160	165 160	165 160
R2	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
Megfigyelések száma	165 160	165 160	165 160
R2	0,055	0,058	0,055
F-teszt	111,4***	121,9***	115,0***

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. A standard hibák egyénre klaszterezettek. Zárójelben a t-értékek.

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

Minta: MEF 2015-2020, érettségivel nem rendelkező 15-60 éves foglalkoztatottak legalább két fős 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).

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

6 A JÁRÁSOKON BELÜLI ETNIKAI FOGLALKOZTATÁSI RÉSZ: BECSLÉS ÉS SZIMULÁCIÓ

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 harminc fősnél 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.²⁰ 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 (a és b) 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 becslést elkerülendő – figyelembe vettük J és K együttes eloszlását, és nem prediktáltunk azokra az értékpárookra, melyek 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:

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

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 kitüntetett értékpár.

7 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 rész értékét. Az interaktív modellnek megfelelő (2) egyenlet becslési eredményeit a

²⁰ 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.

táblázat (3) és a (6) oszlopaiban közöljük. A β_4 paraméter várakozásunknak megfelelően negatív és szignifikáns mindkét nemre.

Az interaktív tagokat is tartalmazó becslés viselkedését csak a szimulációban láthatjuk pontosan. A 7. táblázatban közölt prediktált 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, kisebb számokkal szedve az adott pontra becsült érték standard hibája látható.

6. táblázat: A roma etnikum, a Jobbik támogatottsága és a kisvállalat-sűrűség hatása a foglalkoztatás valószínűségére

	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 \times Jobbik			0,959*** (2,6)			0,851*** (2,9)
Roma \times Kisvállalat			-0,037 (0,5)			0,036 (0,7)
Roma \times Jobbik \times 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)
Kontrollok		igen	igen		igen	igen
Járás fix hatások		igen	igen		igen	igen
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

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Zárójelben a t -értékek. A Roma \times Jobbik és Roma \times Jobbik \times Kisvállalat standard hibáját két lépéses bootstrap eljárással becsültük, a szövegben leírt módon.

Jobbik: A Jobbik támogatottságának az (1) egyenletből számított reziduuma

Kisvállalat: A 2-30 fős kisvállalatok részaránya a járási foglalkoztatásban

A kontrollváltozók listáját lásd az F1. függelékben. A mintáról lásd az F2. függelékben.

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

A 7. táblázatot az átlagos J és K szintek közelében lévő $J=0$, $K=30$ pontból kiindulva érdemes olvasni (vastagon szedve). A *férfiak* táblázatában innét 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 százaléknál nagyobb kisvállalat-sűrűséghez tartozó predikciók közötti különbség ebben az esetben 4,3 százalékpontnyi.

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

A *nők*re 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, mely

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.

7. táblázat: Prediktált roma-nem roma foglalkoztatási esélykülönbség a Jobbik (reziduális) támogatottsága és a kisvállalat-sűrűség kitüntetett értékeinél

Férfiak		Kisvállalatok súlya (%)					
		20	25	30	35	40	45
Jobbik reziduális támogatottsága ^a	-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		20	25	30	35	40	45
Jobbik reziduális támogatottsága ^a	-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

A számítás módjáról lásd a (3) egyenletet. A kitüntetett értékek kiválasztásáról lásd az F8. függelék.

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

Annak, hogy a nőknél a várt összefüggés nagyon halványan van jelen, két okát említhetjük. Egyfelől, a roma nők legnagyobb számban olyan foglalkozásokban dolgoznak, melyek jellemzően nagy szervezetekben fordulnak elő, ami csökkenti a diszkriminációnak való kitettségüket. Ezek a foglalkozások (szemégyűjtő és utcaseprő, intézményi takarító és kiségitő, egyszerű mezőgazdasági, csomagoló-, palackozó- és címkézőgép 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 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 gyermeket, míg a nem romáknál 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 családokban 67 (illetve közmunka nélkül 66) százalék. (Részletesen lásd az F10. függelék!)²¹ Az arányok nyilvánvalóvá teszik, hogy a roma nők esetében a kínálati döntések különösen erős szerepet játszhatnak a foglalkoztatás alakításában,

8. ALTERNATÍV MAGYARÁZATOK ÉS ROBUSZTUSSÁGI VIZSGÁLATOK

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

Alternatív mutatók a Jobbik támogatottságának mérésére. A Jobbik támogatottságát többféleképpen mértük. A főszövegben erre az (1) egyenletnek az 1. táblázatban becsült reziduuma 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 hármasszinterakció 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 kiváltképpen 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 előítélet-proxi, az akkor tapasztalhatóhoz 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 kisvállalatsűrűség 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 × Jobbik és a kulcsfontosságú Roma × Jobbik × Kisvállalat interakciókra kapott paraméterek nem csak előjelükben, hanem nagyságrendjükben is hasonlóak a 2010-es egyenletben kapottakhoz. Ez további érv a mellett, hogy a 2010-es Jobbik szavazatokat jogosan használjuk előítélet-proxiként, és arra enged következtetni, hogy az előítéletességben meglévő területi különbségek nem csak nagyok, hanem időben stabilak is. A tanulmányunkban vizsgált mechanizmust megfelelő adatok birtokában más időpontokban is tetten érhetnénk.

A kisvállalat-sűrűség csak proxy 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) egyenletbeli kisvállalat-sűrűség

²¹ 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.

mutatókat különféle ágazati részarányokra cserélnék (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 álláskeresők 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 proxy-változóval megmérni, és a (2) egyenletünket újrabecsülni, úgy, hogy a Jobbik szavazati arányát erre a proxira cseréltük. A teszt akkor zárja ki a szóban forgó alternatív magyarázatot, ha a minőségkülönbséget reprezentáló változók hatása a foglalkoztatási különbségekre zérustól nem különbözik.

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 tesztjein, ha szegregált környezetben tanulnak (Kertesi és Kézdi 2009, 2012).

A járási szintű iskolai elkülönülést a szegregációs index ($0 \leq S \leq 1$) mutatójával mérjük, melynek 0 értéke a szegregáció teljes hiányára, 1 értéke tökéletes szegregáltságra utal.²² Az indexeket az 1985., 1989. és 1992. évi iskolasoros oktatási adatbázisokból²³ 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 húsz-huszonöt 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.²⁴ 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 munkaerő-piacokon.

Kihagyott csoportok: van menekvés a diszkrimináció elől? Elemzésünk a bérmunka világra vonatkozik, a vizsgált mintában eleve nem szerepelnek a vállalkozók és segítő családtagjaik, valamint az alkalmi és közmunkások. Csakhogy – érvelhetne valaki – ha a romákat súlyos hátrány éri a bérmunka piacán, kárpótolhatják magukat azzal, hogy vállalkozásba kezdenek, vagy alkalmi illetve közmunkába lépnek:

²² A mutató képzéséről lásd Kertesi és Kézdi (2009)

²³ A mai KIR-STAT (https://www.kir.hu/kir_stat/) elődjének tekinthető iskolasoros oktatási adminisztratív adatokat az 1980-1990-es években a Művelődési és Köznevelési Minisztérium statisztikai osztálya gyűjtötte. Ezek az adatbázisok megtalálhatók a KRTK Adatbankjában.

²⁴ A nem kognitív készségekről nem állnak rendelkezésre területileg megbontható adatok.

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 bér munka világán belül mért etnikai rés. Az eredmények szerint minél nagyobb a cigányok hátránya a bér munka piacán, annál *kisebb* valószínűséggel vállalkoznak vagy végeznek alkalmi munkát, viszont (legalábbis a férfiak) annál nagyobb arányban lépnek közmunkába. Figyelembe véve, hogy a közmunkás bér még a minimálbérnél is jóval alacsonyabb, ez nem tekinthető a piaci munkavállalás vagy a vállalkozás teljes értékű alternatívájának. A valódi munkaerőpiacon a munkalehetőségek pozitívan korreláltak. Egy szórás egységnyi foglalkoztatási lemaradás a bér munka területén a roma férfiak körében egynegyed szórás egységgel csökkenti a vállalkozóvá válásuk, illetve alkalmi munkavállalásuk esélyeit. A nők körében ezek a hatások még erőteljesebbek: 0,4 szórás egység körüli értékeket tesznek ki.

9 ÖSSZEGZÉS ÉS SZAKPOLITIKAI KÖVETKEZTETÉSEK

Tanulmányunkban kísérletet tettünk a környezet előítéletessége, mint ok, és a vállalatméret-eloszlás, mint közvetítő szerepének feltárására a helyi munkaerőpiacokon belüli roma-nem roma reziduális foglalkoztatási esélykülönbség 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 álláskeresői intenzitása között: ennek alapján elvetettük azt felvetést, hogy a romák „munkakerülő magatartása” vezetett volna a Jobbik erőteljes támogatásához.

Adatokkal is alátámasztott érvelésünk szerint a környezet erős 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 munkaerőpiacokon belül, azonos személyes, családi és települési jellemzők esetén is. Határozott következtetést az átlagnál erősebb (a Jobbik támogatottságával mért) előítéletesség 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 kevéssé kitett foglalkozásokban dolgozik, valamint 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 Charles és Guryan (2008) tanulmánya 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 átlagosnál rosszabb oktatást kapnak, és családjaik sokaságában hiányoznak a feltételek az átlagos kognitív és nem kognitív készségek elsajátításának támogatásához.²⁵ Mivel a gazdaság széles területein a munkatársak hatnak egymás teljesítményére (Mas és 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 roma-nem 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.

²⁵ Az ilyen feltételek azonossága esetén nem mutatható ki etnikai különbség a kognitív készségeket mérő teszteken. (Kertesi és Kézdi 2012). A feltételek azonban nem azonosak.

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, ami kendőzetlenül képviselne rasszista nézeteket.

Abból azonban, hogy átmenetileg meggyengült az erős előítéletesség országos szintű *politikai képviselete*, 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 munkaerőpiac 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 csökkent.²⁶ Erőteljesen növekedett a betöltetlen álláshelyek száma, megszorodtak a munkaerő-hiánnyal kapcsolatos panaszok, emelkedett a foglalkoztatási szolgálatnál bejelentett üres állások száma, és súlyosbodott a vállalati kikérdezésekben mért munkaerőhiány (Köllő, Nyíró és Tóth 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 álláskeresők bekerülhessenek a kisüzemekbe, boltokba és szolgáltató egységekbe, 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*, aminek jelenlétét világosan jelzi az elutasító sztereotípiákkal való széles körű egyetértés. Ahogy Loury (2006, 156. old.) 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

²⁶ Saját számítás a MEF 2011q4 és 2019q4 hullámai alapján. Az utóbb említett adatok nem a munkanélküli rátára, hanem a munkanélküliek adott népességben belüli arányára utalnak.

megismerés torz folyamatait, valamint a közgondolkodás torzulásait kell nagyító alá helyeznünk... 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, a civil szerveződésekben, valamint a médiában és a közbeszédet befolyásoló más terepeken kell dolgozni.

HIVATKOZÁSOK

- Aeberhardt, Romain et al. (2010). “Wages and Employment of French Workers with African Origin”. *Journal of Population Economics* 23, pp. 881–905. DOI: 10.1007/s00148-009-0266-3.
- Arrow, Kenneth J. (1972) „Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market”. in A. H. Pascal (ed), *Racial Discrimination in Economic Life* (Lexington, Mass: Lexington Books), p. 187-203.
- Arrow, Kenneth J. (1973) ‘The Theory of Discrimination’, in O. Ashenfelter and A. Rees (eds) *Discrimination in Labor Markets* (Princeton: Princeton University Press), p. 3-33.
- Baert, Stijn and Sunčica Vujić (2016) Immigrant volunteering: a way out of labour market discrimination?, *Economics Letters*, 146. p.95-98
- Baert, S., De Meyer, A. S., Moerman, Y., Omeij, E. (2018). Does Size Matter? Hiring Discrimination and Firm Size”. *International Journal of Manpower* 39. doi: 10.1108/IJM-09-2017-0239.
- Baert, Stijn (2018). Hiring discrimination: An overview of (almost) all correspondence experiments since 2005. In S. M. Gaddis (Ed.), *Audit studies: Behind the scenes with theory, method, and nuance* (pp. 63–77). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-71153-9_3
- Becker, G.S. (1957 [1971]). *The Economics of Discrimination*. Economic Research Studies. University of Chicago Press. URL: <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 Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézet, Országos Foglalkoztatási Közhasznú Nonprofit Kft., 165-182 old.
- Bernát Anikó, Juhász Attila, Krekó Péter, Molnár Csaba (2013). “The roots of radicalism and anti-Roma attitudes of the far right”. <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.423.2311&rep=rep1&type=pdf>
- Bertrand, Marianne and Sendhil Mullainathan (2004). “Are Emily and Greg More Employable Than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination”. *American Economic Review* 94.4, pp. 991–1013. DOI: 10.1257/0002828042002561. URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0002828042002561>.
- Burks, Stephen et al. (2015). “The Value of Hiring through Employee Referrals”. *The Quarterly Journal of Economics* 130.2, pp. 805–839. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:qjecon:v:130:y:2015:i:2:p:805-839>.
- Carlsson, Magnus and Dan-Olof Rooth (2007). “Evidence of ethnic discrimination in the Swedish labor market using experimental data”. *Labour Economics* 14.4, pp. 716–729. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:labeco:v:14:y:2007:i:4:p:716-729>.

- Carrington, William J., Kristin McCue and Brooks Pierce (2000): Using Establishment Size to Measure the Impact of Title VII and Affirmative Action. *Journal of Human Resources*, 2000, vol. 35, issue 3, 503-523
- Charles, Kerwin Kofi and Jonathan Guryan (2008). “Prejudice and Wages: An Empirical Assessment of Becker’s The Economics of Discrimination”. *Journal of Political Economy* 116.5, pp. 773–809. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:jpolec:v:116:y:2008:i:5:p:773-809>.
- Charles, Kerwin Kofi and Jonathan Guryan (2011). “Studying Discrimination: Fundamental Challenges and Recent Progress”. *Annual Review of Economics*, Vol. 3. p. 479-511. URL: <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.102308.124448>
- Combes, Pierre-Philippe, Bruno Decreuse, Morgane Laouénan, Alain Trannoy (2016): Customer Discrimination and Employment Outcomes: Theory and Evidence from the French Labor Market, *Journal of Labor Economics*, 2016, vol. 34, no. 1,
- Dasgupta, Utteeyo et al. (2020). *Game of Prejudice – Experiments at the Extensive and Intensive Margin*. GLO Discussion Paper Series 499. Global Labor Organization (GLO). URL: <https://ideas.repec.org/p/zbw/glodps/499.html>.
- Enyedi Zsolt, Fábrián Zoltán és Sik Endre (2004) „Nőtt-e az előítéletek Magyarországon?": in: Társadalmi riport 2004, Kolosi Tamás, Tóth István György, Vukovich György (szerk.). Budapest: TÁRKI, Pp. 375–399.
- Green, Gary, Leann Tigges, and Daniel Diaz (1999). “Racial and Ethnic Differences in Job-Search Strategies in Atlanta, Boston, and Los Angeles”. In: *Social Science Quarterly* 80, pp. 263–278.
- Guryan, Jonathan and Kerwin Kofi Charles (2013): Taste-based or statistical discrimination: The economics of discrimination returns to its roots, *The Economic Journal*, 123 (November), F417–F432. Doi: 10.1111/eoj.12080
- Gyöngyösi, Győző and Verner, Emil (2021): Financial Crisis, Creditor-Debtor Conflict, and Populism (October 13, 2021). *Journal of Finance*, Forthcoming, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3289741> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3289741>
- Hedegaard, Morten Størling and Jean-Robert Tyran (2018). “The Price of Prejudice”. *American Economic Journal: Applied Economics* 10.1, pp. 40–63. DOI: 10.1257/app.20150241. URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.20150241>.
- Hjort, Jonas (2014). “Ethnic Divisions and Production in Firms”. *The Quarterly Journal of Economics* 129.4, pp. 1899–1946. URL: <https://www.jstor.org/stable/26372589>.
- Holzer, Harry J. (1987a). *Hiring Procedures in the Firm: Their Economic Determinants and Outcomes*. NBER Working Papers 2185. National Bureau of Economic Research, Inc. URL: <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/2185.html>.
- Holzer, Harry J. (1987b). “Informal Job Search and Black Youth Unemployment”. *American Economic Review* 77.3, pp. 446–452. URL: <https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v77y1987i3p446-52.html>.
- Holzer, Harry J. (1998). “Why Do Small Establishments Hire Fewer Blacks Than Larger Ones?” *Journal of Human Resources* 33, pp. 896–914. DOI: 10.2307/146402.
- Ioannides, Yannis M. and Linda Datcher Loury (2004). “Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality”. In: *Journal of Economic Literature* 42.4, pp. 1056– 1093. DOI: 10.1257/0022051043004595. URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0022051043004595>.
- Kaas, Leo and Christian Manger (2012). “Ethnic Discrimination in Germany’s Labour Market: A

- Field Experiment”. *German Economic Review* 13.1, pp. 1–20. DOI:<https://doi.org/10.1111/j.1468-0475.2011.00538.x>. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0475.2011.00538.x>.
- Kende, Anna et al. (2020). “The last acceptable prejudice in Europe? Anti-Gypsyism as the obstacle to Roma inclusion”. In: *Group Processes, Intergroup Relations* 24, pp. 388–410. DOI: 10.1177/1368430220907701.
- Kertesi Gábor, Kézdi Gábor (2009): Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. *Közgazdasági Szemle*, LVI. évf., 2009. november, 959–1000. o.
- Kertesi Gábor, Kézdi Gábor (2011): Roma employment in Hungary after the post-communist transition, *Economics of Transition*, Vol. 19, Issue 3, July 2011, pp. 563–610
- Kertesi Gábor, Kézdi Gábor (2012): A roma és nem roma tanulók teszteredményei közti különbségekről és e különbségek okairól. *Közgazdasági Szemle*, LIX. évf., 2012. július–augusztus, 798–853. o.
- Koren Miklós, Petó Rita (2020) Business Disruptions from Social Distancing. *PLOS One* 15(9): e0239113. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0239113>. <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0239113>
- Koren Miklós, Petó Rita (2021): Mely iparágakban és régiókban van lehetőség hosszú távon is távmunkára? megjelent: Fazekas Károly, Kónya István, Krekó Judit (szerk.) *Munkaerőpiaci Tükör* 2020, 158-168.
- Köllő János, Nyíró Zsanna, Tóth István János (2017): Az alapvető hiányindikátorok alakulása, in: Fazekas Károly, Köllő János (szerk.), *Munkaerőpiaci Tükör 2017*, MTA Közgazdaság-és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézet, 63-71.
- Lang, Kevin and Ariella Kahn-Lang Spitzer (2020). “Race Discrimination: An Economic Perspective”. *Journal of Economic Perspectives* 34.2, pp. 68–89. DOI: 10.1257/jep.34.2.68. URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.34.2.68>.
- Leonard, Jonathan S. (1985): Affirmative Action as Earnings Redistribution: The Targeting of Compliance Reviews, *Journal of Labor Economics*, 1985, vol. 3, no. 3, 363-384
- Lippens, Louis, Siel Vermeiren, Stijn Baert (2021): The State of Hiring Discrimination: A Meta-Analysis of (Almost) All Recent Correspondence Experiments, IZA DP No. 14966. December 2021
- Loury, Glenn (2006): *A faji egyenlőtlenségek anatómiája*. Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest
- Marin, Alexandra. 2012. “Don’t Mention It: Why People Don’t Share Job Information, When They Do, and Why It Matters.” *Social Networks* 34(2):181–93.
- Marsden, Peter V. (2001): *Interpersonal Ties, Social Capital, and Employer Staffing Practices*. in: *Social Capital - Theory and Research*, Nancy Lin, Karen Cook, Ronald S. Burt (eds.), Aldine de Gruyter, pp.104-125. DOI:10.4324/9781315129457-5
- Mas, Alexandre, Enrico Moretti (2009): Peers at Work, *American Economic Review*, (99) 1, March 2009, 112-45
- MNB (2012). *Report on Fiscal Stability*. Tech. rep. Central Bank of Hungary. URL: <https://www.mnb.hu/en/publications/reports/financial-stability-report/report-on-financial-stability-from-2000-to-november-2013-1/report-on-financial-stability-april-2012>.
- MNB (2020). *Financial accounts (financial assets and liabilities of institutional sectors)*. URL: <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, Emile, Tropp, Linda 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* 48. DOI: 10.1111/jasp.12513.
- Pedulla, David and Devah Pager (Nov. 2019). “Race and Networks in the Job Search Process”. *American Sociological Review* 84. DOI: 10.1177/0003122419883255.
- Royster, Deirdre 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(11), p. 1230–1236.
- Sik, Endre, Simonovits Bori, Szeitl Blanka (2016). Az idegenellenesség alakulása és a bevándorlással kapcsolatos félelmek Magyarországon és a viseigrádi országokban, *REGIO* 24, p. 81. DOI: 10.17355/rkkpt.v24i2.114.
- Silva, Fabiana (2018). The Strength of Whites’ Ties: How Employers Reward the Referrals of Black and White Jobseekers”. *Social Forces* 97, pp. 741–768. DOI: 10.1093/sf/soy051
- Smith, Sandra 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* 111, pp. 1–57. DOI: 10.1086/428814.
- Smith, Sandra Susan, and Kara Alexis Young. (2017). Want, Need, Fit: The Cultural Logics of Job-Matching Assistance.” *Work and Occupations* 44(2):171–209.
- Székelyi Mária, Örkény Antal, Csepeli György (2001): Romakép a mai magyar társadalomban, *Szociológiai Szemle* 11.3, 19–46. URL: <https://szociologia.hu/dynamic/0103szekelyi.htm>.
- Tanova, Cem (2003): Firm size and recruitment: Staffing practices in small and large organisations in north Cyprus. *Career Development International* 8, pp. 107–114. DOI: 10.1108/13620430310465534.
- TÁRKI (2019). *The TÁRKI Omnibus Survey*. Tech. rep. TARKI Social Research Institute. URL: https://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. ISBN: 978-3-658-05890-6. DOI: 10.1007/978-3-658-05891-3.
- Verner, Emil and Győző Gyöngyösi (2020a): Household debt revaluation and the real economy: Evidence from a foreign currency debt crisis. MNB Working Papers, No. 2; <https://www.mnb.hu/en/publications/studies-publications-statistics/working-papers-1-1/wp-2020-2-emil-verner-gyozo-gyongyosi-household-debt-revaluation-and-the-real-economy-evidence-from-a-foreign-currency-debt-crisis>
- Verner, Emil and Gyöngyösi Győző (2020b). Household Debt Revaluation and the Real Economy: Evidence from a Foreign Currency Debt Crisis. *American Economic Review*, Vol 110, No 9, September 2020, (pp. 2667-2702)
- Wood, Martin, Jon Hales, Susan Purdon, Tanja Sejersen and Oliver Hayllar (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://natcen.ac.uk/media/20541/test-for-racial-discrimination.pdf>

F1. KONTROLLVÁLTOZÓK A (2) EGYENLETBEN

Változó leírása	Férfiak		Nők	
	Nem roma	Roma	Nem roma	Roma
életkor	41,512 (11,421)	35,873 (12,024)	43,502 (11,558)	35,130 (12,009)
életkor-négyzet	1853,693 (939,462)	1431,440 (906,269)	2026,017 (966,573)	1378,332 (900,887)
0-7 osztály végzettségű (0,1)	0,018	0,166	0,028	0,261
szakmunkás végzettségű (0,1)	0,727	0,240	0,551	0,130
tartósan beteg (0,1)	0,100	0,128	0,138	0,148
fogyatékkal élő (0,1)	0,021	0,039	0,019	0,025
tartósan beteg és fogyatékkal élő (0,1)	0,030	0,048	0,034	0,041
betegség/fogyatékoság: nem válaszolt (0,1)	0,057	0,004	0,054	0,004
angolul beszél (0,1)	0,035	0,018	0,025	0,015
németül beszél (0,1)	0,056	0,022	0,039	0,018
valamely valláshoz vagy hitfelekezethez tartozik (0,1)	0,748	0,792	0,778	0,806
házas vagy élettársa van (0,1)	0,577	0,641	0,636	0,654
házas vagy élettársa 8 osztály végzettségű (0,1)	0,009	0,142	0,011	0,110
házas vagy élettársa szakmunkás végzettségű (0,1)	0,209	0,121	0,371	0,163
házas vagy élettársa érettségizett (0,1)	0,178	0,032	0,096	0,018
házas vagy élettársa diplomás (0,1)	0,048	0,005	0,016	0,003
házas vagy élettársa foglalkoztatott (0,1)	0,321	0,104	0,358	0,188
házas vagy élettársa nyugdíjas (0,1)	0,056	0,044	0,143	0,074
házas vagy élettársa vagyonából él (0,1)	0,000	0,001	0,000	0,000
házas vagy élettársa szociális segélyből él (0,1)	0,019	0,071	0,011	0,072
0 éves korú, együttélő gyerekek száma	0,030 (0,174)	0,118 (0,348)	0,036 (0,192)	0,150 (0,387)
1-3 éves korú, együttélő gyerekek száma	0,097 (0,327)	0,342 (0,650)	0,118 (0,364)	0,441 (0,721)
4-6 éves korú, együttélő gyerekek száma	0,099 (0,329)	0,310 (0,607)	0,121 (0,364)	0,392 (0,667)
7-14 éves korú, együttélő gyerekek száma	0,272 (0,602)	0,776 (1,086)	0,342 (0,677)	0,920 (1,166)
15-18 éves korú, együttélő gyerekek száma	0,163 (0,423)	0,385 (0,660)	0,191 (0,455)	0,394 (0,662)
lakásban élő dolgozó személyek száma (kivéve a megkérdezett)	0,472 (0,797)	0,301 (0,658)	0,457 (0,753)	0,253 (0,593)
lakásban élő nyugdíjas személyek száma (kivéve a megkérdezett)	0,320 (0,602)	0,221 (0,503)	0,215 (0,504)	0,180 (0,460)
lakásban élő vagyonukból élők száma (kivéve a megkérdezett)	0,000 (0,021)	0,001 (0,034)	0,000 (0,020)	0,001 (0,028)
lakásban élő szociális segélyezettek száma (kivéve a megkérdezett)	0,038 (0,217)	0,221 (0,577)	0,038 (0,220)	0,209 (0,559)
van-e a lakásban tartós gondozásra szoruló személy? (0,1)	0,047	0,085	0,051	0,083
a lakásban lakó személyek száma	3,434 (1,648)	5,257 (2,890)	3,538 (1,723)	5,530 (2,956)
a lakás alapterülete (m2), ln	4,312	4,239	4,299	4,236

	(0,402)	(0,434)	(0,398)	(0,425)
a lakásban nincs fürdőszoba (0,1)	0,067	0,256	0,061	0,274
a lakásban nincs vízöblítéses WC (0,1)	0,075	0,282	0,069	0,300
a lakás házi vízvezetékéből van vízzel allátva (0,1)	0,035	0,036	0,035	0,035
a lakásban nincs vezetékcs víz (0,1)	0,031	0,148	0,028	0,166
utcahálózatba bépülő, kirívóan alacsony státuszú körzet (0,1)	0,003	0,036	0,003	0,040
telepszerűen elkülönülő, kirívóan alacsony státuszú körzet (0,1)	0,001	0,013	0,001	0,015
lakóhely = Budapest (0,1)	0,103	0,078	0,100	0,073
lakóhely = megyszékhely (0,1)	0,169	0,105	0,172	0,100
lakóhely = falu, 5000+ fő (0,1)	0,024	0,019	0,023	0,019
lakóhely = falu, 2000-4999 fő (0,1)	0,081	0,097	0,081	0,099
lakóhely = falu, 1000-1999 fő (0,1)	0,059	0,083	0,059	0,081
lakóhely = falu, -999 fő (0,1)	0,101	0,143	0,101	0,145
tömegközl. elérhető munkaerőpiaci központok száma: 1 (0,1)	0,018	0,039	0,019	0,039
tömegközl. elérhető munkaerőpiaci központok száma: 2 (0,1)	0,231	0,267	0,230	0,273
tömegközl. elérhető munkaerőpiaci központok száma: 3 (0,1)	0,177	0,180	0,176	0,174
tömegközl. elérhető munkaerőpiaci központok száma: 4 (0,1)	0,246	0,173	0,245	0,169
az elérhető központok nem ismert (0,1)	0,008	0,008	0,008	0,008

Forrás: Népszámlálás 2011

Zárójelekben a folytonos változók szórása látható.

F2. A ROMA ÉS NEM ROMA NÉPESSÉG FOGLALKOZTATÁSI ÖSSZETÉTELE

Nappali tagozaton tanulók nélkül

	15-74 éves		15-60 éves		15-60 éves, nincs érettségije	
	Nem roma	Roma	Nem roma	Roma	Nem roma	Roma
	Férfiak					
Alkalmazott	52,0	23,1	62,5	24,2	57,2	22,3
Közmunkás	1,0	8,6	1,3	9,0	2,0	9,4
Alkalmi munkás	0,7	2,1	0,8	2,2	1,2	2,3
Vállalkozó	9,7	2,1	10,7	2,2	7,5	1,7
Segítő családtag	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1
Munkanélküli vagy inaktív	36,4	64,0	24,5	62,2	31,8	64,1
Összesen	100	100	100	100	100	100
Esetszám	3 190 576	87 852	2 590 891	83 076	1 376 405	78 054
	Nők					
Alkalmazott	45,1	13,2	57,8	14,0	45,3	11,6
Közmunkás	0,8	4,9	1,0	5,3	1,7	5,4
Alkalmi munkás	0,4	0,7	0,5	0,7	0,6	0,7
Vállalkozó	4,7	0,7	5,5	0,7	3,6	0,5
Segítő családtag	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1
Munkanélküli vagy inaktív	48,8	80,4	35,0	79,2	48,7	81,6
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Esetszám	3 504 092	91 921	2 674 454	86 076	1 028 851	80 151

Forrás: Népszámlálás 2011

F3. JÁRÁSI SZINTŰ VÁLTOZÓK ÉS BECSÜLT ÉRTÉKEK AZ ELEMZÉSI MINTÁBAN

	Átlag	Szórás	Min	Max
Roma népességarány	4,8	4,5	0,2	23,6
Roma népességarány – férfiak	4,9	4,7	0,2	24,4
Roma népességarány – nők	4,6	4,4	0,1	22,7
<i>Férfiak foglalkoztatása</i>				
Nem roma foglalkoztatási ráta	66,5	6,0	52,2	80,1
Roma foglalkoztatási ráta	38,0	11,4	9,8	90,0
- Nyers különbség ^a	-28,5	10,0	-59,0	28,0 ^d
- Reziduális különbség ^b	-11,5	7,5	-35,2	36,8 ^d
<i>Nők foglalkoztatása</i>				
Nem roma foglalkoztatási ráta	47,5	7,3	29,2	63,9
Roma foglalkoztatási ráta	16,9	8,4	3,9	42,9
- Nyers különbség ^a	-30,6	6,2	-46,4	-13,1
- Reziduális különbség ^b	-6,1	5,1	-31,1	11,1
Jobbik listás eredmény	18,8	5,7	10,3	38,5
Kisvállalat-sűrűség ^c	31,2	8,3	3,7	56,5
Nem teljesítő hitel/népesség (db/fő)	0,078	0,025	0,041	0,193
Árbevételváltozás 2010/2008	98,3	2,6	93,5	107,3

Az adatok, a becsült értékek kivételével, súlyozatlan járási átlagokat és szórásokat mutatnak, százalékban, ha nincs máshogy jelezve. Megjegyzés: a számításokban a járási szintű változók minden esetben természetes mértékegységben, (0,1) skálán mérve szerepelnek

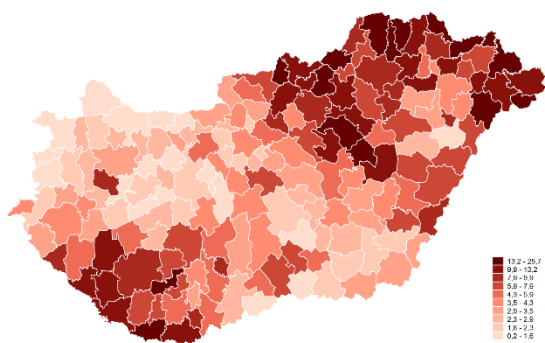
^a Becsült különbség az F1. függelékben szereplő változókra való kontrollálás nélkül, lásd a 6. táblázatot.

^b Becsült különbség az F1. függelékben szereplő változókra való kontrollálás után, lásd a 6. táblázatot.

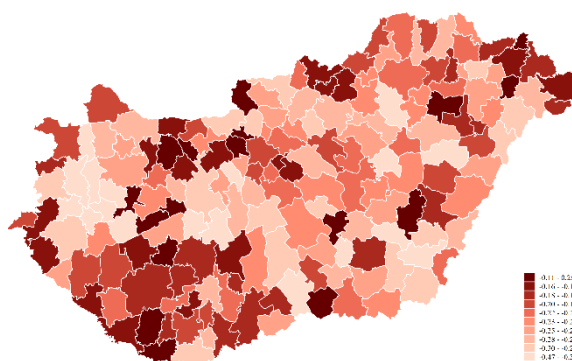
^c A 2-30 fős vállalatoknál foglalkoztatottak aránya az alkalmazottak körében

^d A Mórahalmi járás kilógó érték, kizárólag ebben az esetben látunk pozitív különbséget.

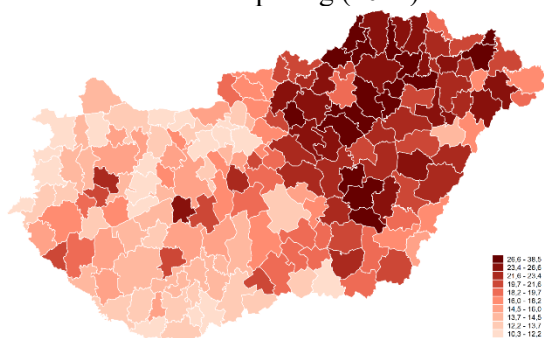
F4. A JÁRÁSI SZINTŰ VÁLTOZÓK TÉRKÉPEN



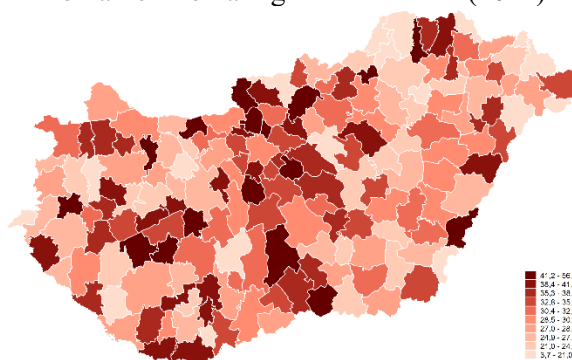
Romák/népesség (2011)



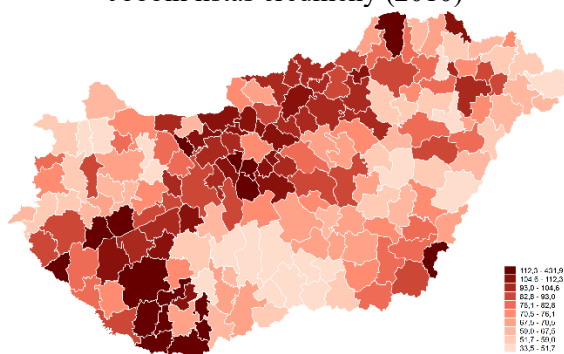
Roma-nem roma foglalkoztatási rés (2011)



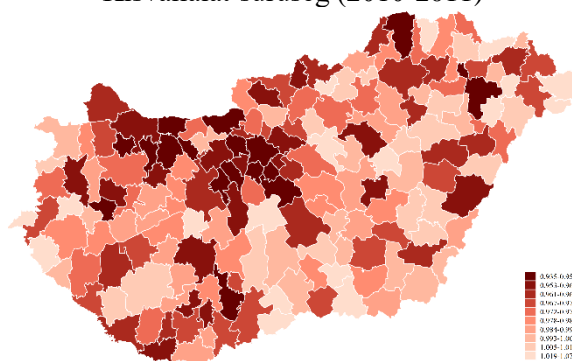
Jobbik listás eredmény (2010)



Kisvállalat-sűrűség (2010-2011)

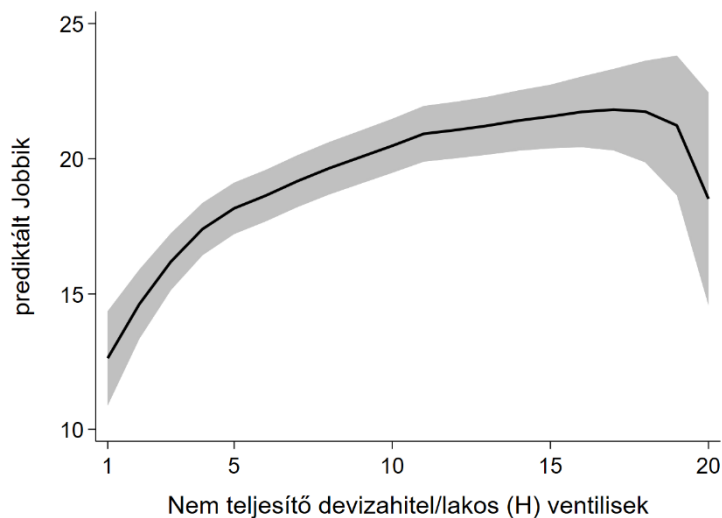


Nem teljesítő devizahitel/népesség (2012)



Árbevétel-csökkenés (2008-2010)

F5. A JOBBIK TÁMOGATOTTSÁGA: A DEVIZAHITELVÁLSÁG HATÁSA



Az ábrán az 1. táblázat eredményei alapján számolt predikciók láthatók, 95%-os konfidenciasávval. A **H** változó ventiliscsoportjain belül számolt átlagos szinteken a Stata szoftver *lincom* eljárásával becstültük az illesztett értékeket, feltéve, hogy **dY** változó a teljes mintára érvényes átlagos szintjét veszi fel.

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

F6. FŐKOMPONENS-ELEMZÉS A ROMÁKAT ELUTASÍTÓ ÉS ELFOGADÓ ÁLLÍTÁSOK SZÉTVÁLASZTÁSÁRA

A Tárki Életpálya-felvétel 2009. évi hullámában a cigányokkal kapcsolatban 14 sztereotíp állítást fogalmaztak meg. A mintában szereplő, 17-22 éves, nem roma kérdezettek „teljesen egyetért” válaszai alapján, főkomponens-elemzéssel megvizsgáltuk, hogyan kapcsolódnak össze a különböző állításokra adott választások. Világosan kirajzolódik egy, az elutasító állításokat összefogó első, és egy, az elfogadó állításokat tömörítő második főkomponens. A főszöveg 1. táblázatában az előítélesség fokát az első hét állítással teljes mértékben egyetértők arányával mérjük.

Sztereotíp állítások	1.	2.
	főkomponens faktorsúlyok	
A cigány lakosság számának növekedése veszélyezteti a társadalmi békét	0,7778	-0,0585
A bűnözési hajlam a cigányok vérében van.	0,7457	-0,0422
Csak helyeselni lehet, hogy még vannak olyan szórakozóhelyek, ahová cigányokat nem engednek be	0,7234	-0,0132
A cigány családokban azért van olyan sok gyermek, mert az után kapnak támogatást	0,7055	-0,0358
A cigányokat teljesen el kell különíteni a társadalom többi részétől	0,6957	-0,0744
A cigányok ne akarjanak úgy tenni, mintha nem lennének cigányok	0,5812	0,2074
A cigányok gondjai megoldódnának, ha végre elkezdeneek dolgozni	0,4647	0,2276
A cigányokat rá kell szoktatni arra, hogy ugyanúgy éljenek, mint mások	0,3439	0,3967
Minden cigány gyermeknek joga van arra, hogy a nem cigányokkal együtt tanuljon	-0,1696	0,6505
A cigányok között a hagyományos családi értékek tisztelete erősebb, mint a nem cigányok között	0,1085	0,5276
Sok cigány azért nem dolgozik, mert nem kap munkát.	-0,0564	0,6021
A cigányok minden szempontból érettek arra, hogy saját dolgaikban dönthessenek	-0,0558	0,6045
A cigányok között ugyanannyi a bűnöző, mint a hasonló körülmények között élő nem cigányoknál	0,0252	0,5880
A cigányoknak több támogatást kell adni, mint a nem cigányoknak	-0,0001	0,3812
Főkomponens sajátértéke	3,3928	2,1778

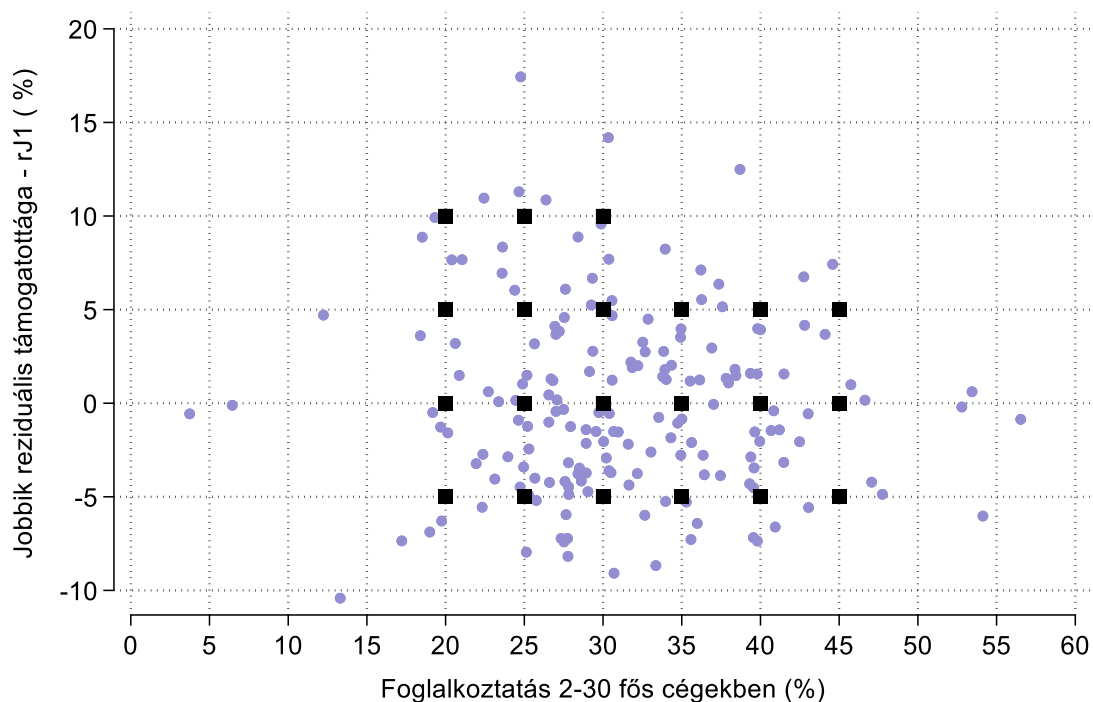
Forrás: TÁRKI Életpálya-felvétel, 2009-es hullám, az összes előítélet kérdésre válaszoló nem romák száma: 4055.

F7. A 2. TÁBLÁZATBAN ISMERTETETT MODELL RÉSZLETES BECSLÉSI EREDMÉNYEI

	A Jobbikra szavazna? (0,1) (lineáris valószínűségi modell)		A sztereotíp állítással ^a egyetért? (rangsor probit modell)	
	Együttható	t	Együttható	z
Roma keresési intenzitás	-0,138	-1,2	-0,582	-1,3
Nem roma keresési intenzitás	-0,024	-0,2	0,413	0,8
Életkor				
18	-0,002	-0,2	0,079	1,9
19	-0,016	-0,9	0,061	0,8
20	-0,106	-4,5	0,189	1,1
21	-0,059	-0,8	-0,736	-2,0
22	-0,007	-0,2	-1,680	-90,2
Lány	-0,097	-9,3	-0,026	-0,8
Apa iskolázottsága				
8 osztály	0,021	0,8	-0,420	-2,6
Szakiskola	0,050	1,7	-0,308	-1,9
Érettségi	0,044	1,5	-0,264	-1,7
Diploma	0,051	1,5	-0,250	-1,6
Nem ismert	0,023	0,5	-0,312	-1,7
Anya iskolázottsága				
8 osztály	0,059	2,9	0,141	0,5
Szakiskola	0,101	5,0	0,140	0,5
Érettségi	0,115	4,7	0,138	0,5
Diploma	0,058	2,2	0,117	0,4
Nem ismert	0,078	3,4	0,128	0,5
Olvasás teszteredmény	0,001	0,2	-0,002	-0,1
Nem írt matematika tesztet	-0,024	-1,3	-0,067	-0,9
Matematika teszteredmény	0,000	0,1	-0,022	-1,0
Konstans	0,119	
Vágópont 1	..		-1,99	
Vágópont 2	..		-1,37	
Vágópont 3	..		-0,10	
Megfigyelések száma	6 617		6 617	
R2, pszeudo R2	0,0276		0,9113	

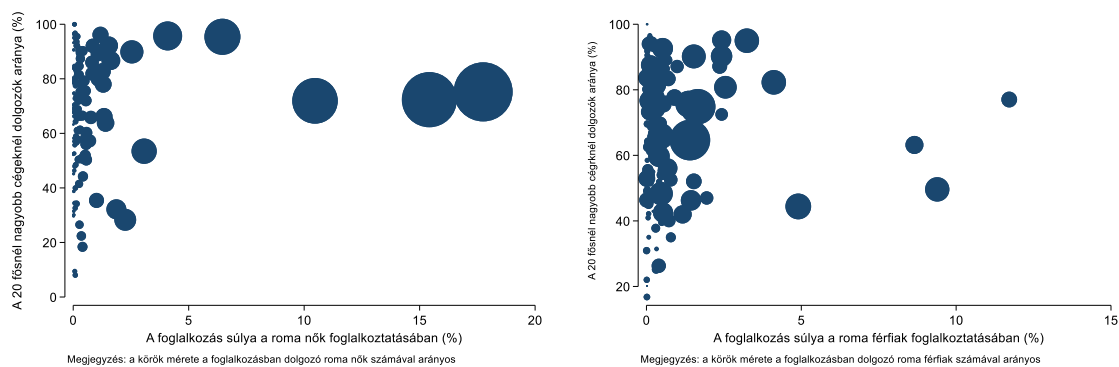
^a „A cigányok gondjai megoldódnának, ha végre elkezdénének dolgozni”. Rangsor (1,2,3,4) probit modell: (1) Egyáltalán nem ért egyet (3.5%), (2) inkább nem ért egyet (8.1%), (3) inkább egyetért (41.6%), (4) teljes mértékben egyetért (46.8%).

F8. A PREDIKTÁLÁSHOZ VÁLASZTOTT PONTOK A KISVÁLLALATSÚRÚSÉG ÉS A JOBBIK REZIDUÁLIS TÁMOGATOTTSÁGÁNAK TERÉBEN



F9. A ROMA NŐK ÉS FÉRFIAK FOGLALKOZÁSAI

A roma nők zömmel olyan foglalkozásokban dolgoznak, melyek jellemzően nagy szervezetekben fordulnak elő. A férfiaknál a megoszlás sokkal kiegyenlítettebb.



Forrás: MEF KRTK 2015-2021

Az ábrák a négyjegyű FEOR kód alapján megkülönböztetett foglalkozásokat ábrázolnak. Azoknak a foglalkozásoknak a pontjai láthatók, melyekben romák és nem romák egyaránt dolgoznak. Az adatok a nem közmunkásként dolgozóakra vonatkoznak.

A vízszintes tengelyen az adott foglalkozás súlyát (részarányát) mérjük a roma foglalkoztatásban. A függőleges tengelyen a 20 főnél nagyobb munkáltatóknál dolgozók arányát mérjük az adott foglalkozáson belül, etnikai megkülönböztetés nélkül. A körök mérete az adott foglalkozásban dolgozó roma nők illetve férfiak abszolút számával arányos.

A roma női foglalkoztatásban legnagyobb súlya a 9211 Szemétyűjtő, utcaseprő (17.8%), 9112 Intézményi takarító és kiséítő (15.4%) és 9331 Egyszerű mezőgazdasági foglalkozású (10.5%) foglalkozásoknak van. Az ide tartozókat (romákat és nem romákat) az esetek 70-75 %-ban 20 főnél nagyobb vállalati és intézményi telephelyek alkalmazzák. Ennél is magasabb a közepes és nagyvállalati telephelyek súlya további három népes foglalkozásban (csomagoló-, palackozó- és címkézógép kezelő, villamosberendezés-összeszerelő, mechanikaigép-összeszerelő). Ez a mindössze hat foglalkozás a roma nők 60 százalékát foglalkoztatja.

F10. FOGLALKOZTATOTTAK ÉS GYERMEKEK A ROMA ÉS NEM ROMA CSALÁDOKBAN

a) Ki dolgozik a házaspár- vagy élettársi kapcsolatban élők közül a dolgozó családokban^a ?, %

	Foglalkoztatás: bármilyen		Foglalkoztatás közmunka nélkül	
	Nem roma családok	Roma családok ^b	Nem roma családok	Roma családok
Mindketten	67,0	37,8	65,7	31,6
Csak a férfi	24,7	49,2	26,0	57,7
Csak a nő	8,3	13,0	8,3	10,5
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
Családok száma	47 173	1 997	45 980	1 389

^a Dolgozó család: a házaspár- vagy élettársak legalább egyike dolgozik

^b Roma család: a család legalább egy tagja romának vallotta magát első- vagy másodsorban

Forrás: MEF KRTK, 2015-2020, a szerzők számítása.

b) Házaspár, élettársi kapcsolatban élő, vagy egyedüli szülőként gyermeket nevelő 16-40 éves nők az együttélő 0-14 éves gyermekek száma szerint, a roma és nem roma családokban, 2015-2020, %

Együttélő 0-14 éves gyermekek	A család ^a	
	Nem roma	Roma
Nincs	31,9	14,5
Egy	36,9	35,1
Kettő	23,2	26,4
Három vagy több	8,0	24,0
Összesen	100,0	100,0
Megfigyelések száma ^b	75 331	6 363

Forrás: MEF KRTK, 2015-2020, a szerzők számítása

^a Roma család, ha legalább egy tagja romának vallotta magát első-, vagy másodsorban

^b A megfigyelés egysége: család-negyedév

F11. A (2) EGYENLET BECSLÉSE A JOBBIK TÁMOGATOTTSÁGÁRA VONATKOZÓ KÜLÖNFÉLE MUTATÓKKAL

Függő változó: a vizsgált személy foglalkoztatott (0,1).

	Jobbik mutató			Jobbik mutató		
	nyers	rJ1	rJ2	nyers	rJ1	rJ2
	Férfiak			Nők		
Roma	-0,242*** (3,8)	-0,105*** (6,0)	-0,110*** (5,8)	-0,215*** (4,9)	-0,071*** (5,8)	-0,081*** (6,8)
Roma × Jobbik	0,718** (2,5)	0,959*** (2,9)	0,687** (2,4)	0,737*** (3,5)	0,851*** (3,1)	0,761*** (3,8)
Roma × Kisvállalat	0,513* (1,8)	-0,037 (0,5)	-0,015 (0,2)	0,395** (2,2)	0,037 (0,7)	0,066 (1,4)
Roma × Jobbik × Kisvállalat	-2,887** (2,4)	-3,933*** (2,8)	-2,747** (2,3)	-1,807** (2,0)	-2,317** (2,0)	-1,847** (2,2)
Konstans	-0,370	-0,370	-0,370	-0,784	-0,784	-0,784
Kontrollok	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Járás fix hatások	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Megfigyelések száma	1 257 207	1 257 207	1 257 207	985 713	985 713	985 713
R2	0,237	0,237	0,237	0,252	0,252	0,252

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. A Roma × Jobbik és Roma × Jobbik × Kisvállalat interaktív változók standard hibáját a reziduális Jobbik mutatók (rJ1 és rJ2) esetében két lépéses bootstrap eljárással becsültük, a szövegben leírt módon.

Zárójelben a t-értékek.

rJ1, rJ2 magyarázatáról lásd a szöveget.

Kisvállalat, K: A 2-30 fős kisvállalatok részaránya a járási foglalkoztatásban.

A kontrollváltozók listáját lásd az F1. függelékben! A mintáról lásd az F2. függelékben!

Adatok: Népszámlálás 2011, Bértarifa-felvétel 2011, GSZR 2010, valasztas.hu, BISZ Zrt

rJ1 számítása. Az rJ1 mutató az 1. táblázatban látható, járási szintű pártválasztási egyenlet reziduuma. Ezt használjuk a főszövegben.

rJ2 számítása. Ebben az eljárásban a Jobbikra leadott szavazatokat, és a nem teljesítő devizahitelek területi szóródását is településszintű adatokkal mértük, utóbbit a nem teljesítő lakossági devizahitelek összegének a jelzáloghitelek teljes állományán belüli részarányával. Az ezt mérő mutató 2008 szeptemberére vonatkozik, az eloszlás deciliseibe sorolt értékeket tartalmaz, és a Verner és Gyöngyösi (2020a) műhelytanulmány 3. ábráján levő településszintű térképről származnak. A digitalizálást Czucik Rebeka (Geox Kft.) végezte, amit ezúton is köszönünk. A decilisértékeket egy dummy változó-sorozatként, a vállalati válság hatását tükröző árbevétel-csökkenéseket pedig a járásszintű értékek alapján képzett kvintilisek révén vontuk be az egyenletbe. Utána településszintű reziduumokat képeztünk, amelyeket a települések lélekszámával súlyozva járási szintre aggregáltunk.

F12. AZ ELŐITELETESÉG TERÜLETI SZÓRÓDÁSÁNAK IDŐBELI ÁLLANDÓSÁGÁRÓL

Amennyiben a Jobbik 2010-es támogatottsága – vagy annak a 2008-2010-es válság hatásaitól megtisztított része – valóban jó mércéje a helyi népesség erős előítéletességének, és feltesszük, hogy ez utóbbi sokkal kevésbé változékony, mint a politikai paletta, akkor azt várjuk, hogy a Jobbik 2010-es eredménye az akkor tapasztalhatóhoz 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 2001. évi foglalkoztatási, roma és kisvállalatsűrűség változókkal, valamint a Jobbik 2010. évi támogatottságát mérő indikátorainkkal.

A (2) egyenlet becslése 2001. évi roma és kisvállalatsűrűség változókkal, valamint a Jobbik 2010. évi támogatottságának különböző mutatóival – Lineáris valószínűségi modellek

Függő változó: a vizsgált személy foglalkoztatott (0,1)

	Férfiak			Nők		
	Jobbik mutató			Jobbik mutató		
	nyers	rJ1	rJ2	nyers	rJ1	rJ2
Roma	-0.301*** (4.3)	-0.044** (2.1)	-0.068*** (3.4)	-0.274*** (3.9)	-0.028 (1.3)	-0.050** (2.4)
Roma × Jobbik	1.294*** (3.9)	1.262*** (3.4)	1.383*** (4.1)	1.246*** (3.6)	1.325*** (3.3)	1.332*** (3.6)
Roma × Kisvállalat	0.635** (2.1)	-0.178** (2.1)	-0.097 (1.2)	0.418 (1.4)	-0.072 (0.9)	-0.017 (0.2)
Roma × Jobbik × Kisvállalat	-4.062*** (2.7)	-3.900** (2.2)	-4.433*** (2.9)	-2.413 (-1.6)	-2.853* (-1.7)	-2.730* (-1.7)
Konstans	0.158	0.158	0.158	-0.489	-0.489	-0.489
Kontrollok	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Járás fix hatások	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Megfigyelések száma	1,628,353	1,628,353	1,628,353	1,441,671	1,441,671	1,441,671
R2	0.180	0.180	0.180	0.227	0.227	0.227

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Zárójelben a t-értékek. Roma × Jobbik és Roma × Jobbik × Kisvállalat standard hibáját két lépéses bootstrap eljárással becsültük, a szövegben leírt módon.

Roma: Roma nemzetiségűnek vallotta magát a 2001-es népszámlálásban.

Kisvállalat: A 2-30 fős kisvállalatok részaránya a járási foglalkoztatásban, 2001

rJ1 és rJ2: számításuk módját lásd az F11. függelékben!

A kontrollváltozók listáját lásd az F1. függelékben!

Forrás: Népszámlálás 2001, Bértarifa-felvétel 2001, MEF 1999-2003, *valasztas.hu*

A 2001. évi minta két ponton tér el a 2011. évitől. Egyfelől, a 2001-es népszámlálásban a nemzetiségre vonatkozó kérdés csak egy válaszlehetőséget engedett meg (a kérdezettnek el kellett döntenie, hogy romának vagy magyarnak tartja-e magát), szemben a 2011. évi népszámlálással, ahol a kérdőív két nemzetiség választását tette lehetővé.²⁷ Másfelől, mivel a 2001. évi GSZR nem állt rendelkezésünkre, a 20 főnél kisebb vállalatoknál dolgozók arányát a MEF-ből becsültük. E célra – megfelelő esetszám eléréséhez – a felvétel 1999-2003. évi húsz hullámából építettünk egy egyesített keresztmetszeti mintát,

²⁷ A 2001-es census nemzetiség szerint 205 ezer főt azonosított romaként, szemben a 2011. évi 315 ezerrel.

ami járásokként átlagosan 3100 megfigyelést tartalmazott. A 20 fősnél nagyobb telephelyeken dolgozók számát továbbra is a Bértarifa-felvételből merítettük.²⁸

Mint a regressziós eredményekből látható, a foglalkoztatási egyenlet az említett eltérések és mérési zajok ellenére nagyon hasonlóan viselkedik, mint a 2011-es adatokat használó (2) modellünk, beleértve a Roma × Jobbik és a kulcsfontosságú Roma × Jobbik × Kisvállalat interakciókra kapott paramétereket.

F13. IPARÁGI RÉSZARÁNYOK A KISVÁLLALATOK ARÁNYA HELYETT

Függő változó: a vizsgált személy foglalkoztatott (0,1).

A (2) egyenletben szereplő „Kisvállalat” helyett ágazatok járási részarányával becsülve.

	Férfiak			Nők		
	Szolgáltatás	Építőipar	Mezőgazdaság	Szolgáltatás	Építőipar	Mezőgazdaság
Roma	-0,183*** (8,0)	-0,107*** (4,8)	-0,104*** (16,1)	-0,097*** (3,1)	-0,066*** (3,7)	-0,074*** (14,1)
Roma × Ágazat	0,001*** (3,2)	-0,000 (-0,22)	-0,001 (1,5)	0,001 (1,2)	0,001 (0,3)	0,002** (2,5)
Roma × Jobbik	-0,547 (-1,1)	0,510 (1,0)	0,217 (1,3)	-0,572 (1,0)	0,674** (2,0)	0,711*** (4,9)
Roma × Jobbik × Ágazat	0,012 (1,3)	-0,041 (1,0)	-0,019 (1,0)	0,018 (1,5)	-0,033 (1,1)	-0,046*** (2,8)
Konstans	-0,371	-0,371	-0,371	-0,785	-0,785	-0,784
Kontrollok	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Járás fix hatás	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Megfigyelések száma	1 257 207	1 257 207	1 257 207	985 713	985 713	985 713
R2	0,252	0,252	0,252	0,237	0,237	0,237

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Zárójelben a t-értékek.

Jobbik: reziduális Jobbik (rJ1).

F14. ISKOLAI SZEGREGÁCIÓS INDEX A JOBBIK TÁMOGATOTTSÁGA HELYETT

Függő változó: a vizsgált személy foglalkoztatott (0,1)

	Férfiak	Nők
Roma	-0,116*** (3,6)	-0,117*** (4,9)
Roma × Szegregációs index	0,099 (0,8)	0,230*** (2,7)
Roma × Kisvállalat	0,026 (0,2)	0,145 (1,6)
Roma × Szegregációs index × Kisvállalat	-0,460 (1,0)	-0,565 (1,6)
Konstans	-0,371	-0,785
Kontrollok	igen	igen
Járás fix hatások	igen	igen
Megfigyelések száma	1 257 207	985 713
R2	0,237	0,252

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Zárójelben a t-értékek.

S = az általános iskolai roma tanulók iskolák közötti elkülönülését mérő szegregációs index (0 ≤ S ≤ 1), a számításról lásd Kertesi és Kézdi (2009).

Forrás: Népszámlálás 2011, a Művelődés és Közoktatási Minisztérium 1985., 1989. és 1992. évi iskolasoros oktatási adminisztratív adatai.

²⁸ A kisvállalatsűrűség mutatóját előállító Stata kódot kérésre rendelkezésre bocsátjuk.

F15. KIHAGYOTT CSOPORTOK: VAN MENEKVÉS A DISZKRIMINÁCIÓ ELŐL?

Ebben a függelékben megvizsgáljuk, hogy a 15-60 éves roma népességben gyakoribb-e a vállalkozás, az alkalmi munka és a közfoglalkoztatás ott, ahol szélesebb az etnikai rés a bér munka világán belül. A számítások a 2011. évi népszámlálás adatain alapulnak. Kiszámítottuk az alkalmazásban állók (e), a vállalkozók (v), az alkalmi munkások (c) és a közmunkások (k) arányát járasonként és nemenként a 15-60 éves, érettségivel nem rendelkező népességben, a romákra (R) és a nem romákra (NR). A romák hátrányát a bér munkás foglalkoztatásban az $e^R - e^{NR}$ különbséggel (a tanulmányunkban elemzett nyers etnikai réssel) mérjük. Ezután megvizsgáljuk, hogy a v , c és k arányok hogyan függenek össze ezzel a különbséggel. A romák vállalkozási valószínűségére például az alábbi regressziót becsüljük:

$$v_i^R = \beta(e^R - e^{NR})_i + u_i \quad (3)$$

ahol a bal oldali változó a roma vállalkozók aránya a roma népességben, a jobb oldali pedig a bér munka esetében számított nyers etnikai rés, az i -ik járásban. A három (v , c és k) egyenletet egy lépésben, több függő változós modellként becsüljük (Stata *mvreg*), ami lehetővé teszi a reziduumaik közötti korrelációk vizsgálatát is.

A felhasznált járási szintű változók súlyozatlan átlagai és szórásai százalékban

	Férfiak		Nők	
	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás
Vállalkozás (v^R)	2,4	2,1	1,1	1,4
Alkalmi munka (c^R)	2,5	2,6	1,1	1,4
Közmunka (k^R)	6,8	4,7	4,3	2,5
Etnikai rés a bér munkában ($e^R - e^{NR}$)	-29,5	7,6	-33,9	6,0

Regressziós eredmények

Függő változók	β	t-érték	konstans	R2	std. β
<i>Férfiak</i>					
Vállalkozás (v^R)	0,070***	3,5	0,044	0,065	0,255
Alkalmi munka (c^R)	0,092***	3,7	0,052	0,073	0,271
Közmunka (k^R)	-0,111**	2,4	0,036	0,032	-0,180
<i>Nők</i>					
Vállalkozás (v^R)	0,094***	6,0	0,043	0,172	0,415
Alkalmi munka (c^R)	0,085***	5,3	0,040	0,139	0,373
Közmunka (k^R)	0,015	0,5	0,049	0,001	0,034

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Adatforrás: Népszámlálás 2011. N=175 járás
 β : együttható, std. β : standardizált együttható.

A reziduumok korrelációi

Egyenletpárok	Férfiak	Nők
Vállalkozás – Alkalmi munka	0,486	0,705
Vállalkozás – Közmunka	-0,407	-0,031
Alkalmi munka - Közmunka	-0,186	0,131

Az eredmények szerint minél nagyobb a cigányok hátránya a bér munka piacán, annál *kisebb* valószínűséggel vállalkoznak vagy végeznek alkalmi munkát, viszont (legalábbis a férfiak) annál nagyobb arányban lépnek közmunkába. Egy szórás egységnyi foglalkoztatási lemaradás a roma férfiak

körében egynegyed szórásegységgel csökkenti vállalkozóvá válásuk, illetve alkalmi munkavállalásuk esélyeit. A nők körében ezek a hatások még erőteljesebbek: 0,4 szórásegység körüli értékeket tesznek ki. Mint a korrelációs együtthatók mutatják, ahol különösen magas a roma vállalkozók aránya, ott különösen magas az alkalmi munkát végzőké is, miközben az átlagosnál kevesebb a közmunkás. Az alkalmi munka és a közmunka egyenlet reziduumai közötti korrelációk alacsonyak.